

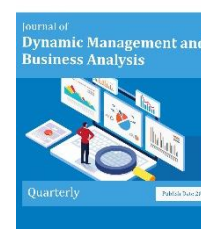


Journal Website

Article history:
Received 03 December 2025
Revised 14 July 2026
Accepted 21 July 2026
Initial Publication 03 August 2026
Final Publication 23 August 2026

Dynamic Management and Business Analysis

Volume 5, Issue 2, pp 1-32



E-ISSN: 3041-8933

Dynamics of Return and Asymmetric Volatility Transmission Between the Stock Market and Iran's Over-the-Counter Market: An Asymmetric Bivariate BEKK-GARCH Model

Zahra. Esmaili Tazangi¹, Seyed Yahya. Abtahi^{1*}, Gholam Reza. Askarzadeh Dareh¹, Hamid. Khajeh¹

¹ Department of Financial Management, Ya.C., Islamic Azad University, Yazd, Iran

* Corresponding author email address: SY.Abtahi@iau.ac.ir

Article Info

Article type:

Original Research

How to cite this article:

Esmaili Tazangi, Z., Abtahi, S. Y., Askarzadeh Dareh, G. R., & Khajeh, H. (2026). Dynamics of Return and Asymmetric Volatility Transmission Between the Stock Market and Iran's Over-the-Counter Market: An Asymmetric Bivariate BEKK-GARCH Model. *Dynamic Management and Business Analysis*, 5(2), 1-32.

<https://doi.org/10.61838/dmbaj.417>



© 2026 the author(s). Published by Knowledge Management Scientific Association. This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) License.

ABSTRACT

Objective: This study examined the dynamic transmission of returns and asymmetric volatility between Iran's stock market and over-the-counter market while jointly accounting for volatility breaks, thin trading, and aggregate trading volume.

Methodology: Daily observations for the Iranian stock market and over-the-counter market from September 28, 2009, to February 19, 2025, comprising 3,672 observations, were analyzed. The Iterated Cumulative Sum of Squares algorithm was applied to identify structural breaks in unconditional variance. A linear autoregressive state-space model with time-varying coefficients and the Kalman filter was used to adjust the return series for autocorrelation caused by thin trading. Return transmission, short- and long-run volatility spillovers, and asymmetric shock effects were estimated using a bivariate vector autoregressive model combined with an asymmetric BEKK-GARCH specification. Aggregate trading volume and dummy variables representing volatility breakpoints were subsequently incorporated into the mean and variance equations of the augmented model.

Findings: Unit-root tests indicated that stock-market returns, over-the-counter-market returns, and trading volume were stationary at level. Significant autoregressive coefficients confirmed return-memory effects and demonstrated that previous returns affected current returns in both markets. In the baseline specification, the asymmetry coefficients were statistically insignificant, indicating that positive and negative shocks exerted similar effects on conditional variance. However, after controlling for volatility breakpoints, aggregate trading volume, and thin-trading adjustments, the asymmetry coefficients became significant and leverage effects were confirmed in both markets. Negative shocks generated larger increases in volatility than positive shocks of a comparable magnitude. The results also supported significant dynamic return and volatility transmission and interdependence between the two markets.

Conclusion: Jointly incorporating volatility breaks, trading volume, and thin-trading adjustments provides a more accurate representation of cross-market return transmission and asymmetric volatility behavior. Omitting these factors may distort estimates of volatility persistence and underestimate the stronger response of both markets to adverse shocks.

Keywords: Return transmission, volatility spillover, volatility breaks, thin trading, leverage effect, asymmetric BEKK-GARCH model, stock market, Iranian over-the-counter market

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

Financial markets constitute a central component of modern economic systems because they mobilize savings, facilitate capital allocation, support corporate financing, and transmit information through asset prices. The stock market is therefore not merely a venue for trading ownership claims but also an important mechanism through which expectations regarding economic activity, political developments, monetary conditions, and corporate performance are incorporated into prices. Empirical evidence has shown that stock market performance is dynamically related to real economic activity and macroeconomic conditions. Studies of selected Asian economies have documented meaningful relationships between stock market development and economic growth, although the direction and strength of causality vary across countries (Tang et al., 2008). Similar evidence from Greater China indicates that the linkage between stock market performance and economic growth changes across economies and time horizons (Liu & Sinclair, 2008). Research on Asia-Pacific countries has also demonstrated significant associations between stock returns and macroeconomic variables such as exchange rates, industrial production, and consumer prices (Mahmood & Dinniah, 2009). Evidence from Thailand likewise suggests that stock market movements are influenced by changes in selected macroeconomic indicators (Forson & Janrattanagul, 2014). Beyond the return–growth nexus, stock market volatility can also interact with fluctuations in real output, implying that financial instability may transmit to the real economy and vice versa (Ahn & Lee, 2006). However, the direction of this relationship may depend on market regimes and prevailing economic conditions (Kanas & Ioannidis, 2010), while crisis episodes can alter the causal structure between stock returns and economic growth (Guo, 2015).

Alongside the main stock exchange, over-the-counter and small- and medium-sized enterprise markets play an increasingly important role in financial development by providing listing and financing opportunities to firms that do not satisfy the stricter requirements of the primary market. These markets frequently operate within the institutional, technological, and regulatory infrastructure of the principal exchange and may serve as a pathway through which smaller firms gradually move toward the main market (Harwood & Konidaris, 2015). Despite this institutional connection, the two markets may differ substantially in liquidity, disclosure quality, firm size, trading frequency, investor composition, and price discovery. Market microstructure theory suggests that such differences influence how information is processed and incorporated into prices, because observed returns depend not only on fundamental information but also on order flows, transaction costs, liquidity, and trading mechanisms (O'Hara, 2015). Consequently, examining return and volatility transmission between the main stock market and the OTC market is essential for understanding whether these segments function independently or whether shocks originating in one market are systematically transmitted to the other.

Previous studies on information transmission between large- and small-capitalization stocks have consistently shown that market segments are connected through dynamic spillover mechanisms. Evidence from the United Kingdom indicates that returns and volatility spillovers between large and small stocks may be asymmetric and directional (Harris & Pisedtasalasai, 2006). Similar findings from India suggest that large-capitalization stocks often play a leading role in information transmission to smaller stocks (Karmakar, 2010). Research on the Tokyo Stock Exchange also confirms that information is transmitted

between large- and small-capitalization indices, although the magnitude of transmission differs by market segment (Hung & Lin, 2013). Moreover, financial crises and changing liquidity conditions can intensify or weaken these dynamic relationships (Koulakiotis et al., 2016). Evidence from African equity markets likewise shows that return and volatility spillovers may be nonlinear, asymmetric, and sensitive to market-specific institutional characteristics (Kuttu, 2014). These findings imply that the relationship between Iran's stock market and OTC market should be analyzed within a framework capable of capturing both cross-market transmission and asymmetric responses to shocks.

A defining characteristic of financial return series is volatility clustering, whereby periods of high volatility tend to be followed by further high-volatility periods and calm periods tend to persist (Cont, 2007). ARCH and GARCH models were developed to represent this conditional heteroskedasticity and to explain how current variance depends on past shocks and past variance (Bollerslev, 2008). Nevertheless, highly persistent volatility estimates do not always indicate genuine long memory. They may instead reflect neglected structural changes in unconditional variance. Research has shown that nonstationarities and changes in volatility regimes can create the appearance of excessive persistence when standard GARCH models are estimated without accounting for breaks (Starica & Granger, 2005). Evidence from African stock markets similarly suggests that apparent long memory may be substantially reduced after structural breaks are incorporated into the analysis (Ngene et al., 2017). Recent methodological work has also demonstrated that structural breaks may follow complex nonlinear patterns, reinforcing the need for explicit break detection before estimating volatility dynamics (Wang et al., 2019). Large-scale shocks such as the COVID-19 pandemic can generate abrupt shifts in return and volatility behavior (Wang, 2024), while geopolitical risks can produce regime-dependent volatility patterns and affect forecasting performance (Segnon et al., 2024).

Thin trading represents another important source of bias in emerging and less liquid markets. When securities are not traded continuously, recorded prices may fail to incorporate current information, generating artificial serial correlation in observed returns. This problem is particularly relevant in OTC markets and among smaller firms. Research on Middle Eastern and North African markets has shown that thin trading can distort tests of market efficiency and create misleading evidence of return dependence (Harrison & Moore, 2012). Nonlinear tests of random walk behavior in African markets have likewise revealed that observed return dynamics may be affected by market frictions and irregular trading (Abakah et al., 2018). Failure to adjust for thin trading may also produce inconsistent estimates of return and volatility spillovers (Kuttu, 2014). State-space models and the Kalman filter offer an appropriate solution because they allow latent processes and time-varying autoregressive coefficients to be estimated flexibly under structural change and measurement irregularities (Chukhrova & Johannssen, 2017). Their application is particularly useful when the intensity of nontrading and information adjustment changes over time (Robinson et al., 2018).

Trading volume is also central to the interpretation of market volatility because it reflects the intensity of information arrival, differences in investor beliefs, and changes in buying and selling pressure. Comparative evidence from developed and emerging markets shows that the relationship between volume and volatility varies according to market depth, institutional quality, and information processing mechanisms (Girard & Biswas, 2007). Including volume in conditional variance models may reduce apparent volatility persistence because part of the clustering in volatility reflects information flows

embedded in trading activity. Liquidity and trading volume have also been shown to influence dynamic linkages between large and small stocks (Koulakiotis et al., 2016). More broadly, studies of commodities indicate that volatility transmission operates through interconnected market networks and is affected by changing regimes of risk and information (Tessmann et al., 2024).

Another well-established property of financial volatility is asymmetry. Negative shocks commonly generate larger increases in volatility than positive shocks of a similar magnitude. This leverage effect may be attributable to deteriorating financial conditions, heightened risk perceptions, liquidity withdrawal, and behaviorally amplified selling pressure. Empirical evidence demonstrates that the magnitude of the leverage effect varies with market conditions and tends to intensify during adverse periods (Chen et al., 2021). In Iran, asymmetric effects of high-frequency trading on stock returns have been reported across different market regimes (Zafarpour et al., 2023), while asymmetric adjustment has also been found between stock and foreign exchange market returns (Abtahi & Khajeh Mahmoudabadi, 2019). Behavioral finance provides an additional explanation because investors generally assign greater psychological weight to losses than to equivalent gains (Kahneman & Tversky, 2011). Investor sentiment can therefore influence liquidity, trading volume, and market returns, particularly when pessimism and uncertainty spread collectively (Zhou, 2025). Changes in sentiment have also been directly associated with increased stock market volatility (Sun, 2025). Although machine-learning and hybrid forecasting approaches can capture complex nonlinear patterns in volatility (Fischer & Krauss, 2018; Naimi et al., 2020), multivariate asymmetric GARCH models remain especially useful because they provide economically interpretable estimates of return transmission, volatility spillovers, and leverage effects. Accordingly, the present study investigates the dynamic transmission of returns and asymmetric volatility between Iran's stock market and OTC market while jointly accounting for volatility breaks, aggregate trading volume, and thin-trading adjustment.

Materials and Methods

The study employed daily data for the Iranian stock market and OTC market covering the period from September 28, 2009, to February 19, 2025. The final dataset consisted of 3,672 observations for the stock market return, OTC market return, and aggregate trading volume. Daily returns were calculated from the relevant market indices, while aggregate trading volume was constructed from the combined trading activity of the two markets. The empirical procedure was implemented in several stages. First, descriptive statistics and diagnostic tests were used to examine the distributional properties, serial correlation, conditional heteroskedasticity, and stationarity of the series. Stationarity was evaluated using the augmented Dickey–Fuller, Phillips–Perron, and Ng–Perron tests.

Second, volatility breaks were detected by applying the Iterated Cumulative Sum of Squares algorithm to the residuals of the return processes. This procedure identified structural changes in unconditional variance and enabled the construction of dummy variables corresponding to volatility regimes. Third, thin trading in the OTC return series was adjusted using a linear autoregressive state-space model with a time-varying coefficient estimated through the Kalman filter. The adjusted return series was then used in the multivariate analysis.

Finally, return transmission and volatility spillovers were estimated using a bivariate vector autoregressive model combined with an asymmetric BEKK-GARCH specification. The mean equations captured own-market and cross-market return effects, while the conditional variance equations estimated

short-run shock transmission, long-run volatility persistence, and asymmetric responses to negative innovations. An augmented version of the model incorporated the volatility-break dummy variables and aggregate trading volume into the mean and variance equations. The comparison between the baseline and augmented specifications was used to determine how structural breaks, trading volume, and thin-trading adjustment affected the estimated return and volatility transmission mechanisms.

Findings

The descriptive results revealed that both market return series had positive average returns close to zero, which is consistent with the behavior of daily financial returns. The trading-volume series was strongly right-skewed, as its mean was substantially larger than its median. The return distributions were non-normal and displayed excess kurtosis, particularly in the OTC market. Ljung–Box statistics indicated serial dependence in both the original and squared return series, while the ARCH tests confirmed significant conditional heteroskedasticity. These findings supported the application of multivariate GARCH modeling.

The unit-root tests consistently rejected the null hypothesis of nonstationarity. The stock market return, OTC market return, and aggregate trading-volume series were stationary at level under the augmented Dickey–Fuller, Phillips–Perron, and Ng–Perron procedures. The variables could therefore be entered directly into the VAR and BEKK-GARCH models without differencing.

The asymmetry diagnostic tests indicated that the two return series exhibited asymmetric behavior. The size-bias, negative-sign-bias, positive-sign-bias, and joint-effect tests were statistically significant for both markets. These results showed that positive and negative shocks of different magnitudes affected volatility differently and that the combined asymmetry effects were important in explaining the behavior of the conditional variance.

Cross-correlation analysis confirmed dynamic dependence between the two markets. Lagged stock market returns were positively correlated with current stock market and OTC returns, while lagged OTC returns were also positively related to current returns in both markets, although the cross-market correlations were weaker than the own-market relationships. The estimated autoregressive coefficients further indicated that previous returns affected current returns, confirming the presence of return-memory effects and short-run predictability.

The ICSS procedure identified substantial volatility breaks in both markets. The stock market series exhibited a prolonged period of structural instability, followed by a movement toward greater stability near the end of the sample. The OTC series showed two major intervals of volatility breaks, indicating that its unconditional variance changed across distinct regimes. These findings demonstrated that volatility was not constant over the full sample period and that a model ignoring such breaks would be misspecified.

The baseline asymmetric BEKK-GARCH estimates showed positive and significant mean returns and statistically meaningful autoregressive effects. However, the asymmetry coefficients in the unadjusted model were not significant, implying that positive and negative shocks initially appeared to exert similar effects on conditional variance. After volatility-break dummies, aggregate trading volume, and the thin-trading-adjusted OTC return were incorporated, the asymmetry coefficients became statistically significant in both markets. The augmented results therefore confirmed the presence of leverage effects.

Negative shocks generated larger increases in conditional variance than positive shocks of equivalent magnitude.

The augmented model also confirmed return and volatility transmission between the stock market and the OTC market. The significance of cross-market coefficients indicated that shocks originating in one market affected the return and risk dynamics of the other. Both short-run innovation effects and persistent volatility components contributed to this transmission. The inclusion of trading volume and structural breaks changed the magnitude and significance of several coefficients, demonstrating that these variables captured information that would otherwise have been incorrectly attributed to volatility persistence or symmetric shock effects.

Discussion and Conclusion

The findings demonstrate that Iran's stock market and OTC market are dynamically interconnected rather than functioning as isolated segments. Lagged returns in both markets contributed to current returns, which suggests that information is not incorporated instantaneously and that short-run memory exists in the return-generating process. The stronger own-market relationships and weaker but meaningful cross-market effects indicate that price discovery is partly segmented but still connected through common investors, institutional structures, and shared information flows.

The contrast between the baseline and augmented models is particularly important. In the simple specification, volatility appeared to respond symmetrically to positive and negative shocks. Once volatility breaks, trading volume, and thin trading were controlled, a clear leverage effect emerged. This result indicates that asymmetric volatility may remain hidden when structural and microstructural characteristics are omitted. Negative shocks exerted a stronger influence because adverse information is likely to trigger sharper risk reassessment, liquidity withdrawal, and selling pressure than favorable information of the same magnitude.

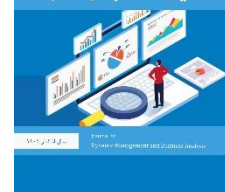
The identified volatility breaks further show that conditional risk evolved across distinct structural regimes. A substantial part of apparent persistence would therefore have been overstated if the shifts in unconditional variance had not been modeled. The thin-trading adjustment was equally important because infrequent transactions in the OTC market can delay the incorporation of information and create spurious serial dependence. By using a time-varying state-space correction, the analysis distinguished genuine return transmission from dependence caused by nonsynchronous trading.

Aggregate trading volume also contributed materially to the explanation of return and volatility dynamics. Its inclusion improved the representation of information arrival and trading intensity and altered the estimated persistence and asymmetry parameters. This finding supports the interpretation that volume contains information about disagreement, liquidity pressure, and market participation that cannot be fully captured by lagged returns and variances alone.

From a portfolio perspective, the presence of bidirectional volatility transmission implies that diversification across the stock and OTC markets may provide limited protection during turbulent periods. When shocks spread from one segment to the other, conditional correlations and covariances rise, reducing the effectiveness of static diversification strategies. Risk management should therefore rely on time-varying estimates and should explicitly incorporate structural breaks and asymmetric responses.

Overall, the study concludes that a comprehensive specification combining ICSS break detection, Kalman-filter thin-trading adjustment, aggregate trading volume, and an asymmetric bivariate BEKK-

GARCH model provides a more accurate representation of return and volatility transmission between Iran's stock market and OTC market. The results confirm dynamic interdependence, return-memory effects, structural instability, and leverage effects in both markets. Ignoring volatility breaks, thin trading, and trading volume may lead to biased estimates of persistence and may conceal the stronger impact of negative shocks.



پویایی بازده و انتقال نامتقارن نوسانات بین بازار سهام و فرابورس ایران با استفاده از مدل نامتقارن دومتغیره BEKK-GARCH

زهره اسماعیلی تزنکی^۱، سید یحیی ابطی^{۱*}، غلام رضا عسکرزاده دره^۱، حمید خواجه^۱

۱. گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران

*ایمیل نویسنده مسئول: SY.Abtahi@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله

چکیده

نوع مقاله

پژوهشی/اصلی

نحوه استناد به این مقاله:

اسماعیلی تزنکی، زهرا، ابطی، سید یحیی، عسکرزاده دره، غلام رضا، و خواجه، حمید. (۱۴۰۵). پویایی بازده و انتقال نامتقارن نوسانات بین بازار سهام و فرابورس ایران با استفاده از مدل نامتقارن دومتغیره BEKK-GARCH. *مدیریت پویا و تحلیل کسب و کار*، ۵(۲)، ۳۲-۱.



© ۱۴۰۵ تمامی حقوق انتشار این مقاله متعلق به نویسنده(گان) است. انتشار این مقاله به صورت دسترسی آزاد مطابق با گواهی (CC BY 4.0) صورت گرفته است.

هدف: هدف پژوهش حاضر بررسی پویایی انتقال بازده و نوسانات نامتقارن میان بازار سهام و فرابورس ایران با در نظر گرفتن همزمان شکست‌های نوسانی، معاملات کم‌حجم و حجم کل معاملات بود. **روش‌شناسی:** این پژوهش با استفاده از داده‌های روزانه شاخص‌های بازار سهام و فرابورس ایران طی دوره ۲۸ سپتامبر ۲۰۰۹ تا ۱۹ فوریه ۲۰۲۵ و در قالب ۳۶۷۲ مشاهده انجام شد. برای شناسایی تغییرات ساختاری در واریانس غیرشرطی از الگوریتم مجموع تجمعی تکراری مربعات (ICSS)، برای تعدیل خودهمبستگی ناشی از معاملات کم‌حجم از مدل خودرگرسیون فضای حالت خطی با ضرایب متغیر در زمان و فیلتر کالمن، و برای برآورد انتقال بازده، سرریز نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت و آثار نامتقارن شوک‌ها از مدل بردار خودرگرسیونی دومتغیره همراه با مدل نامتقارن BEKK-GARCH استفاده شد. حجم کل معاملات و متغیرهای مجازی مربوط به شکست‌های نوسانی نیز به معادلات میانگین و واریانس مدل تقویت‌شده وارد شدند. **یافته‌ها:** نتایج آزمون‌های مانایی نشان داد که بازده بازار سهام، بازده فرابورس و حجم معاملات در سطح مانا هستند. ضرایب خودرگرسیونی معنادار، وجود اثر حافظه و تأثیر بازده‌های گذشته بر بازده جاری هر دو بازار را تأیید کردند. در مدل پایه، ضرایب عدم تقارن معنادار نبودند و شوک‌های مثبت و منفی آثار مشابهی بر واریانس داشتند. باین حال، پس از لحاظ‌کردن شکست‌های نوسانی، حجم معاملات و تعدیل معاملات کم‌حجم، ضرایب عدم تقارن معنادار شدند و اثر اهرمی در هر دو بازار تأیید شد؛ به گونه‌ای که شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت افزایش بیشتری در نوسانات ایجاد کردند. همچنین، انتقال بازده و نوسانات میان دو بازار و وابستگی پویای متقابل آن‌ها تأیید شد. **نتیجه‌گیری:** لحاظ همزمان شکست‌های ساختاری نوسانات، حجم معاملات و معاملات کم‌حجم، برآورد دقیق‌تری از انتقال بازده و رفتار نامتقارن نوسانات ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد که نادیده‌گرفتن این عوامل ممکن است به برآورد نادرست پایداری نوسانات و واکنش بازارها به اخبار منفی و مثبت منجر شود.

کلیدواژه‌گان: انتقال بازده، سرریز نوسانات، شکست‌های نوسانی، معاملات کم‌حجم، اثر اهرمی، مدل نامتقارن BEKK-GARCH، بازار سهام، فرابورس ایران.

مقدمه

بازارهای مالی از مهم‌ترین سازوکارهای تجهیز و تخصیص منابع در اقتصادهای معاصر به شمار می‌آیند و از طریق تجمع پس‌اندازها، تسهیل تأمین مالی بنگاه‌ها، شکل‌دهی انتظارات سرمایه‌گذاران و انتقال اطلاعات به قیمت‌داری‌ها، نقشی تعیین‌کننده در رشد و ثبات اقتصادی ایفا می‌کنند. در این میان، بازار سهام نه تنها محلی برای مبادله مالکیت بنگاه‌ها، بلکه بستری برای انعکاس سریع تحولات اقتصادی، سیاسی و روان‌شناختی در قیمت‌ها و بازده‌داری‌هاست. شواهد تجربی نشان می‌دهد که میان عملکرد بازار سهام و متغیرهای واقعی اقتصاد، از جمله تولید، رشد اقتصادی و فعالیت صنعتی، روابط پویا و گاه دوسویه وجود دارد. برای نمونه، بررسی بازارهای آسیایی نشان داده است که توسعه بازار سهام می‌تواند با رشد اقتصادی ارتباط داشته باشد و مسیرهای علی میان این دو متغیر در کشورهای مختلف یکسان نیست (Tang et al., 2008). در اقتصادهای چین بزرگ نیز جهت و شدت رابطه میان عملکرد بازار سهام و رشد اقتصادی در افق‌های زمانی و ساختارهای نهادی متفاوت تغییر می‌کند (Liu & Sinclair, 2008). همچنین، شواهد مربوط به کشورهای آسیا و اقیانوسیه حاکی از آن است که بازده سهام با مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله تولید صنعتی، نرخ ارز و سطح قیمت‌ها، ارتباط معنادار دارد (Mahmood & Dinniah, 2009). در بازار سهام تایلند نیز حرکت شاخص سهام به‌طور معناداری از تغییرات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان تأثیر پذیرفته است (Forson & Janrattanagul, 2014). این پیوندها نشان می‌دهد که مطالعه پویایی بازده و نوسانات بازار سهام صرفاً موضوعی در حوزه مدیریت پرتفوی نیست، بلکه برای تحلیل ثبات اقتصاد کلان، کیفیت تخصیص سرمایه و ظرفیت تأمین مالی بخش واقعی نیز اهمیت دارد.

رابطه میان بازار مالی و بخش واقعی اقتصاد تنها به سطح بازده محدود نمی‌شود و نوسانات بازار سهام نیز می‌تواند اطلاعات مهمی درباره ناطمینانی اقتصادی و تغییرات آینده فعالیت‌های واقعی فراهم کند. شواهد تجربی نشان داده است که میان نوسان عملکرد بازار سهام و نوسان تولید واقعی روابط متقابلی وجود دارد و شوک‌های هر بخش می‌توانند به بخش دیگر منتقل شوند (Ahn & Lee, 2006). باین‌حال، این ارتباط در همه شرایط یکسان نیست و وضعیت یا رژیم بازار می‌تواند جهت علیت میان بازده واقعی سهام و فعالیت واقعی را تغییر دهد (Kanas & Ioannidis, 2010). همچنین، مطالعه دوره‌های پیش و پس از بحران نشان داده است که رابطه علی میان بازده سهام و رشد اقتصادی واقعی تحت تأثیر بحران‌ها و تغییر شرایط اقتصادی دگرگون می‌شود (Guo, 2015). در نتیجه، برای شناخت آثار بازار سرمایه بر اقتصاد، اتکا به میانگین‌های ساده بازده یا مدل‌های خطی ثابت کافی نیست، زیرا ساختار روابط میان بازارها و متغیرهای اقتصادی ممکن است در طول زمان، به‌ویژه در دوره‌های بحران، جهش قیمت‌ها، تغییر سیاست‌های اقتصادی یا افزایش ناطمینانی، دچار تحول شود.

در کنار بازار اصلی سهام، بازارهای فرابورس یا بازارهای ویژه شرکت‌های کوچک و متوسط بخش مهمی از معماری مالی کشورها را تشکیل می‌دهند. این بازارها معمولاً امکان پذیرش و تأمین مالی بنگاه‌هایی را فراهم می‌کنند که به دلیل اندازه کوچک‌تر، سابقه فعالیت کوتاه‌تر، نقدشوندگی محدودتر یا ناتوانی در رعایت الزامات سخت‌گیرانه پذیرش، امکان ورود به بازار اصلی را ندارند. بازارهای اختصاصی شرکت‌های کوچک و متوسط می‌توانند از اعتبار، زیرساخت معاملاتی، نظارت و شبکه سرمایه‌گذاران بازار اصلی بهره‌مند شوند و در مقابل، به‌عنوان مسیر رشد و انتقال شرکت‌ها به بازار اصلی عمل کنند (Harwood & Konidaris, 2015). باین‌حال، تفاوت در اندازه شرکت‌ها، میزان افشای اطلاعات، عمق بازار، تنوع سرمایه‌گذاران، هزینه معامله و شدت معاملات موجب می‌شود رفتار بازده و نوسانات در بازار اصلی و فرابورس یکسان نباشد. از منظر نظریه ریزساختار بازار، قیمت‌ها حاصل تعامل سفارش‌ها، اطلاعات، نقدشوندگی و رفتار معامله‌گران هستند و تفاوت در سازوکار انجام معامله می‌تواند سرعت و کیفیت انعکاس اطلاعات در قیمت را تغییر دهد (O'Hara, 2015). بنابراین، بررسی چگونگی انتقال بازده و

نوسانات میان بازار سهام و فرابورس می‌تواند نشان دهد که اطلاعات، ریسک و شوک‌ها با چه سرعت و شدتی میان بخش‌های مختلف بازار سرمایه منتشر می‌شوند.

ادبیات انتقال اطلاعات میان سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک نشان می‌دهد که اندازه بنگاه و میزان نقدشوندگی می‌تواند جهت و شدت سرریزهای بازده و نوسانات را تعیین کند. شواهد بازار بریتانیا نشان داده است که انتقال بازده و نوسانات میان سهام بزرگ و کوچک نامتقارن است و اطلاعات معمولاً با سرعت و شدت متفاوتی در این دو گروه جذب می‌شود (Harris & Pisedtasalasai, 2006). در بازار هند نیز سرریز اطلاعات میان شاخص سهام بزرگ و کوچک تأیید شده و مشخص گردیده است که سهام شرکت‌های بزرگ‌تر می‌توانند نقش پیشرو در انتقال اطلاعات به سهام کوچک‌تر داشته باشند (Karmakar, 2010). یافته‌های بورس توکیو نیز از وجود آثار انتقال اطلاعات میان شاخص‌های شرکت‌های با ارزش بازار بزرگ و کوچک حمایت می‌کند (Hung & Lin, 2013). در عین حال، بحران‌های مالی و وضعیت نقدشوندگی می‌توانند ساختار این ارتباطات را دگرگون سازند و شدت پیوندهای پویای میان سهام بزرگ و کوچک را افزایش یا کاهش دهند (Koulakiotis et al., 2016). در بازارهای آفریقایی نیز مطالعه هم‌زمان بازده و نوسانات نشان داده است که سرریزهای میان‌بازاری ممکن است جهت‌دار، نامتقارن و وابسته به ویژگی‌های نهادی هر بازار باشند (Kuttu, 2014). این نتایج اهمیت مطالعه انتقال‌های میان‌بازاری را برجسته می‌کند، اما تعمیم مستقیم آن‌ها به رابطه بازار اصلی و فرابورس بدون لحاظ تفاوت‌های معاملاتی و ساختاری می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی، خوشه‌بندی نوسانات است؛ بدین معنا که دوره‌های نوسان شدید تمایل دارند در پی یکدیگر ظاهر شوند و دوره‌های آرام نیز استمرار یابند (Cont, 2007). مدل‌های خانواده ARCH و GARCH برای بازنمایی این پدیده توسعه یافته‌اند و امکان می‌دهند واریانس شرطی جاری به شوک‌ها و واریانس‌های گذشته وابسته باشد (Bollerslev, 2008). باین‌حال، پایداری بالای برآوردشده در مدل‌های GARCH همیشه الزاماً به معنای حافظه واقعی و بلندمدت در نوسانات نیست؛ بلکه ممکن است نتیجه نادیده‌گرفتن تغییرات ساختاری و شکست‌های ناگهانی در واریانس غیرشرطی باشد. پژوهش‌های مربوط به ناپایداری بازده سهام نشان داده‌اند که بخش مهمی از پایداری ظاهری نوسانات می‌تواند ناشی از تغییر رژیم‌ها و جابه‌جایی در سطح واریانس باشد (Starica & Granger, 2005). همچنین، در بازارهای آفریقایی شواهدی ارائه شده است که نشان می‌دهد آنچه در نگاه نخست به‌صورت حافظه بلندمدت مشاهده می‌شود، ممکن است پس از لحاظ شکست‌های ساختاری تضعیف یا حتی حذف شود (Ngene et al., 2017). از این‌رو، تشخیص نقاط شکست نوسانی پیش از برآورد مدل‌های انتقال نوسانات، برای جلوگیری از بیش‌برآورد پایداری و استنباط نادرست درباره ماهیت ریسک ضروری است.

روش‌های جدید شناسایی شکست ساختاری نیز بر اهمیت توجه به تغییرات ناگهانی در رفتار سری‌های مالی تأکید دارند. رویکردهای مبتنی بر یادگیری عمیق نشان داده‌اند که تغییرات ساختاری در سری‌های زمانی می‌توانند الگوهای پیچیده و غیرخطی داشته باشند و روش‌های انعطاف‌پذیرتر قادرند زمان و شدت این شکست‌ها را دقیق‌تر شناسایی کنند (Wang et al., 2019). با وجود پیشرفت روش‌های داده‌محور، الگوریتم‌های اقتصادسنجی شناسایی شکست همچنان به دلیل شفافیت تفسیری و امکان ادغام با مدل‌های واریانس شرطی اهمیت دارند. افزون بر این، بحران‌های فراگیر می‌توانند به‌عنوان منشأ شکست‌های ساختاری عمل کنند؛ برای مثال، دوره همه‌گیری کووید-۱۹ تغییرات معناداری در بازده و نوسانات بازار سهام ایجاد کرده و نشان داده است که شوک‌های کلان می‌توانند رژیم‌های متفاوتی از رفتار بازار را پدید آورند (Wang, 2024). ریسک‌های ژئوپلیتیکی نیز می‌توانند مسیر نوسانات را در رژیم‌های مختلف تغییر دهند و دقت پیش‌بینی را به نحوه لحاظ تغییر وضعیت بازار وابسته سازند (Segnon et al., 2024). بنابراین، تحلیل نوسانات بدون لحاظ شکست‌های ساختاری ممکن است آثار رویدادهای سیاسی، اقتصادی و بحران‌های فراگیر را به‌اشتباه به حافظه ذاتی بازار نسبت دهد.

عامل دیگری که می‌تواند بر برآورد بازده و نوسانات اثر بگذارد، معاملات نازک یا کم‌حجم است. در بازارهایی که برخی دارایی‌ها به‌طور مستمر معامله نمی‌شوند، قیمت ثبت‌شده ممکن است اطلاعات روز جاری را منعکس نکند و در نتیجه، خودهمبستگی کاذب در بازده ایجاد شود. این مسئله در بازارهای نوظهور، بازار سهام شرکت‌های کوچک و بازارهای فرابورس به دلیل نقدشوندگی کمتر اهمیت بیشتری دارد. بررسی کارایی، غیرخطی بودن و معاملات نازک در بازارهای خاورمیانه و شمال آفریقا نشان داده است که بی‌توجهی به عدم تداوم معاملات می‌تواند آزمون‌های کارایی و برآورد وابستگی بازده را منحرف کند (Harrison & Moore, 2012). همچنین، شواهد بازارهای منتخب آفریقا نشان می‌دهد که رفتار بازده ممکن است از الگوی گام تصادفی خطی فاصله داشته باشد و روابط غیرخطی و ویژگی‌های معاملاتی بازار باید در آزمون کارایی لحاظ شوند (Abakah et al., 2018). در تحلیل سرریز میان بازارهای آفریقایی نیز مشخص شده است که تعدیل نکردن معاملات کم‌حجم می‌تواند به برآوردهای ناسازگار از انتقال بازده و نوسانات بینجامد (Kuttu, 2014). از این رو، استخراج بازده تعدیل‌شده با استفاده از روش‌هایی که اجازه تغییر ضرایب خودرگرسیون در طول زمان را می‌دهند، می‌تواند تصویر معتبرتری از فرایند واقعی قیمت‌گذاری ارائه کند. مدل‌های فضای حالت و فیلتر کالمن از ابزارهای مناسب برای برآورد متغیرهای نهفته و ضرایب متغیر در زمان به شمار می‌آیند. این مدل‌ها امکان تفکیک جزء مشاهده‌شده از فرایند پنهان را فراهم می‌کنند و می‌توانند در شرایط وجود تغییرات ساختاری، داده‌های ناقص یا روابط زمانی ناپایدار به کار روند (Chukhrova & Johannssen, 2017). کاربرد مدل خودرگرسیونی فضای حالت با ضریب متغیر در زمان، برخلاف فرض ضریب ثابت، با ماهیت متحول بازارهای نوظهور سازگارتر است؛ زیرا شدت معاملات نازک و سرعت جذب اطلاعات ممکن است در دوره‌های مختلف تغییر کند. این رویکرد در مطالعات مربوط به تعدیل معاملات کم‌حجم و سنجش حافظه بازار نیز مورد توجه قرار گرفته است (Robinson et al., 2018). در نتیجه، ترکیب فیلتر کالمن با مدل‌های چندمتغیره نوسان می‌تواند از یک‌سو خودهمبستگی ناشی از عدم معامله را تعدیل کند و از سوی دیگر، سرریز واقعی بازده و نوسانات میان بازارها را با دقت بیشتری آشکار سازد.

حجم معاملات نیز از متغیرهای بنیادی در توضیح پویایی قیمت و نوسانات است. از منظر ریزساختار بازار، افزایش حجم می‌تواند نشانه ورود اطلاعات جدید، اختلاف در تفسیر اطلاعات، تغییر ترکیب سفارش‌ها یا جابه‌جایی موقعیت سرمایه‌گذاران باشد. شواهد مقایسه‌ای میان بازارهای توسعه‌یافته و نوظهور نشان داده است که رابطه حجم و نوسان در همه بازارها یکسان نیست و کیفیت اطلاعات، عمق بازار و ساختار سرمایه‌گذاران می‌تواند این رابطه را تعدیل کند (Girard & Biswas, 2007). ورود حجم معاملات به مدل‌های نوسان در برخی موارد موجب کاهش پایداری برآوردشده شده است؛ زیرا بخشی از خوشه‌بندی نوسان از جریان اطلاعاتی نهفته در حجم ناشی می‌شود. در بازارهای دارای شرکت‌های بزرگ و کوچک نیز نقدشوندگی و حجم معاملات می‌توانند مسیر انتقال نوسان را تغییر دهند (Koulakiotis et al., 2016). افزون بر این، پیوند نوسانی و اتصال بازارها تنها به بازار سهام محدود نیست و بررسی بازارهای فلزات و انرژی نشان داده است که شوک‌ها و نوسانات از طریق شبکه‌ای از ارتباطات پویا میان بازارها منتقل می‌شوند (Tessmann et al., 2024). بنابراین، لحاظ حجم کل معاملات در معادلات میانگین و واریانس می‌تواند به تفکیک اثر جریان اطلاعات از اثر حافظه و شوک‌های گذشته کمک کند.

یکی دیگر از واقعیت‌های مهم بازارهای مالی، واکنش نامتقارن نوسانات به اخبار مثبت و منفی است. اثر اهرمی بیان می‌کند که شوک‌های منفی معمولاً افزایش بیشتری در نوسانات نسبت به شوک‌های مثبت هم‌اندازه ایجاد می‌کنند. این پدیده می‌تواند از افزایش نسبت بدهی به ارزش بازار شرکت پس از کاهش قیمت، تشدید ریسک ادراک‌شده، محدودیت‌های مالی، فروش هیجانی یا رفتار نامتقارن سرمایه‌گذاران ناشی شود. شواهد تجربی نشان داده است که شدت اثر اهرمی به شرایط بازار وابسته است و در دوره‌های نزولی، بحران یا نااطمینانی، واکنش نوسانات به اخبار منفی ممکن است قوی‌تر شود (Chen et al., 2021). در بورس اوراق بهادار تهران نیز آثار نامتقارن معاملات پریسامد بر بازده شرکت‌ها گزارش شده و مشخص گردیده است که تأثیر افزایش و کاهش معاملات در رژیم‌های مختلف یکسان نیست (Zafarpour et al.,).

2023). همچنین، رابطه میان بازده بازار سهام و ارز در ایران دارای پویایی آستانه‌ای و تعدیل نامتقارن است و سرعت بازگشت به تعادل بلندمدت در جهت‌های مختلف تفاوت دارد (Abtahi & Khajeh Mahmoudabadi, 2019). این یافته‌ها نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌های متقارن می‌تواند واکنش شدیدتر بازار به اخبار نامطلوب را پنهان سازد.

تبیین عدم تقارن نوسانات بدون توجه به ابعاد رفتاری بازار کامل نیست. نظریه چشم‌انداز نشان می‌دهد که افراد زیان و سود هم‌اندازه را به صورت یکسان ارزیابی نمی‌کنند و حساسیت آنان نسبت به زیان معمولاً بیشتر از سود است (Kahneman & Tversky, 2011). این زیان‌گریزی می‌تواند در دوره کاهش قیمت به فروش شتاب‌زده، تشدید بدبینی و افزایش نوسانات منجر شود. احساسات سرمایه‌گذاران نیز بر نقدشوندگی، حجم معاملات و نوسانات اثر می‌گذارد و نوسان در خوش‌بینی و بدبینی می‌تواند بازده بازار را از عوامل بنیادی دور کند (Zhou, 2025). همچنین، رابطه میان احساسات بازار و نوسانات سهام نشان می‌دهد که تغییر نگرش جمعی معامله‌گران می‌تواند شدت و تداوم حرکت‌های بازار را افزایش دهد (Sun, 2025). این سازوکار در بازارهای کم‌عمق‌تر و دارای مشارکت گسترده سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای ممکن است پررنگ‌تر باشد، زیرا اطلاعات با تأخیر یا به صورت ناهمگون پردازش می‌شود و واکنش‌های تقلیدی می‌تواند شوک‌ها را تقویت کند.

پیش‌بینی نوسانات نیز به‌طور فزاینده‌ای از روش‌های ترکیبی و غیرخطی بهره می‌گیرد. ترکیب مدل‌های GARCH با الگوریتم‌های یادگیری ماشین نشان داده است که استفاده هم‌زمان از ساختار اقتصادسنجی و توانایی استخراج الگوهای پیچیده می‌تواند دقت پیش‌بینی نوسانات را افزایش دهد (Naimi et al., 2020). شبکه‌های حافظه بلند کوتاه‌مدت نیز در پیش‌بینی بازار مالی توانایی شناسایی وابستگی‌های زمانی غیرخطی را نشان داده‌اند (Fischer & Krauss, 2018). با این حال، هدف تحلیل انتقال نوسانات صرفاً پیش‌بینی نیست، بلکه تفسیر جهت، شدت و منشأ سرریزها نیز اهمیت دارد. مدل‌های چندمتغیره GARCH، به‌ویژه ساختار BEKK، این امکان را فراهم می‌کنند که آثار شوک‌های گذشته، واریانس‌های گذشته و مؤلفه‌های نامتقارن در قالب ماتریس واریانس-کوکواریانس شرطی بررسی شوند. مزیت این مدل‌ها آن است که ضمن حفظ مثبت بودن ماتریس واریانس-کوکواریانس، می‌توانند انتقال کوتاه‌مدت و بلندمدت ریسک را میان بازارها اندازه‌گیری کنند. با وجود گسترش ادبیات سرریز بازده و نوسانات، چند خلأ اساسی همچنان باقی است. نخست، بیشتر مطالعات بر روابط میان بازار سهام و متغیرهای کلان، بازار سهام و بخش واقعی اقتصاد، یا سرریز میان سهام بزرگ و کوچک تمرکز کرده‌اند و رابطه پویای بازار اصلی و فرابورس کمتر بررسی شده است. دوم، در بسیاری از پژوهش‌ها شکست‌های نوسانی، معاملات کم‌حجم و حجم معاملات به صورت جداگانه مطالعه شده‌اند، درحالی‌که این عوامل می‌توانند به‌طور هم‌زمان بر برآورد انتقال‌ها اثر بگذارند. سوم، نادیده گرفتن معاملات نازک ممکن است وابستگی کاذب در بازده ایجاد کند، درحالی‌که حذف شکست‌های ساختاری می‌تواند پایداری نوسان را بیش‌برآورد کند و کنارگذاشتن حجم معاملات نیز بخشی از جریان اطلاعات را از مدل خارج سازد. چهارم، فرض تقارن شوک‌ها ممکن است واکنش متفاوت بازار به اخبار منفی و مثبت را پنهان کند. از این رو، تلفیق الگوریتم تشخیص شکست، مدل فضای حالت با فیلتر کالمن و مدل نامتقارن دومتغیره BEKK-GARCH می‌تواند چارچوبی جامع برای تفکیک این آثار فراهم سازد.

اهمیت این موضوع در بازار سرمایه ایران دوچندان است؛ زیرا بورس و فرابورس از نظر اندازه شرکت‌ها، شرایط پذیرش، عمق بازار، نقدشوندگی، ترکیب سرمایه‌گذاران و فراوانی معامله تفاوت دارند، اما از طریق سازوکارهای اطلاعاتی، نهادی و معاملاتی به یکدیگر متصل‌اند. شوک‌های سیاسی، تحریم‌ها، تغییرات نرخ ارز، سیاست‌های پولی، محدودیت‌های معاملاتی و دوره‌های رشد یا رکود شدید می‌توانند شکست‌های ساختاری متعددی در نوسانات ایجاد کنند. همچنین، سهم بالای سرمایه‌گذاران حقیقی و حساسیت بازار به اخبار و احساسات، زمینه واکنش‌های نامتقارن و اثر اهرمی را تقویت می‌کند. در چنین شرایطی، مطالعه سرریز بازده و نوسانات بدون تعدیل معاملات کم‌حجم، کنترل حجم معاملات و شناسایی شکست‌های واریانس ممکن است تصویری ناقص از وابستگی دو بازار ارائه دهد. تحلیل دقیق این روابط می‌تواند برای سرمایه‌گذاران

در زمینه تنوع بخشی و پوشش ریسک، برای مدیران بازار در زمینه طراحی سازوکارهای معاملاتی و برای سیاست گذاران در زمینه مهار سرایت نوسانات و افزایش ثبات بازار سرمایه مفید باشد.

بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی پویایی انتقال بازده و نوسانات نامتقارن میان بازار سهام و فرابورس ایران با لحاظ هم زمان شکست های نوسانی، حجم معاملات و تعدیل معاملات کم حجم در چارچوب مدل نامتقارن دومتغیره BEKK-GARCH است.

روش پژوهش

در این مطالعه، داده های روزانه برای بورس ایران و برای دوره زمانی ۲۸/۰۹/۲۰۰۹ تا ۱۹/۰۲/۲۰۲۵ می باشد. اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش از نشریات مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایر بانک های اطلاعاتی ایران استفاده شده است. همان طور که قبلاً ذکر شد، این مقاله به بررسی انتقالات پویای بازده و نوسانات نامتقارن بین بازار سهام اصلی و فرابورس می پردازد. این انتقالات پویا می توانند منجر به یک مشارکت غیرمستقیم بالقوه از بازار سهام شرکت های کوچک و متوسط در توسعه اقتصادی از طریق کانال بازار اصلی شوند. همزمان، تأثیرات مشترک شکست های نوسانات، معاملات کم حجم و حجم معاملات بر این انتقالات بین بازاری نیز در نظر گرفته شده اند (زیرا نادیده گرفتن این اثرات ممکن است منجر به بیش برآوردی در پایداری نوسانات شود). برای آزمون وجود شکست های نوسانات، از الگوریتم مجموع تجمعی مربعات تکراری^۱ (ICSS) استفاده شده است. برای جلوگیری از مشکل خودهمبستگی ناشی از معاملات کم حجم، سری بازده فرابورس با استفاده از یک مدل فضای حالت خطی AR و تخمین فیلتر کالمن تعدیل شده است. سپس سری بازده تعدیل شده برای معاملات کم حجم، متغیرهای موهومی نشان دهنده شکست های نوسانات و متغیر حجم معاملات در یک مدل VAR دو متغیره تقویت شده با BEKK-GARCH نامتقارن گنجانده شدند تا دینامیک بازده و نوسانات نامتقارن بین دو بازار بررسی شود. مدل های اقتصادسنجی استفاده شده در این مطالعه در زیربخش های بعدی توضیح داده شده اند.

الگوریتم مجموع تجمعی مربعات تکراری (ICSS)

این الگوریتم توسط انکلان و تیائو^۲ (۱۹۹۴) برای شناسایی تغییرات ساختاری متعدد در واریانس بدون شرط بازده (شکست های نوسانات) معرفی شد. الگوریتم ICSS شروع و پایان رژیم های نوسانات بازده را ارائه می دهد و در برابر ناهمسانی واریانس مقاوم است. فرض کنید ε_t یک سری با میانگین صفر و واریانس بدون شرط $(\sigma_{\varepsilon_t}^2)$ باشد. در هر بازه بین شکست ها، واریانس برابر با $\sigma_{\varepsilon_t}^2$ است، که $j = 1, 2, \dots, NT$ و NT تعداد کل شکست های نوسانات در T مشاهده است. مجموعه نقاط شکست به صورت زیر داده می شود:

$$1 < K_1 < K_2 < \dots < K_{NT}$$

واریانس بدون شرط در NT بازه به صورت زیر بیان می شود:

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \sigma_0^2 & \text{for } 1 < t < K_1 \\ \sigma_1^2 & \text{for } K_1 < t < K_2 \quad (1) \\ \sigma_{NT}^2 & \text{for } K_{NT} < t < T \end{cases}$$

برای تخمین تعداد شکست های نوسانات، مجموع تجمعی مربعات مشاهدات از ابتدای سری تا نقطه زمانی k به صورت زیر تعیین می شود:

$$G_k = \sum_{t=1}^k \varepsilon_t^2, \text{ for } k = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

¹ Iterated Cumulated Sum of Squares

² Inclan and Tiao



که در آن ε_t سری باقیمانده‌های بدست آمده از فرآیند $AR(1)$ سری بازده (R_t) است:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

سپس آماره D_k به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_k = \left(\frac{C_k}{C_T} \right) - \frac{k}{T'} \quad \text{with } D_0 = D_T = 0 \quad (4)$$

که در آن CT مجموع تجمعی مربعات برای کل نمونه است.

آماره D_k در صورت عدم وجود شکست‌های نوسانات حول صفر نوسان خواهد کرد. هنگام رسم D_k در برابر k ، یک خط افقی ظاهر می‌شود. در مقابل، اگر شکست‌های نوسانات وجود داشته باشند، آماره D_k از صفر فاصله می‌گیرد. از مقادیر بحرانی بدست آمده از توزیع D_k برای شناسایی شکست‌های مهم در واریانس تحت فرضیه صفر ثبات واریانس استفاده می‌شود. وقتی بیشینه مقدار مطلق D_k از مقدار بحرانی فراتر رود، فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین، اگر $\{ \max_k \sqrt{T/2} |D_k| \}$ بزرگ‌تر از حد از پیش تعیین‌شده باشد، k^* که مقداری است که در آن $\max_k |D_k|$ به دست می‌آید، به عنوان تخمینی از نقطه شکست نوسانات در نظر گرفته می‌شود.

مدل فضای حالت خطی AR با تخمین فیلتر کالمن

برای تعدیل بازده فرابورس (R_{2t}) در شرایط معاملات کم‌حجم، از مدل فضای حالت خطی $AR(1)$ (هاروی^۱، ۱۹۸۹؛ همیلتون^۲، ۱۹۹۴؛ کوپمن، شفرد و دورنیک^۳، ۱۹۹۹) با تخمین فیلتر کالمن (کالمن و بوسی^۴، ۱۹۶۱) استفاده شد. این مدل اجازه می‌دهد ضریب $AR(1)$ متغیر با زمان باشد و می‌تواند به صورت معادلات فضا و حالت زیر بیان شود:

$$R_{2t} = \beta_0 + \beta_{1t} R_{2,t-1} + e_t \quad (5)$$

$$R_{1t} = \beta_{1t-1} + v_t \quad (6)$$

که در آن e_t و $v_t \sim N(0, \sigma_t^2)$.

پارامتر β_{1t} در معادله (۵) نشان‌دهنده ضریب $AR(1)$ متغیر با زمان است. دینامیک ضریب $AR(1)$ با استفاده از معادله (۶) و یک فیلتر بازگشتی کالمن تخمین زده شد. به طور اصلی، فیلتر کالمن ضرایب یک‌مرحله‌ای پیش‌رونده را به صورت متوالی تخمین می‌زند تا مجموعه‌ای از β_{1t} و انحراف‌های استاندارد مربوطه در طول زمان تولید کند. به عبارت دیگر، فیلتر کالمن مجموعه‌ای از اندازه‌گیری‌های مشاهده‌شده در طول زمان تولید می‌کند تا پارامتر ناشناخته (β_{1t}) را تخمین بزند. مسیر زمانی این پارامتر نشان‌دهنده تعدیل معاملات کم‌حجم متغیر با زمان است.

همان‌طور که هریسون و مور (۲۰۱۲) پیشنهاد کردند، برای به دست آوردن بازده تعدیل‌شده برای معاملات کم‌حجم فرابورس (R_{2t}^d)، ضریب متغیر با زمان (β_{1t}) و باقیمانده‌ها (e_t) از مدل فوق استخراج شدند و برای تخمین R_{2t}^d به صورت زیر استفاده شدند:

$$R_{2t}^d = \frac{e_t}{1 - \beta_{1t}} \quad (7)$$

¹Harvey

²Hamilton

³Koopman, Shephard, & Doornik

⁴Kalman & Bucy

مدل VAR دو متغیره BEKK-GARCH نامتقارن

مدل BEKK-GARCH نامتقارن چندمتغیره توسط انگل و کرونر^۱ (۱۹۹۵) و کرونر و انگ^۲ (۱۹۹۸) توسعه داده شد تا انتقال نوسانات نامتقارن در بین بازارهای متعدد را ثبت کند. ماتریس واریانس-کواریانس این مدل بر اساس بردار جمله نوآوری (ε_t) یک مدل VAR ساخته شده است. فرض کنید $R_t' = (R_{1t}, R_{2t})$ نشان‌دهنده یک بردار (2×1) از سری بازده بازار اصلی و فرابورس در روز t باشد و p نشان‌دهنده مرتبه تأخیر باشد، مدل $VAR(p)$ دو متغیره به صورت زیر قابل بیان است:

$$\begin{pmatrix} R_{1t} \\ R_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varphi_{11}^1 & \varphi_{12}^1 \\ \varphi_{21}^1 & \varphi_{22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \varphi_{11}^p & \varphi_{12}^p \\ \varphi_{21}^p & \varphi_{22}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{1,t-p} \\ R_{2,t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (8)$$

که در آن μ_i ($i = 1, 2$) نشان‌دهنده ثابت‌ها یا ضرایب دریافت برای سری بازده i است (که ۱ و ۲ به ترتیب نشان‌دهنده بازده بازار اصلی و فرابورس هستند) و ε_{it} ($i = 1, 2$) نشان‌دهنده جمله نوآوری (شوگ) برای سری بازده i در روز t است. پارامترهای قطری φ_{ij}^p ($i = j$) اثر سرریز بازده در داخل سری بازده منفرد (سرریز بازده خودی) را اندازه‌گیری می‌کنند، در حالی که پارامترهای غیرقطری φ_{ij}^p ($i \neq j$) اثر سرریز بازده بین سری‌های بازده (سرریز بازده متقاطع) را کمی می‌کنند. بردار جملات خطا سپس برای مدل‌سازی یک فرآیند BEKK-GARCH(1,1) نامتقارن دو متغیره استفاده می‌شود که می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$H_t = C'C + A'(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A + B'H_{t-1}B + D'(\kappa_{t-1}\kappa'_{t-1})D \quad (9)$$

که در آن C یک ماتریس مثلثی پایین (2×2) از ثابت‌ها، A یک ماتریس (2×2) از ضرایبی است که تأثیر شوک‌های گذشته بر نوسانات فعلی (سرریز نوسانات کوتاه‌مدت) را اندازه‌گیری می‌کند، B یک ماتریس (2×2) از ضرایبی است که تأثیر نوسانات گذشته بر نوسانات فعلی (سرریز نوسانات بلندمدت) را اندازه‌گیری می‌کند، D یک ماتریس (2×2) از ضرایبی است که عدم تقارن واریانس-کواریانس شرطی (سرریز نوسانات نامتقارن) را ثبت می‌کند، H_{t-1} یک ماتریس (2×2) واریانس شرطی، ε_{t-1} یک بردار (2×1) از جملات خطای مربع و ضرب متقابل جملات خطا، و κ_{t-1} یک بردار (2×1) از جملات نامتقارن مربع و ضرب متقابل جملات نامتقارن است.

همان‌طور که کیرنی و پاتون^۳ (۲۰۰۰) پیشنهاد کردند، خطاهای استاندارد این ضرایب با استفاده از گسترش تیلور مرتبه اول تابع حول میانگین آن محاسبه می‌شود که شامل ماتریس واریانس-کواریانس تخمینی ضرایب به همراه بردارهای میانگین و خطای استاندارد است. با فرض توزیع نرمال خطاها، مدل با استفاده از تابع درست‌نمایی ماکسیمم زیر تخمین زده می‌شود:

$$L(\theta) = -T/2 \ln(2\pi) - 1/2 \sum_{t=1}^T (\ln|H_t| + \varepsilon'_t H_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (10)$$

که در آن T تعداد مشاهدات و θ بردار ضرایب تخمینی است.

مدل VAR دو متغیره BEKK-GARCH نامتقارن تقویت‌شده

برای مشاهده تأثیرات مشترک شکست‌های نوسانات، معاملات کم‌حجم و حجم معاملات بر انتقالات پویا بین بازار اصلی و فرابورس، مدل VAR دو متغیره BEKK-GARCH نامتقارن با این عوامل تقویت شد. همان‌طور که در بخش مرور ادبیات بحث شد، مطالعات بسیار کمی در مورد سرریزهای پویا بین سبد سهام با ارزش بالا و کم وجود داشت که یا شکست‌های نوسانات یا حجم معاملات را در مدل لحاظ کرده باشند. در یک مدل BEKK-GARCH دو متغیره معرفی کردند، کولاکیوتیس و همکاران^۴ (۲۰۱۶) حجم معاملات را در یک مدل VAR-EGARCH سه متغیره گنجانده‌اند. با توجه به این موضوع، در این مقاله هر دو عامل، شکست‌های نوسانات و حجم معاملات، در یک مدل

¹ Engle and Kroner

² Engle and Kroner

³ Kearney and Patton

⁴ Koulakiotis et al.

VAR دو متغیره BEKK-GARCH نامتقارن گنجانده شدند. بنابراین، مدل تقویت شده ما با گنجاندن هر دو شکست های نوسانات و حجم معاملات در یک رویه استاندارد VAR BEKK-GARCH نامتقارن به مدل های تجربی موجود کمک می کند. به طور خاص، مجموعه ای از متغیرهای موهومی برای شکست های نوسانات در هر بازار در معادله واریانس وارد شدند، در حالی که حجم معاملات کلی دو بازار در هر دو معادله میانگین و واریانس گنجانده شد. سری حجم کلی می تواند متغیر بهتری نسبت به سری حجم فردی باشد زیرا فشار خرید یا فروش خاص شرکت ها ریسک سیستماتیک را برای سازندگان بازار آغاز نمی کند (کمپبل، گروسمن و وانگ،^۱ ۱۹۹۳). علاوه بر این، استفاده از یک سری کلی واحد به حساب اختلاف بزرگ در حجم معاملات بین بازارهای اصلی و بازارهای شرکت های کوچک و متوسط در هر کشور کمک می کند. این رویکرد در برخی از مطالعات مانند مطالعات گالانت،^۲ روستی و تاجن^۳ (۱۹۹۲)، حسین^۴ (۲۰۱۱) و کولاکیوتیس و همکاران^۴ (۲۰۱۶) استفاده شده است.

مدل تقویت شده سپس برای برازش سری بازده بازار اصلی (R_{1t}) و سری بازده تعدیل شده برای معاملات کم حجم فرابورس (R_{2t}^d) استفاده شد. این مدل می تواند به صورت معادلات میانگین و واریانس زیر نوشته شود:

$$\begin{pmatrix} R_{1t} \\ R_{2t}^d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11}^1 & \phi_{12}^1 \\ \phi_{21}^1 & \phi_{22}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1}^d \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \phi_{11}^p & \phi_{12}^p \\ \phi_{21}^p & \phi_{22}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{1,t-p} \\ R_{2,t-p}^d \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix} ATM_t \quad (11)$$

$$H_t = C'C + A'(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A + B'H_{t-1}B + D'(\kappa_{t-1}\kappa'_{t-1})D + \sum_{i=1}^n V_i'(X_iX_i')V_i + T'ATV_tT \quad (12)$$

که در آن γ_i ($i = 1, 2$) تأثیر حجم معاملات کلی بر سرریز بازده در سری بازده i را کمی می کند، ATV_t نشان دهنده حجم معاملات کلی بازار اصلی و فرابورس در روز t است، T یک ماتریس مثلثی پایین (2×2) از پارامترها است که تأثیر حجم معاملات کلی بر واریانس شرطی سری بازده i را اندازه گیری می کند، V_i یک ماتریس مثلثی پایین (2×2) از پارامترها است که تأثیر شکست های نوسانات بر واریانس شرطی سری بازده i را اندازه گیری می کند، X_i یک بردار (2×1) از متغیرهای موهومی برای شکست های نوسانات در سری بازده i است، اگر سری در زمان t تحت شکست نوسانات قرار گیرد، X_i قبل از زمان t مقدار ۰ و از زمان t به بعد مقدار ۱ خواهد داشت، n تعداد نقاط شکست تشخیص داده شده در واریانس است، و تمام متغیرها و پارامترهای دیگر در بخش قبلی توضیح داده شدند.

یافته ها

در روش های توصیفی تلاش بر آن است تا با ارائه جدول و استفاده از ابزارهای آمار توصیفی نظیر شاخص های مرکزی و پراکندگی، به توصیف داده های تحقیق پرداخته شود، تا این امر به شفافیت موضوع کمک کند. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) آمده است. با توجه به آماره توصیفی، می توان شاخص های بالا را به شاخص های مرکزی و پراکندگی و سایر شاخص ها تقسیم نمود، که شاخص های مرکزی عبارت از شاخص میانگین و میانه، شاخص های پراکندگی عبارت از شاخص انحراف معیار و سایر شاخص ها عبارت از شاخص حداقل، حداکثر، چولگی و کشیدگی می باشد. مجموعه داده شامل ۳۶۷۲ مشاهده است. متغیر حجم معاملات که از ترکیب دو بازار استفاده شده، دارای میانگین (۷۳۷۷.۶) بسیار بزرگ تر از میانه است که نشان دهنده یک توزیع راست چوله است. نرخ بازده بازار سهام R_1 و نرخ بازده فرابورس R_2 ، که هر دو سری بازدهی میانگین نزدیک به صفر دارند که برای بازدهی های مالی معمول است.

¹Campbell, Grossman, & Wang

²Gallant, Rossi, and Tauchen

³Hussain

⁴Koulakiotis et al.

آماره‌های Q لیونگ-باکس یعنی $Q(10)$ و $Q(20)$ مقادیر بالا برای ATM نشان‌دهنده خودهمبستگی قابل توجه در این متغیرها است و مقادیر کمتر برای R_1 و R_2 نشان‌دهنده خودهمبستگی ضعیف‌تر در بازدهی‌ها است. درباره شاخص $Q^{*2}(10)$ و $Q^{*2}(20)$ مقادیر بالا برای همه متغیرها نشان‌دهنده خودهمبستگی قابل توجه در بازدهی‌های مربع است که نشان‌دهنده خوشه‌بندی نوسانات است. آماره‌های آزمون‌های $ARCH(5)$ و $ARCH(10)$ معنی‌دار برای همه متغیرها وجود اثرات $ARCH$ را تأیید می‌کنند که نشان‌دهنده ناهمسانی واریانس شرطی است.

جدول ۱

آمار توصیفی بازده‌ها و حجم معاملات در شاخص‌ها

آماره	حجم معاملات	نرخ بازده بورس	بازده فرا بورس
	ATM	R_1	R_2
میانگین	۷,۳۷۷.۶۶	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۱۵
میانه	۹۱۷.۵۵	۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۰۸
انحراف معیار	۹,۶۴۲.۴۹	۰.۰۱۰۸	۰.۰۱۴۵
چولگی	۰.۹	۰.۲	۱.۳
کشیدگی	۲.۱	۶	۸۷.۹
جارك-بروا	۶۴۴	۱,۴۱۵	۱,۱۰۴,۸۷۰
$Q(10)$	۳۶,۴۷۴.۳۰	۸۶۲.۶	۹۴.۹
$Q(20)$	۷۲,۳۶۶.۲۰	۱,۰۲۲	۱۴۷.۲
$Q^{*2}(10)$	۳۶,۲۲۲.۱۰	۲,۸۸۵.۴۰	۷۶۷.۹
$Q^{*2}(20)$	۷۱,۲۶۴.۶۰	۴,۷۳۱	۷۶۸.۲
$ARCH(5)$	۳,۶۶۴.۹۰	۷۹۲.۸	۱,۰۳۶.۸۰
$ARCH(10)$	۳,۶۶۰	۸۴۳.۳	۱,۰۴۴.۲۰
مشاهدات	۳۶۷۲	۳۶۷۲	۳۶۷۲

آزمون ریشه واحد (مانایی) متغیرهای پژوهش

با استفاده از آزمون ریشه واحد شامل آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) مانایی متغیرهای مورد استفاده بررسی می‌شود از اینجا نتیجه آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای سایر متغیرها در جدول (۲) آورده شده است. آزمون‌های مانایی برای متغیرهای ATM ، R_1 و R_2 نشان می‌دهد که همه این متغیرها مانایی دارند. در آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) با فرض وجود یک عرض از مبدا^۱ و با فرض وجود یک عرض از مبدا و روند خطی^۲ برای همه متغیرها (ATM ، R_1 ، R_2) منفی و بسیار بزرگ هستند. علامت‌های نشان می‌دهند که سطح معنی‌داری کمتر از ۰.۰۵ است، بنابراین فرض صفر (وجود ریشه واحد) رد می‌شود. این نتایج نشان می‌دهند که همه متغیرها در سطح معنی‌داری ۵٪ (و حتی ۱٪) مانا هستند.

¹ constant

² constant and trend



آزمون ریشه واحد بازدهها و حجم معاملات در شاخصها

آزمون	R ₁	R ₂	ATM
ADF	عرض از مبدا	-۴۰.۴۲**	-۴۰.۱۶**
	عرض از مبدا و روند	-۳۵.۱۷**	-۲۶.۰۴**
PP	عرض از مبدا	-۲,۵۵۴.۶۹	-۳,۶۶۷.۰۸**
	عرض از مبدا و روند	-۳,۳۸۴.۴۶**	-۷,۷۹۵.۵۰**
Ng-Perron	MZa	-۴۱.۹*	-۱۸.۸۸*
	MZt	-۴۱.۹*	-۱۸.۸۸*
	MSB	-۴۱.۹	-۱۸.۸۸
	MPT	-۴۱.۹	-۱۸.۸۸

سطح معنی داری ۱٪ و * سطح معنی داری ۵٪

در آزمون فلیپس-پرون^۱ (PP) با فرض وجود یک ثابت و با فرض وجود یک ثابت و روند خطی مشابه آزمون ADF، مقادیر آماره‌های PP نیز بسیار منفی هستند. علامت‌های نشان می‌دهند که سطح معنی داری کمتر از ۰.۰۵ است، بنابراین فرض صفر رد می‌شود. این نتایج نیز تأیید می‌کنند که همه متغیرها مانا هستند.

آزمون Ng-Perron برای حالت‌های مختلف یعنی آماره (MZa)، آماره مبتنی بر آزمون t (MZt)، آماره مبتنی بر نسبت واریانس (MSB) و آماره مبتنی بر آزمون ترکیبی (MPT) نشان می‌دهند - مقادیر آماره‌های Ng-Perron برای همه متغیرها منفی معنی دار هستند. این نتایج نیز نشان می‌دهند که همه متغیرها مانا هستند. بطور خلاصه همه آزمون‌ها (ADF، PP و Ng-Perron) نشان می‌دهند که متغیرها مانا است. این نتیجه نشان می‌دهد که بازدهی‌های روزانه بازارها نوسانات خودهمبسته بلندمدت ندارند و می‌توانند به صورت مستقیم در مدل سازی استفاده شوند.

نتایج آزمون‌های عدم تقارن^۲

نتایج آزمون‌های عدم تقارن برای متغیرهای R₁ و R₂ نشان می‌دهند که این متغیرها رفتار نامتقارن دارند. به عبارت دیگر، شوک‌های مثبت و منفی در بازدهی‌ها تأثیرات متفاوتی بر نوسانات و رفتار سری زمانی دارند. در ادامه به تفسیر دقیق هر بخش از نتایج می‌پردازیم.

آزمون اریبی اندازه^۳: این آزمون بررسی می‌کند که آیا شدت شوک‌های مثبت و منفی (از نظر اندازه) تفاوت معنی داری دارند یا خیر. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که شوک‌های منفی و مثبت در هر دو بازار (R₁ و R₂) از نظر اندازه نامتقارن هستند. آزمون اریبی علامت منفی^۴: این آزمون بررسی می‌کند که آیا شوک‌های منفی تأثیر نامتقارنی بر نوسانات دارند یا خیر. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که شوک‌های منفی در هر دو بازار (R₁ و R₂) نقش مهمی در افزایش نوسانات دارند. آزمون اریبی علامت مثبت^۵: این آزمون بررسی می‌کند که آیا شوک‌های مثبت تأثیر نامتقارنی بر نوسانات دارند یا خیر. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت نیز در هر دو بازار (R₁ و R₂) نقش مهمی

¹ Phillips-Perron
Asymmetric Tests ²

³ Size Bias

⁴ Negative Sign Bias

⁵ Positive Sign Bias

در افزایش نوسانات دارند. آزمون اثر ترکیبی^۱: این آزمون بررسی می‌کند که آیا تمامی انواع اریبی‌ها (اریبی اندازه، اریبی علامت مثبت و اریبی علامت منفی) به طور همزمان تأثیر معنی‌داری دارند یا خیر. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که رفتار نامتقارن شوک‌ها در هر دو بازار (R_1 و R_2) نقش مهمی در شکل‌گیری نوسانات دارد. بطور خلاصه نتایج نشان می‌دهند که هر دو بازار (R_1 و R_2) رفتار نامتقارن دارند. شوک‌های منفی و مثبت در هر دو بازار تأثیرات متفاوتی بر نوسانات دارند. این نتایج نشان‌دهنده وجود اثرات نامتقارن^۲ در بازدهی‌ها هستند.

جدول ۳

آزمون عدم تقارن بازده‌ها و حجم معاملات در شاخص‌ها

آزمون	R_1	R_2
Size Bias (t-test)	-۲.۹۴*	-۳.۸۷*
Negative Sign Bias (t-test)	۲۲.۴۹*	۶.۴۲*
Positive Sign Bias (t-test)	۴۷.۸۱*	۵.۹۴*
Joint Effect (F-test)	۱۰.۶۳۳.۲۸*	۱,۸۲۱.۷۳*

* سطح معنی‌داری ۵٪

نتایج همبستگی متقابل^۳

نتایج همبستگی متقابل برای داده‌ها شامل دو بخش است:

۱. همبستگی متقابل بازدهی‌ها^۴

۲. همبستگی متقابل باقیمانده‌ها^۵

جدول (۴) ماتریس همبستگی متقابل بازدهی‌ها نشان می‌دهد ضریب همبستگی ۰.۳۸۴ نشان می‌دهد که بازدهی روز قبل (R_1) در زمان ($t-1$) با بازدهی فعلی (R_1 در زمان t) همبستگی مثبت دارد. ضریب همبستگی ۰.۲۶۴ نشان می‌دهد که بازدهی روز قبل در بازار اصلی (R_1 در زمان $t-1$) با بازدهی فعلی بازار فرابورس (R_2 در زمان t) همبستگی مثبت ولی ضعیف‌تری دارد. پس بازدهی‌های روز قبل در هر دو بازار (R_1 و R_2) تأثیر قابل توجهی بر بازدهی‌های فعلی دارند. همبستگی متقابل بین بازار اصلی و فرابورس وجود دارد، اما این همبستگی نسبتاً ضعیف است پس بازدهی‌های روز قبل در هر دو بازار (R_1 و R_2) تأثیر قابل توجهی بر بازدهی‌های فعلی دارند. همبستگی متقابل بین بازار اصلی و فرابورس وجود دارد، اما این همبستگی نسبتاً ضعیف است.

جدول ۴

آزمون همبستگی متقابل بازده‌ها و باقیمانده‌ها

ماتریس همبستگی متقابل بازده		
	R_1	R_2
$R_1, t-1$	۰.۳۸۴	۰.۲۶۴
$R_2, t-1$	۰.۲۰۸	۰.۱۱

¹ Joint Effect

² asymmetric effects

³ Cross-Correlations

⁴ Return Cross-Correlations

⁵ Residual Cross-Correlations



همبستگی متقابل باقیمانده‌ها	
برآوردن	۰.۰۰۰۹۱
انحراف معیار	۰.۰۰۰۱۷
ماتریس ضرایب (AR(۱):	
	۰.۳۶۶
	۰.۳۱۵
	۰.۰۲
	۰.۰۲۸۳
معیارهای ارزیابی مدل	
det(SSE)	۱.۲E-۰۸
AIC	-۱۸.۲۴
BIC	-۱۸.۲۳۳
ماتریس همبستگی متقابل باقیمانده‌ها	
e _{1,t}	e _{2,t}
۰.۰۱۷	۰.۰۰۹
۰.۰۲۲	۰.۰۰۶

نتایج همبستگی متقابل باقیمانده‌ها نشان می‌دهد تخمین مقادیر ثابت مقادیر ثابت^۱ نشان می‌دهند که میانگین بازدهی‌ها در طول زمان نزدیک به صفر است (مقادیر بسیار کوچک). خطاهای استاندارد نیز کوچک هستند، که نشان‌دهنده دقت بالای تخمین‌ها است. ماتریس ضرایب (AR(۱)، نشان می‌دهند ضریب ۰.۳۶۶ نشان می‌دهد که بازدهی فعلی بازار اصلی (R₁ در زمان t) تحت تأثیر بازدهی روز قبل خود (R₁ در زمان t-۱) قرار دارد. معیارهای ارزیابی مدل، نشان می‌دهد دترمینان ماتریس مجموع مربعات خطاها (SSE) بسیار کوچک است، که نشان‌دهنده برازش خوب مدل است. مقادیر منفی و بسیار کوچک معیارها AIC، BIC و HQ، نشان می‌دهند که مدل به خوبی داده‌ها را توصیف می‌کند. بطور خلاصه بازدهی‌های روز قبل در هر دو بازار (R₁ و R₂) تأثیر قابل توجهی بر بازدهی‌های فعلی دارند. همبستگی متقابل بین بازار اصلی و فرابورس وجود دارد، اما این همبستگی نسبتاً ضعیف است.

آزمون تشخیص شکست‌های نوسان^۲

نمودارهای مجموع مربعات تجمعی تکراری^۳ (ICSS) به منظور تشخیص شکست‌های نوسان در سری زمانی استفاده می‌شوند. این نمودارها میزان تجمعی مربعات باقیمانده‌ها را در طول زمان نمایش می‌دهند، و نقاطی که از خطوط قرمز (مرزهای آماری معنی‌داری) بیرون می‌روند، نشان‌دهنده شکست‌های نوسان هستند.

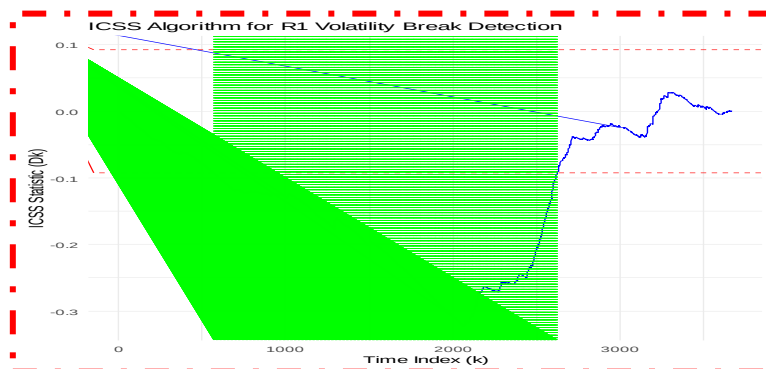
^۱ Constant term

^۲ volatility breaks

^۳ Iterative Cumulative Sum of Squares

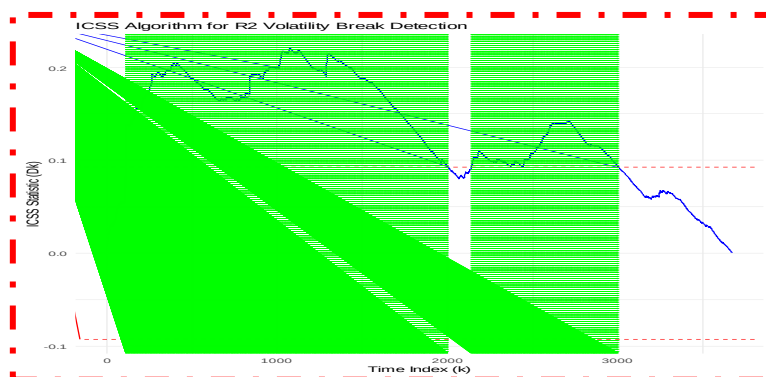
شکل ۱

نتایج مجموع مربعات تجمعی تکراری (ICSS) شاخص R1



شکل ۲

نتایج مجموع مربعات تجمعی تکراری (ICSS) شاخص R2



نمودار (۱)، تحلیل نوسانات با استفاده از آماره ICSS را نشان می‌دهد که عمدتاً به رنگ آبی است و شامل نوسانات قابل توجهی است. یک روند کاهشی در آماره ICSS مشاهده می‌شود که سپس با یک بازیابی در انتهای دوره همراه می‌شود. این روند کاهشی نشان‌دهنده افزایش نوسانات و مرحله بازیابی، بازگشت به شرایط پایدارتر است. ناحیه سبز رنگ در نمودار، بخشی خاص را مشخص می‌کند که احتمالاً مرتبط با شناسایی شکست‌های نوسانات است. این ناحیه می‌تواند برای درک رفتار یا روندهای بازار حیاتی باشد. به‌طور کلی، نمودار به‌عنوان ابزاری فنی برای تحلیل نوسانات طراحی شده است و برای کسانی که با تحلیل داده‌های مالی آشنا هستند، مناسب است. بر اساس نمودار، شکست در نوسان‌پذیری در بازه زمانی حدوداً ۵۰۰ تا ۲۵۰۰ رخ داده است که با ناحیه سبز رنگ مشخص شده است.

نمودار (۲)، الگوریتم ICSS تغییرات ناگهانی در نوسان‌پذیری سری زمانی R2 را نشان می‌دهد. در این نمودار، خط آبی که نمایانگر آماره ICSS است، در دو بازه زمانی مشخص از حدود صفر فاصله گرفته و از خطوط قرمز نقطه‌چین (آستانه‌های بحرانی) عبور کرده است که نشان‌دهنده وقوع شکست در واریانس داده‌ها است. اولین شکست نوسان‌پذیری در بازه زمانی تقریباً از ابتدای سری تا شاخص زمانی ۲۰۰۰ رخ داده است که با افزایش قابل توجه مقدار آماره ICSS همراه بوده و ناحیه سبز رنگ آن را مشخص می‌کند. دومین شکست نیز در بازه زمانی حدود شاخص ۲۱۰۰ تا ۳۱۰۰ اتفاق افتاده است، جایی که دوباره تغییرات قابل توجهی در نوسان‌پذیری مشاهده می‌شود. پس از این دو بازه،



مقدار آماره ICSS به سمت صفر بازمی‌گردد و نوسان‌پذیری به حالت پایدار نزدیک می‌شود. این نقاط شکست اهمیت زیادی دارند زیرا نشان‌دهنده تغییرات ساختاری در رفتار نوسانات داده‌ها هستند که می‌تواند ناشی از رویدادهای مهم اقتصادی یا مالی باشد.

بررسی مدل خودرگرسیون برداری دومتغیره افزوده شده BEKK-GARCH نامتقارن^۱

این مدل برای تحلیل همبستگی بین دو متغیر اقتصادی و بررسی چگونگی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس آنها استفاده می‌شود. این مدل از نوع GARCH است که نامتقارن است و به روش BEKK (Baba, Engle, Kraft, Kroner) پیاده‌سازی شده است. این مدل به این دلیل نامتقارن است که به اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس پاسخ می‌دهد. این مدل برای بررسی رابطه بین دو سری زمانی (R_{1t} و R_{2t}) و مدل‌سازی واریانس شرطی آنها استفاده شده است.

سری بازده r_t

با توجه به جدول زیر، در معادله میانگین، ضریب μ_1 برای R_{1t} برابر 0.000952 است که نشان‌دهنده میانگین بازده مثبت و معنادار این سری است. همچنین، بازده قبلی ($R_{1,t-1}$) تأثیر مثبت و معناداری بر بازده فعلی دارد (ضریب 0.378)، در حالی که تأثیر $R_{2,t-1}$ بر R_{1t} معنادار نیست. در مورد R_{2t} نیز مشاهده می‌شود که μ_2 برابر 0.001125 است که نشان‌دهنده میانگین بازده مثبت و معنادار این سری است. علاوه بر این، $R_{1,t-1}$ تأثیر مثبت و معناداری بر R_{2t} دارد (ضریب 0.198)، و $R_{2,t-1}$ نیز تأثیر مثبت و معناداری بر بازده فعلی خود دارد (ضریب 0.1297).

جدول ۵

نتایج مدل خودرگرسیون برداری BEKK-GARCH نامتقارن دومتغیره: سری بازده

متغیر وابسته	متغیر مستقل	Coefficient	Std. Error	t-value	p-value
R_{1t}	μ_1	0.000952	0.000167	5.7	< 0.001
	$R_{1,t-1}$	0.378	0.0228	16.58	< 0.001
	$R_{2,t-1}$	0.0262	0.0178	1.47	0.141
	$R_{1,t-2}$	-0.0474	0.0225	-2.11	0.035
	$R_{2,t-2}$	0.0427	0.0177	0.24	0.81
R_{2t}	μ_2	0.001125	0.000214	5.26	< 0.001
	$R_{1,t-1}$	0.198	0.0292	6.78	< 0.001
	$R_{2,t-1}$	0.1297	0.0228	5.69	< 0.001
	$R_{1,t-2}$	-0.0177	0.0288	-0.61	0.54
	$R_{2,t-2}$	-0.0647	0.0226	-2.86	0.004
h_{11t}	ω_{11}	0.000001	0.000003	0.481	0.63
	α_{11}	0.123	0.093	1.329	0.184
	α_{12}	0.016	0.109	0.147	0.883
	β_{11}	0.881	0.431	2.041	0.041
	β_{12}	0.0003	0.425	0.0007	0.999
	γ_{11}	-0.002	0.114	-0.021	0.983
h_{22t}	γ_{12}	-0.06	0.126	-0.474	0.636
	ω_{22}	0.000001	0.000002	0.35	0.726

¹Augmented bivariate VAR asymmetric BEKK-GARCH model estimation

۰.۰۱۵	۲.۴۳	۰.۰۲۷	۰.۰۶۵	α_{21}
۱	۰	۰.۰۲۹	۰	α_{22}
<۰.۰۰۱	۶۵.۳۶۶	۰.۰۱۴	۰.۹۴۶	β_{21}
۰.۹۹۹	۰	۰.۰۱۵	۰.۰۰۰۰۰۱	β_{22}
۰.۲۵۴	۱.۱۴۱	۰.۰۳۶	۰.۰۴۱	γ_{21}
۰.۰۵۳	-۱.۹۳۲	۰.۰۳۷	-۰.۰۷۱	γ_{22}
HQ	BIC	AIC	det(SSE)	معیار ارزیابی
-۱۸.۵۸	-۱۸.۵۷	-۱۸.۵۸	۸.۴۵۲۶۲۹e-۰۹	ضریب

در معادله واریانس شرطی، برای h_{11t} (واریانس شرطی R_{1t})، ضریب ω_{11} نشان‌دهنده واریانس ثابت است که از نظر آماری معنادار نیست. ضریب ARCH (α_{11}) برابر ۰.۱۲۳ است که معنادار نیست، اما ضریب GARCH (β_{11}) برابر ۰.۸۸۱ است که نشان‌دهنده تأثیر قوی و معنادار واریانس قبلی بر واریانس فعلی است. ضریب عدم تقارن (γ_{11}) نیز معنادار نیست، که نشان می‌دهد تأثیر شوک‌های منفی و مثبت بر واریانس مشابه است. برای h_{22t} (واریانس شرطی R_{2t})، ضریب ω_{22} نیز معنادار نیست. ضریب ARCH (α_{21}) برابر ۰.۰۶۵ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار بازده‌های قبلی بر واریانس فعلی است، و ضریب GARCH (β_{21}) برابر ۰.۹۴۶ است که تأثیر بسیار قوی و معنادار واریانس قبلی را نشان می‌دهد. ضریب عدم تقارن (γ_{21}) نیز معنادار نیست.

معیارهای ارزیابی مدل شامل $\det(SSE)$ ، AIC (-۱۸.۵۸)، BIC (-۱۸.۵۷) و HQ (-۱۸.۵۸) مقادیر پایینی را نشان می‌دهند که بیانگر برازش خوب مدل به داده‌ها است.

بطور خلاصه نتایج مدل نشان می‌دهد که هر دو سری بازده (R_{1t} و R_{2t}) دارای میانگین مثبت و معنادار هستند و واریانس شرطی آن‌ها تحت تأثیر واریانس‌های قبلی قرار دارد. با این حال، وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌ها نشان‌دهنده نیاز به بهبود مدل است.

سری بازده با در نظر گرفتن نقاط شکستگی در نوسانات

این مدل به منظور بررسی رابطه بین دو سری زمانی (R_{1t} و R_{2t}) و مدل‌سازی واریانس شرطی آن‌ها با در نظر گرفتن نقاط شکستگی در نوسانات^۱ استفاده شده است. با توجه به نتایج جدول (۴-۵)، در معادله میانگین، ضریب μ_1 برای R_{1t} برابر ۰.۰۰۱۱۴۵ است که نشان‌دهنده میانگین بازده مثبت و معنادار این سری است. همچنین، بازده قبلی ($R_{1,t-1}$) تأثیر مثبت و معناداری بر بازده فعلی دارد (ضریب ۰.۳۷۴۵۷). در حالی که تأثیر $R_{2,t-1}$ بر R_{1t} معنادار نیست. برای R_{2t} نیز مشاهده می‌شود که μ_2 برابر ۰.۰۰۱۴۱۳ است که نشان‌دهنده میانگین بازده مثبت و معنادار این سری است. علاوه بر این، $R_{1,t-1}$ تأثیر مثبت و معناداری بر R_{2t} دارد (ضریب ۰.۱۹۴۷۱)، و $R_{2,t-1}$ نیز تأثیر مثبت و معناداری بر بازده فعلی خود دارد (ضریب ۰.۱۲۸۷).

در معادله واریانس شرطی، برای h_{11t} (واریانس شرطی R_{1t})، ضریب ω_{11} نشان‌دهنده واریانس ثابت است که از نظر آماری معنادار نیست. ضریب ARCH (α_{11}) برابر ۰.۱۲۳۸۵۴ است که معنادار نیست، و ضریب GARCH (β_{11}) نیز برابر ۰.۸۶۰۸۰۲ است که از نظر آماری معنادار نیست. ضریب عدم تقارن (γ_{11}) نیز معنادار نیست، که نشان می‌دهد تأثیر شوک‌های منفی و مثبت بر واریانس مشابه است. برای h_{22t} (واریانس شرطی R_{2t})، ضریب ω_{22} نیز معنادار نیست. ضریب ARCH (α_{21}) برابر ۰.۰۶۷۱۴۷ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار بازده‌های قبلی بر واریانس فعلی است، و ضریب GARCH (β_{21}) برابر ۰.۹۴۵۴۷۱ است که تأثیر بسیار قوی و معنادار واریانس قبلی را نشان می‌دهد. ضریب عدم تقارن (γ_{22}) نیز معنادار است، که نشان می‌دهد شوک‌های منفی و مثبت تأثیر متفاوتی بر واریانس دارند.

¹ volatility breaks



نتایج مدل خودرگرسیون برداری BEKK-GARCH نامتقارن دومتغیره: با در نظر گرفتن نقاط شکستگی در نوسانات

متغیر وابسته	متغیر مستقل	Coefficient	Std. Error	t-value	p-value
R_{1t}	μ_1	۰.۰۰۱۱۴۵	۰.۰۰۰۳۰۶	۳.۷۴	۰.۰۰۰۲
	$R_{1,t-1}$	۰.۳۷۴۵۷	۰.۰۲۲۸	۱۶.۴۳	<۰.۰۰۰۱
	$R_{2,t-1}$	۰.۰۲۵۴	۰.۰۱۷۸	۱.۴۳	۰.۱۵۲
	$R_{1,t-2}$	-۰.۰۴۹۲۹	۰.۰۲۲۵	-۲.۱۹	۰.۰۲۸
	$R_{2,t-2}$	۰.۰۰۴۱۳	۰.۰۱۷۷	۰.۲۳	۰.۸۱۶
R_{2t}	μ_1	۰.۰۰۱۴۱۳	۰.۰۰۰۳۹۲	۳.۶	۰.۰۰۰۳
	$R_{1,t-1}$	۰.۱۹۴۷۱	۰.۰۲۹۲	۶.۶۷	<۰.۰۰۰۱
	$R_{2,t-1}$	۰.۱۲۸۷	۰.۰۲۲۷	۵.۶۷	<۰.۰۰۰۱
	$R_{1,t-2}$	-۰.۰۱۹۲۷	۰.۰۲۸۸	-۰.۶۷	۰.۵۰۳
	$R_{2,t-2}$	-۰.۰۶۴۴۶	۰.۰۲۲۶	-۲.۸۵	۰.۰۰۴
h_{11t}	ω_{11}	۰.۰۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۰۰۲	۰.۶۶	۰.۵۰۹۵
	α_{11}	۰.۱۲۳۸۵۴	۰.۱۰۲۳۹۵	۱.۲۱	۰.۲۲۶۴
	α_{12}	۰.۰۳۴۲۴۹	۰.۰۹۳۳۴۹	۰.۳۶۷	۰.۷۱۳۷
	β_{11}	۰.۸۶۰۸۰۲	۰.۸۱۵۸۶۹	۱.۰۵۵	۰.۲۹۱۴
	β_{12}	۰.۰۰۰۲۱۸	۰.۷۷۷۹۹۸	۰.۰۰۰۳	۰.۹۹۹۸
	γ_{11}	۰.۰۰۴۹۹۲	۰.۱۲۹۲۹۹	۰.۰۳۹	۰.۹۶۹۲
	γ_{12}	-۰.۰۶۰۸	۰.۱۲۱۳۴۵	-۰.۵۰۱	۰.۶۱۶۳
	ω_{22}	۰.۰۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۰۰۳	۰.۳۳۱	۰.۷۴۰۷
h_{22t}	α_{21}	۰.۰۶۷۱۴۷	۰.۰۲۸۷۸۲	۲.۳۳۳	۰.۰۱۹۷
	α_{22}	.	۰.۰۲۹۶۵۷	.	۰.۹۹۹۹
	β_{21}	۰.۹۴۵۴۷۱	۰.۰۱۵۸۱۵	۵۹.۷۸۳	<۰.۰۰۱
	β_{22}	۰.۰۰۰۰۰۱	۰.۰۱۷۲۰۲	۰.۰۰۰۱	۰.۹۹۹۹
	γ_{21}	۰.۰۴۰۰۰۷	۰.۰۳۵۸۹	۱.۱۱۵	۰.۲۶۵
	γ_{22}	-۰.۰۷۳۲۵	۰.۰۳۵۸۸	-۲.۰۴۲	۰.۰۴۱۲
معیار ارزیابی		det(SSE)	AIC	BIC	HQ
ضریب		۶.۲۱۴۸۵۱e-۱۶	-۳۵.۰۰	-۳۴.۹۴	-۳۴.۹۸

معیارهای ارزیابی مدل شامل $\det(SSE)$ ، AIC (-۳۵.۰۰)، BIC (-۳۴.۹۴) و HQ (-۳۴.۹۸) مقادیر پایینی را نشان می‌دهند که بیانگر برازش خوب مدل به داده‌ها است. بطور خلاصه نتایج مدل نشان می‌دهد که هر دو سری بازده (R_{1t} و R_{2t}) دارای میانگین مثبت و معنادار هستند و واریانس شرطی R_{2t} تحت تأثیر واریانس‌های قبلی قرار دارد. با این حال، وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌ها نشان‌دهنده نیاز به بهبود مدل است. همچنین، تأثیر عدم تقارن در شوک‌ها تنها در R_{2t} معنادار است، که نشان می‌دهد شوک‌های منفی و مثبت تأثیر متفاوتی بر نوسانات این سری دارند.

سری بازده با در نظر گرفتن نقاط شکستگی در نوسانات، حجم معاملات کل و تعدیل ناشی از معاملات نازک

این مدل به منظور بررسی رابطه بین دو سری زمانی (R_{1t} و R_{2t}) و مدل‌سازی واریانس شرطی آن‌ها با در نظر گرفتن نقاط شکستگی در نوسانات، حجم معاملات کل، و تعدیل ناشی از معاملات نازک استفاده شده است. با توجه به نتایج جدول (۶)، در معادله میانگین، ضریب

μ_1 برای R_{1t} برابر ۰.۰۰۱۰۸ است که نشان‌دهنده میانگین بازده مثبت و معنادار این سری است. همچنین، بازده قبلی ($R_{1,t-1}$) تأثیر مثبت و معناداری بر بازده فعلی دارد (ضریب ۰.۴۱۶۸). تأثیر $R_{2,t-1}$ بر R_{1t} معنادار نیست، اما بازده دو دوره قبلی $R_{2,t-2}$ تأثیر منفی و معناداری بر R_{1t} دارد (ضریب -۰.۱۵۸). برای R_{2t} ، ضریب μ_2 برابر ۰.۰۰۰۲۱۷ است که از نظر آماری معنادار نیست. علاوه بر این، $R_{2,t-1}$ تأثیر منفی و معناداری بر بازده فعلی خود دارد (ضریب -۰.۲۲۱۶)، و این الگو در $R_{2,t-2}$ نیز مشاهده می‌شود (ضریب -۰.۲۰۱۹). همچنین، $R_{1,t-1}$ و $R_{1,t-2}$ تأثیر منفی و معناداری بر R_{2t} دارند (به ترتیب ضرایب -۰.۰۲۱۳ و -۰.۱۲۰۳).

در معادله واریانس شرطی، برای h_{11t} (واریانس شرطی R_{1t})، ضریب ω_{11} نشان‌دهنده واریانس ثابت است که از نظر آماری معنادار نیست. ضریب ARCH (α_{11}) برابر ۰.۱۲۵۵۰۳ است که معنادار نیست، اما ضریب GARCH (β_{11}) برابر ۰.۸۶۱۹۰۶ است که نشان‌دهنده تأثیر معنادار واریانس قبلی بر واریانس فعلی است. ضریب عدم تقارن (γ_{11}) نیز معنادار نیست، که نشان می‌دهد تأثیر شوک‌های منفی و مثبت بر واریانس مشابه است. برای h_{22t} (واریانس شرطی R_{2t})، ضریب ω_{22} نیز معنادار نیست. ضریب ARCH (α_{21}) برابر ۰.۰۶۲۵۲۵ است که نزدیک به مرز معناداری است، و ضریب GARCH (β_{21}) برابر ۰.۹۴۵۲۴۶ است که تأثیر بسیار قوی و معنادار واریانس قبلی را نشان می‌دهد. ضریب عدم تقارن (γ_{22}) معنادار است، که نشان می‌دهد شوک‌های منفی و مثبت تأثیر متفاوتی بر واریانس دارند.

معیارهای ارزیابی مدل شامل $\det(SSE)$ ، AIC (-۳۶.۶۷)، BIC (-۳۶.۶۱) و HQ (-۳۶.۶۵) مقادیر پایینی را نشان می‌دهند که بیانگر برازش خوب مدل به داده‌ها است. بطور خلاصه نتایج مدل نشان می‌دهد که هر دو سری بازده (R_{1t} و R_{2t}) تحت تأثیر بازده‌های قبلی خود و یکدیگر قرار دارند، و واریانس شرطی هر دو سری تحت تأثیر واریانس‌های قبلی قرار دارد. با این حال، وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌ها نشان‌دهنده نیاز به بهبود مدل است. همچنین، تأثیر عدم تقارن در شوک‌ها تنها در R_{2t} معنادار است، که نشان می‌دهد شوک‌های منفی و مثبت تأثیر متفاوتی بر نوسانات این سری دارند. تعدیل ناشی از معاملات نازک و در نظر گرفتن حجم معاملات کل نیز به بهبود مدل کمک کرده است.

جدول ۷

نتایج مدل خودرگرسیون برداری BEKK-GARCH نامتقارن دومتغیره: سری بازده خام با در نظر گرفتن نقاط شکستگی در نوسانات، حجم معاملات کل و تعدیل ناشی از معاملات نازک

متغیر وابسته	متغیر مستقل	Coefficient	Std. Error	t-value	p-value
R_{1t}	μ_1	۰.۰۰۱۰۸	۰.۰۰۰۳۰۵	۳.۵۳	۰.۰۰۰۴
	$R_{1,t-1}$	۰.۴۱۶۸	۰.۰۲۰۸	۲۰	<۰.۰۰۰۱
	$R_{2,t-1}$	-۰.۰۵۶۹۱	۰.۰۳۸۵	-۱.۴۸	۰.۱۳۸
	$R_{1,t-2}$	-۰.۰۲۵۹	۰.۰۲۰۵	-۱.۲۶	۰.۲۰۶
R_{2t}	$R_{2,t-2}$	-۰.۱۵۸	۰.۰۳۲۸	-۴.۸۲	<۰.۰۰۰۱
	μ_1	۰.۰۰۰۲۱۷	۰.۰۰۰۱۵۷	۱.۳۸	۰.۱۶۸
	$R_{1,t-1}$	-۰.۰۲۱۳	۰.۰۱۰۷	-۲	۰.۰۴۶
	$R_{2,t-1}$	-۰.۲۲۱۶	۰.۰۱۹۸	-۱۱.۲۳	<۰.۰۰۰۱
h_{11t}	$R_{1,t-2}$	-۰.۱۲۰۳	۰.۰۱۰۶	-۱۱.۳۷	<۰.۰۰۰۱
	$R_{2,t-2}$	-۰.۲۰۱۹	۰.۰۱۶۹	-۱۱.۹۵	<۰.۰۰۰۱
	ω_{11}	۰.۰۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۰۰۴	۰.۳۵۱	۰.۷۲۵۶
	α_{11}	۰.۱۲۵۵۰۳	۰.۰۸۱۹۷۹	۱.۵۳۱	۰.۱۲۵۸
	α_{12}	۰.۰۳۱۴۴۲	۰.۱۵۷۵۷۷	۰.۲	۰.۸۴۱۸
	β_{11}	۰.۸۶۱۹۰۶	۰.۲۹۴۹۰۴	۲.۹۲۳	۰.۰۰۳۵



β_{12}	۰.۰۰۰۰۳۲	۰.۲۲۹۴۲	۰.۰۰۰۱	۰.۹۹۹۹
γ_{11}	۰.۰۰۲۹۷۷	۰.۰۸۵۴۸۸	۰.۰۳۵	۰.۹۷۲۲
γ_{12}	-۰.۰۵۸۱۸	۰.۱۱۸۹۱۶	-۰.۴۸۹	۰.۶۲۴۶
ω_{22}	.	۰.۰۰۰۰۰۹	۰.۰۱۳	۰.۹۸۹۸
α_{21}	۰.۰۶۲۵۲۵	۰.۰۳۷۴	۱.۶۷۲	۰.۰۹۴۶
α_{22}	۰.۰۰۰۰۳۵	۰.۱۹۶۳۷۶	۰.۰۰۰۰۲	۰.۹۹۹۹
β_{21}	۰.۹۴۵۲۴۶	۰.۰۷۹۰۲	۱۱.۹۶۲	<۰.۰۰۱
β_{22}	۰.۰۰۰۳۰۵	۰.۰۹۰۶۴۷	۰.۰۰۳۴	۰.۹۹۷۳
γ_{21}	۰.۰۷۷۹۰۵	۰.۰۶۹۲۱۹	۱.۱۲۵	۰.۲۶۰۴
γ_{22}	-۰.۰۹۸۴۷	۰.۰۴۸۷۷۹	-۲.۰۱۹	۰.۰۴۳۵
معیار ارزیابی	det(SSE)	AIC	BIC	HQ
ضریب	۱.۱۷۲۰۸۱e-۱۶	-۳۶.۶۷	-۳۶.۶۱	-۳۶.۶۵

بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی پویایی انتقال بازده و نوسانات نامتقارن میان بازار سهام و فرابورس ایران، با لحاظ هم‌زمان شکست‌های نوسانی، معاملات کم‌حجم و حجم کل معاملات انجام شد. نتایج اولیه نشان داد که سری‌های بازده بازار سهام، بازده فرابورس و حجم معاملات در سطح مانا هستند و از این‌رو، امکان استفاده مستقیم از آن‌ها در مدل‌سازی پویایی‌های بازده و واریانس شرطی وجود دارد. همچنین، معناداری ضرایب خودرگرسیون در معادلات میانگین نشان داد که بازده جاری هر دو بازار تا حدی تحت تأثیر بازده‌های گذشته قرار دارد و نوعی اثر حافظه کوتاه‌مدت در فرایند شکل‌گیری بازده مشاهده می‌شود. این یافته بیانگر آن است که اطلاعات واردشده به بازار به‌صورت آنی و کامل در قیمت‌ها جذب نمی‌شود و آثار آن می‌تواند در دوره‌های بعدی نیز استمرار یابد. وجود چنین وابستگی زمانی به‌ویژه در بازارهایی که با محدودیت نقدشوندگی، معاملات ناپیوسته و ناهمگونی اطلاعات روبه‌رو هستند، دور از انتظار نیست. نتایج پژوهش‌های مربوط به بازارهای آفریقایی نیز نشان داده است که بازده‌ها ممکن است از الگوی گام تصادفی فاصله بگیرند و روابط غیرخطی و وابستگی‌های زمانی در آن‌ها مشاهده شود (Abakah et al., 2018). همچنین، شواهد مربوط به بازارهای خاورمیانه و شمال آفریقا نشان داده است که معاملات نازک می‌تواند خودهمبستگی مشاهده‌شده در بازده را تقویت کرده و برداشت نادرستی از کارایی بازار ایجاد کند (Harrison & Moore, 2012). بنابراین، اثر حافظه مشاهده‌شده در پژوهش حاضر را باید در پیوند با ساختار معاملاتی، سرعت ورود اطلاعات و میزان نقدشوندگی دو بازار تفسیر کرد، نه صرفاً به‌عنوان یک ویژگی ثابت و درونی بازده‌ها.

نتایج همبستگی متقابل نیز وجود ارتباط مثبت میان بازده‌های گذشته و جاری دو بازار را تأیید کرد. هرچند شدت این رابطه در همه جهت‌ها یکسان نبود، بازده روز گذشته بازار اصلی و فرابورس توانست بخشی از تغییرات بازده جاری را توضیح دهد. این یافته نشان می‌دهد که بورس و فرابورس ایران دو بازار کاملاً منفک نیستند، بلکه از طریق کانال‌های اطلاعاتی، ترکیب سرمایه‌گذاران، جریان نقدینگی و انتظارات مشترک به یکدیگر متصل‌اند. از آنجاکه بازار فرابورس در ساختار نهادی بازار سرمایه ایران در کنار بازار اصلی فعالیت می‌کند و بسیاری از سرمایه‌گذاران، کارگزاران و نهادهای مالی در هر دو بازار حضور دارند، انتقال اطلاعات و تغییر موقعیت‌های معاملاتی میان آن‌ها قابل انتظار است. ساختار بازارهای ویژه شرکت‌های کوچک و متوسط نیز معمولاً به‌گونه‌ای است که این بازارها از اعتبار، زیرساخت و چارچوب نظارتی بازار اصلی بهره می‌برند و در نتیجه، پیوند نهادی میان آن‌ها می‌تواند به انتقال بازده و نوسان منجر شود (Harwood & Konidakis, 2015). این نتیجه با یافته‌های مربوط به انتقال اطلاعات میان سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک در بازار بریتانیا همسو است که وجود سرریزهای جهت‌دار بازده و نوسان را گزارش کرده‌اند (Harris & Pisedtasalasai, 2006). همچنین، مطالعات بازار هند و بورس توکیو نشان داده‌اند که اطلاعات

میان شاخص‌های شرکت‌های بزرگ و کوچک منتقل می‌شود و معمولاً بازار یا گروه بزرگ‌تر نقش پیشروتری در فرایند کشف قیمت دارد (Hung & Lin, 2013; Karmakar, 2010). بر این اساس، پیوند بازده میان بورس و فرابورس ایران را می‌توان بازتابی از فرایند مشترک کشف قیمت و انتقال تدریجی اطلاعات میان دو بخش بازار سرمایه دانست.

یکی از یافته‌های مهم پژوهش حاضر آن بود که در مدل پایه، پیش از کنترل شکست‌های نوسانی، حجم معاملات و تعدیل معاملات کم‌حجم، ضرایب عدم تقارن از معناداری لازم برخوردار نبودند و شوک‌های مثبت و منفی آثار تقریباً مشابهی بر واریانس شرطی دو بازار داشتند. در این حالت، شواهد روشنی از وجود اثر اهرمی مشاهده نشد. این نتیجه نشان می‌دهد که استفاده از یک مدل استاندارد و بدون لحاظ ویژگی‌های ساختاری بازار می‌تواند رفتار واکنشی نوسانات را متقارن نشان دهد، حتی زمانی که عدم تقارن واقعی در داده‌ها وجود دارد. مدل‌های متقارن GARCH معمولاً فرض می‌کنند که شوک‌های مثبت و منفی هم‌اندازه اثر یکسانی بر نوسانات دارند، اما این فرض در بسیاری از بازارهای مالی با واقعیت سازگار نیست (Bollerslev, 2008). افزون بر این، خوشه‌بندی نوسانات ممکن است حاصل ترکیبی از حافظه شرطی، تغییر رژیم و شکست‌های ساختاری باشد و عدم تفکیک این مؤلفه‌ها می‌تواند پارامترهای مدل را منحرف کند (Cont, 2007). بنابراین، فقدان اثر اهرمی در مدل پایه لزوماً به معنای نبود رفتار نامتقارن در بازار نیست، بلکه می‌تواند نتیجه حذف متغیرهای مؤثری باشد که بخشی از ناهمگونی واکنش بازار را توضیح می‌دهند.

پس از وارد کردن شکست‌های نوسانی، حجم کل معاملات و تعدیل بازده فرابورس برای معاملات کم‌حجم، ضرایب عدم تقارن معنادار شدند و وجود اثر اهرمی در هر دو بازار تأیید شد. به بیان دیگر، شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت هم‌اندازه، افزایش بیشتری در واریانس شرطی بازار سهام و فرابورس ایجاد کردند. این یافته از مهم‌ترین دستاوردهای پژوهش است؛ زیرا نشان می‌دهد شناسایی صحیح اثر اهرمی به مشخص‌سازی مناسب مدل و کنترل هم‌زمان عوامل ساختاری وابسته است. نتیجه مذکور با یافته‌های چن و همکاران همسو است که نشان دادند شدت اثر اهرمی تابع شرایط بازار است و در دوره‌های نامساعد، حساسیت نوسانات به اخبار منفی افزایش می‌یابد (Chen et al., 2021). همچنین، نتایج پژوهش ظفرپور و همکاران در بورس اوراق بهادار تهران نشان داد که آثار افزایش و کاهش معاملات پربسامد در رژیم‌های مختلف یکسان نیست و معمولاً اثر شوک‌های منفی از شوک‌های مثبت قوی‌تر است (Zafarpour et al., 2023). پژوهش ابطحی و خواجه محمودآبادی نیز وجود تعدیل نامتقارن در رابطه میان بازده بازار سهام و ارز ایران را تأیید کرده و نشان داده است که سرعت و جهت واکنش بازار به انحراف‌های مثبت و منفی متفاوت است (Abtahi & Khajeh Mahmoudabadi, 2019). بر این اساس، یافته پژوهش حاضر در امتداد شواهدی قرار می‌گیرد که ساختار بازده و نوسان در بازار سرمایه ایران را رژیم‌مند، آستانه‌ای و نامتقارن معرفی می‌کنند.

اثر بیشتر شوک‌های منفی را می‌توان از دیدگاه رفتاری نیز تبیین کرد. سرمایه‌گذاران معمولاً زیان و سود هم‌اندازه را به صورت متقارن ارزیابی نمی‌کنند و وزن روان‌شناختی زیان برای آنان بیشتر از سود است (Kahneman & Tversky, 2011). در نتیجه، انتشار اخبار منفی یا کاهش قیمت‌ها می‌تواند واکنش شدیدتری مانند فروش شتاب‌زده، افزایش سفارش‌های خروج، کاهش نقدشوندگی و تشدید بدبینی ایجاد کند. این واکنش‌ها به‌ویژه در بازاری با حضور گسترده سرمایه‌گذاران حقیقی و حساسیت بالا به اخبار سیاسی و اقتصادی می‌تواند به افزایش ناگهانی نوسان منجر شود. تغییر احساسات سرمایه‌گذاران نیز ممکن است هم‌زمان نقدشوندگی، حجم معاملات و بازده را تحت تأثیر قرار دهد و شوک اولیه را تقویت کند (Zhou, 2025). همچنین، ارتباط میان احساسات بازار و نوسانات نشان می‌دهد که افزایش بدبینی جمعی می‌تواند دامنه و تداوم حرکات نزولی را تشدید کند (Sun, 2025). از این رو، اثر اهرمی مشاهده‌شده در بورس و فرابورس ایران احتمالاً تنها حاصل سازوکار مالی افزایش نسبت بدهی نیست، بلکه رفتار زیان‌گریز سرمایه‌گذاران، واکنش‌های جمعی و کاهش سریع نقدشوندگی در دوره‌های نزولی نیز در شکل‌گیری آن نقش دارد.

نتایج الگوریتم ICSS وجود شکست‌های نوسانی در هر دو بازار را نشان داد و مشخص کرد که واریانس غیرشرطی در کل دوره مورد بررسی ثابت نبوده است. این یافته با ویژگی‌های اقتصاد ایران، از جمله تغییرات شدید نرخ ارز، شوک‌های سیاسی، تحریم‌ها، تغییر مقررات بازار سرمایه، دوره‌های رونق و رکود بورس و بحران‌های فراگیر سازگار است. لحاظ این شکست‌ها در مدل موجب شد تصویر متفاوتی از پایداری و عدم تقارن نوسانات به دست آید. این نتیجه با استدلال استاریکا و گرنجر همخوانی دارد که بخش قابل توجهی از پایداری ظاهری بازده و نوسان را ناشی از نالیستایی و تغییر سطح واریانس می‌دانند (Starica & Granger, 2005). همچنین، شواهد بازارهای آفریقایی نشان داده است که پس از کنترل شکست‌های ساختاری، حافظه بلندمدت برآوردشده در نوسانات کاهش می‌یابد و در برخی موارد از میان می‌رود (Ngene et al., 2017). یافته حاضر همچنین با مطالعات جدید تشخیص شکست سازگار است که نشان داده‌اند تغییرات ساختاری ممکن است پیچیده و غیرخطی باشند و نادیده گرفتن آن‌ها به خطای مشخص‌سازی مدل منجر شود (Wang et al., 2019). به همین ترتیب، شواهد دوره همه‌گیری کووید-۱۹ نشان داده است که بحران‌های بزرگ می‌توانند ساختار بازده و واریانس بازارهای سهام را دگرگون کنند (Wang, 2024). ریسک‌های ژئوپلیتیکی نیز توانایی ایجاد تغییر رژیم در نوسانات را دارند و لحاظ آن‌ها می‌تواند عملکرد مدل‌های پیش‌بینی را بهبود بخشد (Segnon et al., 2024). بنابراین، تغییر معناداری ضرایب پس از ورود شکست‌ها نشان می‌دهد که بخشی از رفتار نوسانات بورس و فرابورس ایران به انتقال میان رژیم‌های متفاوت ریسک مربوط است.

تعدیل معاملات کم‌حجم با استفاده از مدل فضای حالت و فیلتر کالمن نیز نقش مهمی در آشکارشدن ساختار واقعی روابط داشت. در بازار فرابورس، برخی اوراق ممکن است به دلیل پایین‌بودن تعداد سفارش‌ها یا محدودیت نقدشوندگی در همه روزها معامله نشوند. در چنین شرایطی، قیمت ثبت‌شده الزاماً اطلاعات روز جاری را منعکس نمی‌کند و بازده محاسبه‌شده می‌تواند دارای خودهمبستگی کاذب باشد. تعدیل این مسئله باعث می‌شود انتقال بازده و نوسان به جای بازتاب تأخیر مکانیکی در ثبت قیمت، بیشتر بیانگر جریان واقعی اطلاعات باشد. این یافته با نتایج کوتو همسو است که نشان داد بی‌توجهی به معاملات کم‌حجم می‌تواند برآورد سرریز بازده و نوسانات میان بازارها را ناسازگار و غیرقابل اعتماد سازد (Kuttu, 2014). همچنین، هریسون و مور بر ضرورت استفاده از ضرایب خودرگرسیون متغیر در زمان برای تعدیل معاملات نازک در بازارهای نوظهور تأکید کرده‌اند (Harrison & Moore, 2012). مزیت مدل فضای حالت در آن است که امکان بازنمایی فرایندهای پنهان و ضرایب متغیر را فراهم می‌کند و نسبت به مدل‌های پارامتر ثابت، انعطاف بیشتری در مواجهه با تغییرات ساختاری و ناهنجاری‌های داده دارد (Chukhrova & Johannssen, 2017). کاربرد این روش در مطالعات مرتبط با کارایی بازار و واکنش قیمت‌ها به اخبار نیز نشان داده است که تعدیل ویژگی‌های معاملاتی می‌تواند تفسیر دقیق‌تری از فرایند بازده فراهم کند (Robinson et al., 2018).

معنادارشدن ساختار عدم تقارن پس از ورود حجم کل معاملات نیز اهمیت محتوای اطلاعاتی حجم را تأیید می‌کند. حجم معاملات صرفاً یک متغیر جانبی نیست، بلکه می‌تواند نماینده شدت ورود اطلاعات، اختلاف دیدگاه معامله‌گران، تغییر موقعیت‌های سرمایه‌گذاری و فشار خرید یا فروش باشد. افزایش حجم در دوره‌های خبری ممکن است همراه با رشد واریانس باشد، زیرا معامله‌گران به‌صورت هم‌زمان و یکسان اطلاعات را دریافت و تفسیر نمی‌کنند. شواهد مقایسه‌ای نشان داده است که رابطه حجم و نوسان در بازارهای توسعه‌یافته و نوظهور متفاوت است و ویژگی‌های نهادی و اطلاعاتی بازار شدت این رابطه را تعیین می‌کند (Girard & Biswas, 2007). همچنین، در بررسی پیوند میان سهام بزرگ و کوچک در بورس آتن، لحاظ نقدشوندگی و حجم معاملات موجب تغییر در شدت سرریزهای پویا شد (Koulakiotis et al., 2016). نتایج پژوهش حاضر نیز نشان می‌دهد که بخشی از پایداری و عدم تقارن نوسانات در بورس و فرابورس ایران از جریان اطلاعاتی منعکس‌شده در حجم معاملات ناشی می‌شود. به‌طور گسترده‌تر، مطالعات بازارهای کالایی نیز تأیید کرده‌اند که انتقال نوسانات در قالب شبکه‌ای از پیوندهای پویا رخ می‌دهد و شدت اتصال بازارها با شرایط اطلاعاتی و رژیم‌های ریسک تغییر می‌کند (Tessmann et al., 2024).

وجود انتقال نوسانات میان بورس و فرابورس نشان می‌دهد که مزایای تنوع‌بخشی میان این دو بازار محدود و وابسته به زمان است. هنگامی که شوک وارد شده به یک بازار به واریانس شرطی بازار دیگر منتقل می‌شود، سرمایه‌گذاری هم‌زمان در هر دو بازار لزوماً ریسک کل پرتفوی را به میزان مورد انتظار کاهش نمی‌دهد. این مسئله به‌ویژه در دوره‌های بحران و افزایش همبستگی اهمیت دارد. یافته حاضر با مطالعات مربوط به سرریز بازده و نوسان میان بازارهای سهام آفریقایی همسو است که وابستگی متقابل و انتقال جهت‌دار شوک‌ها را گزارش کرده‌اند (Kuttu, 2014). همچنین، شواهد مربوط به سهام بزرگ و کوچک نشان می‌دهد که در دوره‌های بحران مالی و افت نقدشوندگی، پیوندهای نوسانی تقویت می‌شوند و امکان سرایت ریسک افزایش می‌یابد (Koulakiotis et al., 2016). به همین دلیل، مدل‌سازی ریسک پرتفوی در بازار سرمایه ایران باید بر پایه همبستگی و کوواریانس شرطی متغیر در زمان انجام شود، نه بر اساس روابط ثابت تاریخی.

نتایج پژوهش حاضر از منظر ارتباط بازار سرمایه با بخش واقعی اقتصاد نیز اهمیت دارد. اگر بازده و نوسانات بازار اصلی با فعالیت اقتصادی رابطه داشته باشد و فرابورس نیز از طریق سرریزهای بازده و نوسان به بازار اصلی متصل باشد، شوک‌های فرابورس می‌تواند به‌صورت غیرمستقیم بر شرایط تأمین مالی و انتظارات اقتصادی اثر بگذارند. مطالعات پیشین وجود رابطه میان بازار سهام و رشد اقتصادی را در کشورهای آسیایی تأیید کرده‌اند (Liu & Sinclair, 2008; Tang et al., 2008). همچنین، بازده بازار سهام با متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای آسیا و اقیانوسیه و بازار تایلند ارتباط داشته است (Forson & Janrattanaagul, 2014; Mahmood & Dinniah, 2009). نوسانات بازار سهام نیز می‌تواند با نوسانات تولید واقعی رابطه متقابل داشته باشد (Ahn & Lee, 2006) و جهت این رابطه ممکن است به رژیم بازار و شرایط بحران وابسته باشد (Guo, 2015; Kanas & Ioannidis, 2010). بنابراین، ثبات فرابورس تنها برای شرکت‌های کوچک و متوسط اهمیت ندارد، بلکه به دلیل اتصال آن به بازار اصلی می‌تواند برای ثبات کل نظام تأمین مالی نیز مهم باشد.

در مجموع، یافته‌های پژوهش نشان داد که ارزیابی رفتار نوسانات با یک مدل پایه و بدون کنترل ویژگی‌های ساختاری، تصویر کاملی از روابط میان بورس و فرابورس ارائه نمی‌کند. در مدل ساده، واکنش واریانس به شوک‌های مثبت و منفی متقارن به نظر می‌رسید؛ اما پس از شناسایی شکست‌های نوسانی، تعدیل معاملات کم‌حجم و کنترل حجم معاملات، اثر اهرمی در هر دو بازار آشکار شد. این تغییر نشان می‌دهد که شکست‌های واریانس، ناپیوستگی معاملات و جریان اطلاعاتی حجم نه‌تنها متغیرهای کنترل، بلکه اجزای اساسی فرایند تولید نوسان هستند. هرچند روش‌های یادگیری ماشین و شبکه‌های حافظه بلند کوتاه‌مدت ظرفیت بالایی برای پیش‌بینی الگوهای پیچیده بازار دارند (Fischer & Krauss, 2018; Naimi et al., 2020)، چارچوب نامتقارن BEKK-GARCH مزیت مهم تفسیرپذیری اقتصادی و اندازه‌گیری مستقیم انتقال‌های متقابل را حفظ می‌کند. از این‌رو، ترکیب الگوریتم ICSS، فیلتر کالمن و مدل نامتقارن دومتغیره، چارچوبی مناسب برای بازنمایی هم‌زمان تغییرات ساختاری، اصطکاک‌های معاملاتی و سرریزهای ریسک در بازار سرمایه ایران فراهم کرده است.

پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی همراه بود که باید در تفسیر نتایج مورد توجه قرار گیرد. نخست، تحلیل بر شاخص‌های کل بازار سهام و فرابورس استوار بود و ناهمگونی صنایع، اندازه شرکت‌ها، نسبت سهام شناور، ساختار مالکیت و سطح نقدشوندگی بنگاه‌ها به‌صورت جداگانه بررسی نشد. دوم، حجم کل معاملات به‌عنوان شاخص جریان اطلاعات به کار رفت، درحالی‌که این متغیر نمی‌تواند میان معاملات مبتنی بر اطلاعات، معاملات نقدشوندگی و رفتار هیجانی تمایز ایجاد کند. سوم، شکست‌های نوسانی به‌صورت متغیرهای مجازی وارد مدل شدند، اما منشأ اقتصادی، سیاسی یا مقرراتی هر شکست به‌طور مستقل شناسایی نشد. چهارم، مدل پژوهش بر داده‌های روزانه متکی بود و ممکن است بخشی از پویایی‌های درون‌روزی یا تأخیرهای کوتاه‌تر انتقال اطلاعات را منعکس نکند. پنجم، تعدیل معاملات کم‌حجم عمدتاً برای بازده فرابورس انجام شد و سایر اصطکاک‌های ریزساختاری مانند دامنه نوسان، توقف نمادها، صف‌های خرید و فروش و تغییر مقررات معاملاتی

مستقیماً وارد مدل نشدند. افزون بر این، نتایج به ساختار نهادی و شرایط خاص بازار سرمایه ایران وابسته‌اند و تعمیم آن‌ها به سایر کشورها باید با احتیاط صورت گیرد.

پژوهش‌های آینده می‌توانند انتقال بازده و نوسانات را در سطح صنایع، اندازه شرکت‌ها یا سبدهای مبتنی بر نقدشوندگی بررسی کنند تا مشخص شود کدام بخش‌های بورس و فرابورس فرستنده یا دریافت‌کننده اصلی شوک هستند. استفاده از داده‌های درون‌روزی، حجم خرید و فروش تفکیک‌شده، عدم تعادل سفارش‌ها و شاخص‌های نقدشوندگی می‌تواند سازوکار انتقال اطلاعات را دقیق‌تر آشکار سازد. همچنین، پیشنهاد می‌شود شکست‌های شناسایی‌شده با رویدادهای مشخصی مانند تغییر سیاست ارزی، تحریم‌ها، اصلاح مقررات بازار، همه‌گیری‌ها و جهش‌های سیاسی تطبیق داده شوند. مقایسه مدل BEKK-GARCH با مدل‌های DCC-GARCH، تغییر رژیم مارکوفی، مدل‌های پارامتر وقت‌متغیر و روش‌های ترکیبی یادگیری ماشین نیز می‌تواند استحکام نتایج را ارزیابی کند. بررسی انتقال‌های چندبازاری میان بورس، فرابورس، ارز، طلا، مسکن و رمزارزها، همراه با استفاده از شاخص‌های احساسات سرمایه‌گذاران و ریسک ژئوپلیتیکی، مسیر دیگری برای توسعه پژوهش است. همچنین، انجام مطالعات تطبیقی میان ایران و سایر بازارهای نوظهور می‌تواند نقش تفاوت‌های نهادی و مقرراتی را در شکل‌گیری سرریزهای نامتقارن روشن سازد.

به مدیران و نهادهای ناظر بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود سامانه‌های پایش ریسک را به گونه‌ای طراحی کنند که شکست‌های ناگهانی واریانس، افزایش غیرعادی حجم و تغییر همبستگی شرطی میان بورس و فرابورس را به صورت هم‌زمان رصد کنند. در ارزیابی ثبات بازار، اتکا به مدل‌های متقارن یا پارامترهای ثابت مناسب نیست و لازم است واکنش شدیدتر بازار به اخبار منفی در آزمون‌های فشار و طراحی حدود ریسک لحاظ شود. افزایش نقدشوندگی نمادهای کم‌معامله، بهبود سازوکار بازارگردانی، کاهش توقف‌های طولانی معاملات و ارتقای شفافیت اطلاعاتی می‌تواند خودهمبستگی کاذب و انتقال دیر هنگام اطلاعات را کاهش دهد. مدیران پرتفوی نیز باید بدانند که بورس و فرابورس در دوره‌های بحرانی ممکن است مزیت تنوع‌بخشی محدودی داشته باشند و لازم است تخصیص دارایی را بر پایه کوواریانس‌های شرطی و متغیر در زمان تنظیم کنند. همچنین، هنگام افزایش هم‌زمان حجم معاملات و نوسانات یا وقوع شکست ساختاری، بازنگری سریع در ارزش در معرض ریسک، حدود زیان و راهبردهای پوشش ریسک ضروری است. در نهایت، انتشار منظم شاخص‌های نقدشوندگی، حجم تعدیل‌شده، شدت عدم تعادل سفارش‌ها و هشدارهای شکست نوسانی می‌تواند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و کیفیت نظارت احتیاطی بر بازار سرمایه را بهبود بخشد.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

موازن اخلاقی

در انجام این پژوهش تمامی موازن و اصول اخلاقی رعایت گردیده است.

شفافیت داده‌ها

داده‌ها و مآخذ پژوهش حاضر در صورت درخواست از نویسنده مسئول و ضمن رعایت اصول کپی رایت ارسال خواهد شد.

حامی مالی

این پژوهش حامی مالی نداشته است.

References

- Abakah, E., Alagidede, P., Mensah, L., & Ohene-Asare, K. (2018). Non-Linear Approach to Random Walk Test in Selected African Countries. *International Journal of Managerial Finance*, 14(3), 362-376. <https://doi.org/10.1108/IJMF-10-2017-0235>
- Abtahi, S. Y., & Khajeh Mahmoudabadi, H. (2019). Threshold Dynamics and Asymmetric Adjustment of Stock and Foreign Exchange Market Returns in Iran. *Investment Knowledge*, 9(34), 149-165.
- Ahn, E., & Lee, J. M. (2006). Volatility Relationship Between Stock Performance and Real Output. *Applied Financial Economics*, 16(11), 777-784. <https://doi.org/10.1080/09603100500424775>
- Bollerslev, T. (2008). Glossary to ARCH (GARCH). In *Volatility and Time Series Econometrics* (pp. 81-107). Oxford University Press. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1263250>
- Chen, L., Dou, W., & Wang, J. (2021). Leverage Effect and Market Conditions. *Journal of Empirical Finance*, 60, 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2020.12.003>
- Chukhrova, N., & Johannssen, A. (2017). State Space Models and the Kalman-Filter in Stochastic Claims Reserving: Forecasting, Filtering and Smoothing. *Risks*, 5(2), 30. <https://doi.org/10.3390/risks5020030>
- Cont, R. (2007). Volatility Clustering in Financial Markets: Empirical Facts and Agent-Based Models. In *Long Memory in Economics* (pp. 289-309). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-540-34625-8_10
- Fischer, T., & Krauss, C. (2018). Deep Learning with Long Short-Term Memory Networks for Financial Market Predictions. *European Journal of Operational Research*, 270(2), 654-669. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2017.11.054>
- Forson, J. A., & Janrattanagul, J. (2014). Selected Macroeconomic Variables and Stock Market Movements: Empirical Evidence from Thailand. *Contemporary Economics*, 8(2), 123-157. <https://doi.org/10.5709/ce.1897-9254.138>
- Girard, E., & Biswas, R. (2007). Trading Volume and Market Volatility: Developed Versus Emerging Stock Markets. *Financial Review*, 42(3), 429-459. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2007.00178.x>
- Guo, J. (2015). Causal Relationship Between Stock Returns and Real Economic Growth in the Pre- and Postcrisis Period: Evidence from China. *Applied Economics*, 47(1), 12-31. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.959653>
- Harris, R., & Pisedtasalasai, A. (2006). Return and Volatility Spillovers Between Large and Small Stocks in the UK. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9-10), 1556-1571. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00635.x>
- Harrison, B., & Moore, W. (2012). Stock Market Efficiency, Non-Linearity, Thin Trading and Asymmetric Information in MENA Stock Markets. *Economic Issues*, 17(1), 77-93.
- Harwood, A., & Konidaris, T. (2015). *SME Exchanges in Emerging Market Economies: A Stocktaking of Development Practices*. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/21381/WPS7160.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Hung, J. C., & Lin, Y. Y. (2013). Information Transmission Effects Between Large and Small Capitalization Indices in Tokyo Stock Exchange. *Journal of Accounting, Finance and Management Strategy*, 8(2), 13-32.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (2011). *Thinking, Fast and Slow*. Macmillan.
- Kanas, A., & Ioannidis, C. (2010). Causality from Real Stock Returns to Real Activity: Evidence of Regime Dependence. *International Journal of Finance & Economics*, 15(2), 180-197. <https://doi.org/10.1002/ijfe.383>
- Karmakar, M. (2010). Information Transmission Between Small and Large Stocks in the National Stock Exchange in India: An Empirical Study. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 50(1), 110-120. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2009.09.007>
- Koulakiotis, A., Babalos, V., & Papasyriopoulos, N. (2016). Financial Crisis, Liquidity and Dynamic Linkages Between Large and Small Stocks: Evidence from the Athens Stock Exchange. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 46-62. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.06.004>
- Kuttu, S. (2014). Return and Volatility Dynamics Among Four African Equity Markets: A Multivariate VAR-EGARCH Analysis. *Global Finance Journal*, 25(1), 56-69. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2014.03.001>
- Liu, X., & Sinclair, P. (2008). Does the Linkage Between Stock Market Performance and Economic Growth Vary Across Greater China? *Applied Economics Letters*, 15(7), 505-508. <https://doi.org/10.1080/13504850500426277>



- Mahmood, W., & Dinniah, N. (2009). Stock Returns and Macroeconomics Variables: Evidence from the Six Asian-Pacific Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, 30(1), 154-164.
- Naimi, M., Balciar, M., & Gupta, R. (2020). Forecasting Stock Market Volatility: A Hybrid GARCH-Machine Learning Approach. *Applied Economics*, 52(55), 6313-6329.
- Ngene, G., Tah, K., & Darrat, A. (2017). Long Memory or Structural Breaks: Some Evidence for African Stock Markets. *Review of Financial Economics*, 34, 61-73. <https://doi.org/10.1016/j.rfe.2017.06.003>
- O'Hara, M. (2015). *Market Microstructure Theory*. John Wiley & Sons.
- Robinson, J., Glean, A., & Moore, W. (2018). How Does News Impact on the Stock Prices of Green Firms in Emerging Markets? *Research in International Business and Finance*, 45, 446-453. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.176>
- Segnon, M., Gupta, R., & Wilfling, B. (2024). Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH-MIDAS: The role of geopolitical risks. *International Journal of Forecasting*, 40(1), 29-43. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2022.11.007>
- Starica, C., & Granger, C. (2005). Nonstationarities in Stock Returns. *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 503-522. <https://doi.org/10.1162/0034653054638274>
- Sun, Y. (2025). The Relationship Between Market Sentiment and Stock Market Volatility. *Advances in Economics Management and Political Sciences*, 150(1), 85-89. <https://doi.org/10.54254/2754-1169/2024.19278>
- Tang, H. P., Habibullah, M. S., & Puah, C. H. (2008). Stock Market and Economic Growth in Selected Asian Countries. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 2008(7), 1450-2887.
- Tessmann, M., Carrasco-Gutierrez, C., Khodr, O., Magalhães, L. A., & Passos, M. (2024). Volatility transmission and market connectivity of metals and energy commodities: Insights from the spillover index. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 14(3), 609-618. <https://doi.org/10.32479/ijeep.15152>
- Wang, B. (2024). The Effects of the COVID-19 Pandemic Period on Stock Market Return and Volatility. Evidence From the Pakistan Stock Exchange. *PLoS One*, 19(4), e0295853. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0295853>
- Wang, Y., Li, X., & Peng, Y. (2019). Detecting Structural Breaks in Time Series Using Deep Learning. *IEEE Access*, 7, 176256-176266. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2019.2925561>
- Zafarpour, A., Sarlak, A., & Haji, G. A. (2023). Investigating the Asymmetric Effects of High-Frequency Trading on the Return of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange Using the MS-EGARCH Model. *Journal of Financial Economics*, 17(65), 333-356.
- Zhou, Z. (2025). The impact of investor sentiment fluctuations on stock market liquidity and volatility: Implications for market returns. *Finance Research Letters*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1544612325020252>