Economic Modeling
sanad.iau.ir/journal/eco
Volume ??, Issue ??, ????? 2025, 1-28.

Original Article

Algorithm trading, trend and cyclical volatility and stock returns: A Band-Pass Filter and PMG-ARDL approach

Elaheh Rezazadeh[*], Mehdi Fathabadi[**], Seyedeh Atefeh Hosseini[+], Kazem Haroonkolaei[×]

https://doi.org/10.71849/ECO.2025.?????????

Received:
00/00/2025

Accepted:
00/00/2025

Keywords:
Algorithm Trading, Trend and Cyclical Volatility, Stock Return, Band-pass Filter, PMG-ARDL.

JEL Classification:
G12 ،G17 ،C58.

Abstract

This study investigated the effects of Algorithmic Trading (AT), trend and cyclical variability on daily stock price returns for 15 listed companies from May 9, 2020, to June 9, 2024. Initially, the unit root test results revealed that 12 return series were stationary, for which an ARMA model was estimated. Conversely, a random walk model was applied to the remaining three series. For the 12 stationary series, a GARCH(1,1) model was estimated, while an IGARCH(1,1) model was used for the 3 random walk series to obtain conditional variance as a measure of volatility. The volatility was subsequently decomposed into trend and cyclical components using the Cristiano-Fitzgerald (CF) band-pass filter. Following this, the effects of AT as well as total, trend and cyclical volatility on stock returns were analyzed using a PMG-ARDL model. First, the cross-sectional dependence test confirmed the presence of dependence across all series. Thereafter, the Pesaran unit root test (CIPS) demonstrated that all variables were integrated of order zero (I(0)). The Kao co-integration test further substantiated the existence of a long-run relationship between variables. The results indicate that AT has a negative and statistically insignificant effect on price returns in the long run, while showing a negative and statistically significant effect in the short run. Additionally, total and trend volatility exert a positive and significant impact on returns in both the long-run and short-run models. Conversely, cyclical volatility negatively affects returns in the long-run model, while its impact is insignificant in the short-run. These findings suggest that as cyclical volatility increases and persists, stock prices tend to decline.

[*]PhD Student, Department of Accounting, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran, elahe.rezazadeh@iau.ac.ir
[**]Department of Economics, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran, fathabadi.mehdi@iau.ac.ir
[+] Department of Accounting, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran, hosseini.atefeh@iau.ac.ir
[×] Department of Accounting, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran, Kazem.haron@iau.ac.ir

How to Cite: Rezazadeh, E. ,Fathabadi, M., Hosseini, A., & Haroonkolaei, K (2025). Algorithm Trading, Trend and Cyclical Volatility and Stock Returns: A Band-Pass Filter and PMG-ARDL Approach. *Economic Modeling*. ?? (??) 1-28.

1. Introduction

In stock market trading, often conducted in a highly volatile environment, the main concern for traders is risk reduction. Given the importance of effective risk management, automated risk minimization features are regularly integrated into trading algorithms and are continually evolving (Aven, 2016). Algorithmic traders benefit from faster speeds and lower monitoring costs, allowing them to swiftly incorporate information into prices and accelerate the price discovery process. However, the short-term information captured through this rapid price discovery may not always align with the fundamental value of assets (O'Hara, 2015). In high-frequency trading environments, stock prices may become more sensitive to short-term volatility, such as liquidity shocks and inventory constraints. This raises an important question: what impact does AT have on stock prices during periods of persistent volatility or transient noise (cyclical volatility)?

2. Literature Review

Volatility is not static—it varies over time—and the relationship between volatility and stock returns remains unclear. To analyze volatility dynamics across short- and long-run horizons, Guo et al. (2014) suggest separating volatility into two components: a stable long-run (trend) volatility component and a less stable short-run (cyclical) volatility component. Fama and Macbeth (1973) demonstrated a positive relationship between conditional long-run volatility and stock returns, while conditional short-run volatility negatively correlates with returns. This indicates that long-run investors focus primarily on permanent (trend) volatility, while short-run investors account for both short-run and long-run volatility.

3. Methodology

This paper evaluates the effects of Algorithmic Trading (AT) and volatility on stock price returns in two primary steps, each comprising several detailed analyses.

Step 1: Measuring and Decomposing Volatility

The first step focuses on measuring the volatility of stock price returns and decomposing it into trend and cyclical components. Initially, a unit root test is conducted for the price returns of 15 selected stock symbols. Based on the results:

- For non-stationary variables (with a unit root), a random walk model is employed within the GARCH framework.
- For stationary variables, the optimal ARMA model is identified using the Box-Jenkins methodology.

Once the appropriate model is determined, the ARCH effects test is applied:

- Variables exhibiting ARCH effects proceed to GARCH model estimation.
- Variables without ARCH effects are excluded from further analysis.

Next, conditional variance (total volatility) is estimated:

- For non-stationary variables, the Integrated GARCH (IGARCH) method is used.
- For stationary variables, the GARCH (1,1) model is applied.

The total volatility (conditional variance) is then decomposed into trend and cyclical components using the Christiano-Fitzgerald (CF) band-pass filter. Prior to this decomposition, another unit root test is performed on the total conditional variance to verify whether a random walk model is suitable for filtering.

Step 2: Evaluating the Effects of AT and Volatility

The second step assesses the effects of AT and different types of volatility (total, trend, and cyclical) on stock price returns using the Pooled Mean Group Autoregressive Distributed Lag (PMG-ARDL) model. This step includes:

1. Cross-Sectional Dependence Test: Ensures that the model variables (daily price returns, AT, total volatility, trend volatility, and cyclical volatility) account for cross-sectional dependence.
2. Unit Root Testing: Determines the appropriate test type for the variables.
3. Kao Cointegration Test: Examines the existence of a long-run relationship among the variables.

If a long-run relationship is confirmed, the optimal models are specified. The effects of AT and various types of volatility on stock price returns are then estimated and analyzed, providing insights into their short- and long-term dynamics.

4. Analysis and Discussion

In this section, the volatility of stock price returns (conditional variance) first was decomposed into two components using a band-pass filter. Additionally, the logarithm of the ratio of AT value to the total daily trading volume of each company serves as an index of AT. The effects of AT, as well as total, trend, and cyclical volatility, on the daily returns of stocks from 15 listed companies were estimated using the PMG-ARDL approach. One of the challenges in estimating the ARDL model is determining the optimal lag length, for which we utilized the Schwarz criterion. The optimal models identified are ARDL(1,1,1), determined after evaluating 64 different model specifications.

In these models, the significance of the error correction term coefficient is paramount, as it confirms the presence of cointegration and indicates a long-run relationship among the variables. The coefficient is significant in both models, affirming that cointegration exists. Specifically, the error correction coefficient is approximately 0.75, suggesting that around 75% of the imbalance error is corrected in each period, allowing the short-run value to converge towards its equilibrium and long-run value. The findings reveal that in all three models, AT exerts a significant and negative impact on the daily returns of stock prices in the long run. However, due to the high standard error of the coefficients, this effect is not statistically significant. Conversely, the influence of AT on price returns in the short run is both negative and significant at the 1% significance level. Given the error correction coefficient of approximately 75%, it can be concluded that the negative effect of AT on stock price returns is primarily observed within the same trading day. This suggests that AT can significantly affect stock prices on a daily basis, potentially leading to losses for traders who are unable to adjust their trades in

response to these price fluctuations. Furthermore, AT can induce considerable volatility in the affected stocks, often resulting in a decline in share prices. These findings align with the research of Zhang (2010), Scholtus et al. (2014), and Boehmer et al. (2020), which demonstrated that AT tends to increase volatility while reducing price returns.

Additionally, the results indicate that total and trend volatility exert a positive and significant effect on stock price returns in both the long-run and short-run models at the 1% significance level. Given that trend volatility constitutes a major component of overall volatility, it is expected that the effects of both types would be similar. In essence, these trend volatilities represent long-run risks, which are influenced by macroeconomic conditions, general market dynamics, company profitability, and dividend distributions. Consequently, it is anticipated that price returns will rise alongside increasing long-run risks, particularly in bull markets. In scenarios where short-run or cyclical volatility is minimal, investors often exhibit less concern regarding long-run or trend volatility.

Funding
No financial support was received for this study.

Declaration of Competing Interest
The author declares no conflicts of interest related to the content of this article.

Acknowledgments
We thank anonymous reviewers for their useful comments greatly contributing to Improving our work.

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
sanad.iau.ir/journal/eco
دوره ؟؟، شماره ؟؟، ؟؟؟؟ ۱۴۰۴، صفحه‌های ۱ تا ۲۸.

پژوهشی

معاملات الگوریتمی، تلاطم روندی و سیکلی و بازده سهام: رویکرد فیلتر میان‌گذر و خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میان‌گروهی تلفیقی (PMG-ARDL)[1]

الهه رضازاده*، مهدی فتح آبادی**، سیده عاطفه حسینی+، کاظم هارونکلائی×

https://doi.org/10.71849/ECO.2025.????????

تاریخ دریافت:
۱۴۰۴/۰۰/۰۰
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۴/۰۰/۰۰

واژگان کلیدی:
تلاطم روندی و سیکلی، بازده قیمت، ریسک، فیلتر میان‌گذر، خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میان‌گروهی تلفیقی

طبقه‌بندی JEL:
C58 ،G17 ،G12

چکیده

در این مقاله اثرات معاملات الگوریتمی، تلاطم‌های روندی و سیکلی بر بازده روزانه قیمت سهام در ۱۵ نماد بورسی در دوره ۲۰ اردیبهشت ۱۳۹۹ تا ۲۰ خرداد ۱۴۰۳ ارزیابی گردید. ابتدا آزمون ریشه واحد انجام گرفت و برای ۱۲ نمادی که در سطح ایستا بودند، مدل ARMA و برای ۳ نماد دیگر مدل گام تصادفی جهت انجام آزمون آرچ برآورد شدند که در تمامی آنها اثر آرچ وجود داشت. برای این ۱۲ نماد مدل گارچ (۱و۱) و برای ۳ نماد دیگر مدل گارچ هم‌انباشته(۱و۱) برآورد و سپس واریانس شرطی به عنوان شاخص تلاطم استخراج گردید. در ادامه واریانس شرطی این ۱۵ نماد به دو جزء روندی و سیکلی با استفاده از فیلتر میان‌گذر کریستیانو–فیتزجرالد(CF) تجزیه شد. در نهایت اثر معاملات الگوریتمی و تلاطم‌های کل، روندی و سیکلی بر بازده روزانه قیمت سهام ۱۵ نماد بورسی در دوره ۲۰ خرداد ۱۴۰۱ تا ۲۰ خرداد ۱۴۰۳ در قالب مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میان‌گروهی تلفیقی(PMG-ARDL) برآورد گردید. پیش از برآورد مدل، ابتدا آزمون وابستگی مقطعی انجام گرفت که مشخص شد وابستگی مقطعی وجود دارد و سپس آزمون ریشه واحد پسران(CIPS) انجام یافت که نتایج نشان داد متغیرها در سطح ایستا هستند. آزمون هم‌انباشتگی کائو نیز رابطه بلندمدت میان متغیرها را تایید نمود. بنابراین ابتدا مدل‌های بهینه مشخص و سپس برآورد شدند. نتایج نشان داد معاملات الگوریتمی در بلندمدت اثر منفی و غیرمعنادار و در کوتاه‌مدت اثر منفی و معنادار بر بازده قیمت دارد. هم‌چنین تلاطم‌های کل و روندی اثر مثبت و معنادار بر بازده قیمت هم در مدل‌های بلندمدت و هم کوتاه‌مدت داشتند. در مقابل تلاطم‌های سیکلی در مدل بلندمدت اثر منفی و معنادار و در مدل کوتاه‌مدت اثر غیرمعنادار بر بازده قیمت داشت. می‌توان نتیجه گرفت با افزایش تلاطم‌های سیکلی و ماندگاری آنها، قیمت سهام کاهش می‌یابد.

[1] این مقاله مستخرج از رساله خانم رضازاده در دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه می‌باشد.

* دانشجوی دکتری مهندسی مالی، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. elahe.rezazadeh@iau.ac.ir
** گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول). fathabadi.mehdi@iau.ac.ir
+ گروه حسابداری، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. hosseini.atefeh@iau.ac.ir
× گروه حسابداری، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. Kazem.haron@iau.ac.ir

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
sanad.iau.ir/journal/eco
دوره ؟؟، شماره ؟؟، ؟؟؟؟ ۱۴۰۴، صفحه‌های ۱ تا ۲۸.

۱. مقدمه

سرعت قابل‌توجه دیجیتالی شدن و داده‌سازی در بسیاری از حوزه‌های اقتصاد و جامعه، همراه با تحلیل‌ها و تحولات در یادگیری ماشین و هوش مصنوعی، از لحاظ نظری امکان خودکارسازی تمام مراحل چرخه عمر قرارداد را فراهم می‌کند. کاهش یا حذف مستقیم دخالت انسان در فرآیند انعقاد قرارداد و جایگزینی آن با الگوریتم‌ها می‌تواند مزایا، ریسک‌ها و عدم‌قطعیت‌ها را به همراه داشته باشد. از یک سو، اتوماسیون قراردادی نوید کاهش هزینه، افزایش کارایی، ایجاد قراردادهای بهتر، بازارهای جدید و ارزش بیشتر را دارد(ژو و همکاران[۱]، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، استفاده از فن‌آوری‌ها برای قراردادها چالش‌هایی را به همراه دارد که می‌توان از بین رفتن مشاغل سنتی و نقش‌های تخصصی گرفته تا خطاهای فنی و عدم شفافیت را در بر می‌گیرد که این موضوع نیز ریسک‌های مانند مسئولیت‌پذیری به همراه دارد(اشمیت-کیسن و همکاران[۲]، ۲۰۲۲). معاملات الگوریتمی[۳](AT) جزء اولین زمینه‌های ظهور فناوری هوش مصنوعی در بازارهای مالی هستند؛ چراکه قبل از آن، معاملات به روش‌های سنتی و به‌صورت فیزیکی و دستی انجام می‌شد. با افزایش حجم و تعداد معاملات در بازارهای مالی، نیاز به تحولات اساسی و فناورانه در این بازار احساس شد. با توجه به ماهیت پویای بازار سرمایه و پتانسیل افزایش تصاعدی نرخ‌های معاملات در عرض چند ثانیه، ریسک مرتبط با معاملات نیز تشدید می‌شود(آیتکین و همکاران[۴]، ۲۰۲۳). بنابراین، استفاده از استراتژی‌های مناسب در معاملات الگوریتمی، استفاده از فرآیندهای خودکار و استفاده از تکنیک‌های هوشمند مدرن، حیاتی می‌شود. روش‌های سنتی که شامل بررسی دستی، تجزیه و تحلیل و قرار دادن سفارش دستی می‌شود، مستعد اشتباهات تصمیم‌گیری هستند. بنابراین، با پیشرفت‌های فناوری‌های امروزی و پیچیدگی‌های موجود در بازارها و معاملات مالی، امکان خودکارسازی این معاملات بدون دخالت مستقیم انسان وجود دارد(کوگلنبرگ و فن‌وورن[۵]، ۲۰۲۴). از آنجا که عوامل مؤثر بر پیچیدگی بازارهای مالی مانند روندها، تغییرات چرخه‌ای و تصادفی‌بودن که همگی تحت تأثیر عوامل خارجی مانند متغیرهای کلان اقتصادی و رفتار غیرقابل پیش‌بینی انسانی قرار دارند، کارگزاران را مجاب می‌کنند که از الگوریتم‌های معاملاتی برای پیش‌بینی رویدادهای بازار مالی استفاده کنند(دش و دش[۶]، ۲۰۱۶).

از آنجا که معاملات در بازار سهام اغلب در یک محیط بسیار متلاطم انجام می‌شود، مهمترین مساله معامله‌گران، کاهش ریسک است. با توجه به اهمیت موضوع مدیریت ریسک، ویژگی‌های حداقل‌سازی خودکار ریسک اغلب در الگوریتم‌های معاملاتی تعبیه شده‌اند و به طور مداوم در حال تکامل هستند(آون[۷]، ۲۰۱۶). به دلیل سرعت بالاتر و نظارت ارزان‌تر معامله‌گران الگوریتمی، آنها می‌توانند به سرعت اطلاعات را در قیمت‌ها لحاظ کرده و روند کشف قیمت را تسریع کنند. با این حال، اطلاعات کوتاه‌مدتی که از طریق یک فرآیند کشف قیمت سریع‌تر مدنظر قرار می‌گیرند، ممکن است با ارزش بنیادی دارایی‌ها هم‌خوانی نداشته باشد(اوهارا[۸]، ۲۰۱۵). در حضور فرکانس‌های بالا، قیمت‌های سهام‌ها ممکن است در برابر تلاطم‌های کوتاه‌مدت(یل سیکلی) مانند شوک نقدینگی و محدودیت‌های

[۱] Zhou *et al*
[۲] Schmidt-Kessen *et al*
[۳] Algorithm Trading
[۴] Aitken *et al*
[۵] Koegelenberg and Vuuren
[۶] Dash and Dash
[۷] Aven
[۸] O'Hara

موجودی کالا حساس‌تر باشند. حال پرسش مهم این است که معاملات الگوریتمی در حضور تلاطم‌های دائمی یا نویزهای گذرا(تلاطم سیکلی) چه اثری بر قیمت‌های سهام خواهند داشت؟. نکته حائز اهمیت این است که تلاطم‌ها در زمان متغیر هستند، اما پویایی تلاطم‌ها و رابطه آن با بازده سهام شفاف نیست. برای ارزیابی پویایی تلاطم‌ها در افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، طبق رویکرد گئو و همکاران[۱](۲۰۱۴)، تلاطم دو جزء تفکیک می‌شود، جزء پایدارتر که تلاطم بلندمدت یا روندی نامیده می‌شود و جزء دیگر که پایداری کمتری دارد به عنوان تلاطم کوتاه‌مدت یا سیکلی شناخته می‌شود. فاما و مک‌بث[۲](۱۹۷۳) نشان دادند رابطه مثبت بین تلاطم‌های بلندمدت شرطی و بازده سهم وجود دارد در حالی که بین تلاطم‌های کوتاه‌مدت شرطی و بازده رابطه منفی برقرار است. می‌توان اینطور بیان نمود که سرمایه‌گذاران بلندمدت به تلاطم‌های دائمی (یا روندی) اهمیت می‌دهند، در حالی که سرمایه‌گذاران کوتاه‌مدت هر دو نوع تلاطم کوتاه‌مدت و بلندمدت را مدنظر قرار می‌دهند. در واقع ماهیت تلاطم‌ها در بلندمدت با تلاطم‌های کوتاه‌مدت متفاوت بوده، و همچنین پیامدهای آن برای رابطه ریسک و بازده نیز متفاوت است. اهمیت شوک‌های سود تقسیمی سهام در توضیح ریسک و بازده نشان می‌دهد که برای یک سرمایه‌گذار بلندمدت، تغییرات در سودهای تقسیمی سهام منبع اصلی ریسک است، در حالی که در کوتاه‌مدت، شوک‌های قیمت نقش مهم‌تری دارند. علاوه بر این، از آنجایی که شوک‌های گذرا در افق‌های طولانی‌تر از بین می‌روند و باقی نمی‌مانند، بنابراین تغییر سود تقسیمی نگرانی اصلی در تعیین جبران ریسک سیستماتیک یک سرمایه‌گذار بلندمدت می‌باشد. این موضوع حتی می‌تواند روی تصمیمات سرمایه‌گذاران کوتاه‌مدتی نیز اثرگذار باشد(ژانگ و همکاران[۳]، ۲۰۲۴).

هموارسازی[۴] معمولا برای مشاهده بهتر الگوها یا روندها در سری‌های زمانی انجام می‌شود که این کار را می‌توان با استفاده از فیلتر سری زمانی اعمال کرد. «فیلتر میان‌گذر»[۵] هم فرکانس‌های بالا و هم فرکانس‌های پایین یک سری زمانی را حذف می‌کند و فقط فرکانس‌ها را در یک باند در میانه نگه می‌دارد(نیلسون و گیومای[۶]، ۲۰۱۱). فیلترهای میان‌گذر تمایل دارند حتی نویز را به صورت دوره‌ای یا حداقل شبه دوره‌ای ایجاد کنند. بنابراین، فیلتر کردن سری‌های زمانی یا فضایی به گونه‌ای است که فرکانس‌ها یا اعداد موج معین حذف شده و برخی از آن‌ها حفظ می‌شوند؛ یعنی روشی برای برجسته‌سازی برخی فرکانس‌ها و حذف برخی دیگر. هدف این مقاله بهره‌گیری از فیلتر میان‌گذر کریستیانو-فیتزجرالد[۷](CF) برای هموارسازی و استخراج روند و اجزای چرخه‌ای تلاطم قیمت سهام شرکت‌های بورسی می‌باشد. با این کار، متغیر تلاطم به دو بخش بلندمدت(جزء روندی) و کوتاه‌مدت(جزء سیکلی) تجزیه می‌شود. براساس این روش، متغیرها در دو حالت ناایستا(گام تصادفی) و ایستا فیلتر می‌شوند. در ادامه اثر این دو نوع تلاطم بر بازدهی قیمت با روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میان‌گروهی تلفیقی[۸](PMG-ARDL) برآورد می‌گردد. بدین منظور ابتدا با استفاده از داده‌های روزانه ۱۵ شرکت بورسی در دوره ۲۰ اردیبهشت ۱۳۹۹ تا ۲۰ خرداد ۱۴۰۳ تلاطم برای شرکت‌ها استخراج می‌گردد. سپس اثرات معاملات الگوریتمی و تلاطم‌های روندی و سیکلی بر بازده روزانه قیمت برآورد می‌شود.

---

[۱] Guo et al
[۲] Fama and MacBeth
[۳] Zhang et al
[۴] Smoothing
[۵] Band-Pass Filter
[۶] Nilsson and Gyomai
[۷] Christiano-Fitzgerald
[۸] Pooled Mean Group Autoregressive Distributed Lag

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. در بخش مرور مختصری بر ادبیات تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به روش تحقیق و داده‌ها اختصاص دارد. در بخش چهارم به نتایج تجربی پرداخته می‌شود. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی بیان می‌گردد.

۲. مرور ادبیات

نظر به پیشرفت فناوری‌ها و افزایش قابلیت برای معامله در فرکانس‌های بسیار بالاتر، بازارهای مالی و معاملات به شکل اساسی تغییر کرده‌اند(کریلنکو و لو[۱]، ۲۰۱۳؛ اوهارا، ۲۰۱۵). با توجه به غلبه معاملات الگوریتمی و نقش بحث برانگیز آن در بازارهای سهام، سوال اصلی مورد توجه فعالان بازار مالی، سیاست‌گذاران و دانشگاهیان این است که آیا معاملات الگوریتمی باید با شدت بیشتری نظارت و ساماندهی شوند؟

برخی مطالعات بر اثرگذاری معاملات الگوریتمی از طریق نقدشوندگی بر بازده قیمت سهام دارد که به نوبه خود بر ارزش شرکت نیز تأثیر می‌گذارد. این موضوع از دو کانال رخ می‌دهد؛ نخست، هم مطالعات نظری و هم تجربی قیمت‌گذاری دارایی نشان داده‌اند که نقدشوندگی توسط بازار قیمت‌گذاری می‌شود. آمیهود و مندلسون[۲](۱۹۸۶) اثرات اسپرد پیشنهادات خرید و فروش بر بازده دارایی‌ها را مدلسازی کردند و نشان دادند که بازده مورد انتظار رابطه مثبتی با عدم نقدشوندگی دارد. اوهارا(۲۰۰۳) استدلال می‌کند که مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی باید هزینه‌های مبادله نقدشوندگی را در بر گیرند. آچاریا و پدرسن[۳](۲۰۰۵) یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر نقدشوندگی را را استخراج کردند و نشان دادند افزایش نقدشوندگی منجر به بازده همزمان بالاتر و بازده مورد انتظار آتی کمتر می شود. بنابراین از این نگاه، معاملات الگوریتمی با افزایش نقدشوندگی بیشتر منجر به افزایش قیمت سهام و ارزش شرکت شود(سادکا[۴]، ۲۰۱۰). کانال دوم این است که اثرات نقدشوندگی بر عملکرد شرکت است(ادمانز و همکاران[۵]، ۲۰۱۳). چیونگ و همکاران[۶](۲۰۱۵) نشان دادند نقدشوندگی به دلیل حاکمیت بهتر از طریق کانال مالکیت نهادی، اثر مثبت بر بازده سهام و ارزش شرکت دارد. همچنین فانگ و همکاران[۷](۲۰۰۹) بیان داشتند نقدشوندگی می‌تواند بر عملکرد و ارزش شرکت از طریق افزایش محتوای اطلاعاتی قیمت‌های بازار تأثیر مثبت بگذارد. بنابراین می‌توان گفت معاملات الگوریتمی با افزایش نقدشوندگی بر بازده قیمت سهام اثر می‌گذارد.

یکی دیگر از اثرات معاملات الگوریتمی روی تلاطم قیمت سهام است. شواهد تجربی تأثیر معاملات الگوریتمی بر تلاطم، محدود و البته با نتایج متفاوت است. بروگارد[۸](۲۰۱۱) نشان داد معاملات با فرکانس بالا، تلاطم‌ها را در یک روز کاری و در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد، در حالی که ژانگ[۹](۲۰۱۰)، شولتوس و همکاران[۱۰](۲۰۱۴) و بومر و همکاران[۱۱](۲۰۲۰) دریافتند معاملات الگوریتمی تلاطم‌ها را افزایش می‌دهند. مرتون[۱۲](۱۹۸۷) پیش‌بینی نمود که

[۱] Kirilenko and Lo
[۲] Amihud and Mendelson
[۳] Acharya and Pedersen
[۴] Sadka
[۵] Edmans et al
[۶] Cheung et al
[۷] Fang et al
[۸] Brogaard
[۹] Zhang
[۱۰] Scholtus et al
[۱۱] Boehmer et al
[۱۲] Merton

تلاطم‌های نامتعارف به طور مثبت با بازده مورد انتظار مرتبط است، آن هم زمانی که سرمایه‌گذاران دارای تنوع پرتفوی کمتری هستند. تلاطم‌های نامتعارف کمتر منجر به ریسک کمتر و بازده مورد انتظار یا هزینه سرمایه کمتر می‌شوند و در نتیجه قیمت سهام و ارزش شرکت افزایش خواهند یافت. اگر معاملات الگوریتمی سبب کاهش تلاطم‌های نامتعارف شوند، بنابراین می‌توان انتظار داشت افزایش معاملات الگوریتمی بایستی قیمت سهام و ارزش شرکت را افزایش دهند. فو[۱](۲۰۰۹) به طور تجربی رابطه مثبت بین تلاطم‌های نامتعارف و بازده مورد انتظار را تایید می‌کند. با این حال، گئو و همکاران(۲۰۱٤) و پارک و همکاران[۲](۲۰۲۰) نشان دادند رابطه مثبت شناسایی‌شده توسط فو(۲۰۰۹) به دلیل تورش آینده‌نگر در برآورد وی از تلاطم‌های نامتعارف است. در نهایت، استامباو و همکاران[۳](۲۰۱۵) بیان داشتند که ماهیت رابطه بین تلاطم‌های نامتعارف و بازده مورد انتظار به خطای قیمت‌گذاری سهام بستگی دارد. چه معاملات الگوریتمی بر تلاطم‌های تأثیر مثبت یا منفی بگذارد، می‌تواند از طریق اثرگذاری بر تلاطم، بر قیمت سهام تأثیر بگذارد. جنبه دیگری که از طریق آن معاملات الگوریتمی ممکن است بر بازده سهام و ارزش شرکت تأثیر بگذارد، اثر آن بر توزیع بازده، به‌ویژه چولگی بازده است. ادبیات قیمت‌گذاری دارایی نشان می‌دهد که چولگی، قیمت‌گذاری شده است. میتون و ورکینک[٤](۲۰۰۷) یک مدل عقلائی از ترجیح ناهمگن برای چولگی معرفی کرده و نشان دادند چولگی نامتعارف قیمت‌گذاری شده است. برخی از سرمایه گذاران، سهام لاتاری را ترجیح می‌دهند(یعنی سهام با چولگی مثبت) و ارزش بالاتری برای این نوع سهام‌ها قائل هستند. بنابراین، چولگی بیشتر با بازده مورد انتظار کمتر و قیمت فعلی سهام (و ارزش شرکت) بالاتر مرتبط است، که به طور تجربی تأیید شده است(بویر و همکاران[۵]، ۲۰۱۰؛ کنراد و همکاران[٦]، ۲۰۱۳). اگر معاملات الگوریتمی چولگی نامتعارف را افزایش دهد، بنابراین می‌توان انتظار داشت معاملات الگوریتمی بیشتر سبب افزایش بازدهی سهام و ارزش شرکت گردد.

در ایران مقاله‌ای درباره معاملات الگوریتمی مقالات زیادی وجود ندارد؛ تنها مطالعه مربوط به عسکری حسن‌آبادی و همکاران(۱٤۰٤) است. آنها نشان داند در روزهای صعودی بازار، سهام‌هایی که تقاضای معاملات الگوریتمی بیشتری دارند، دارای بازده غیرعادی سهام کمتری هستند و از نوسانات قیمت کمتری برخوردار هستند. نتایج در مورد روزهای نزولی بازار نشان داد سهام‌هایی که بیشتر توسط معاملات الگوریتمی معامله می‌شوند، نوسانات نزولی بیشتری را در روزهای نزولی بازار از خود نشان می‌دهند. همچنین مقالات مختلفی به موضوع تلاطم و بازده سهام پرداخته‌اند. موسوی و همکاران(۱٤۰٤) در بانک‌های بورسی و در دوره ۱٤۰۱-۱۳۹۲ نشان دادند حاکمیت شرکتی و اندازه بانک و کفایت سرمایه بر بازده سهام بانک‌های منتخب اثر مثبت دارند. اسماعیل‌پور مقدم و شریف باقری(۱٤۰۳) در ۱۵ صنعت بورسی در دروه ۱٤۰۳-۱۳۸۸ دریافتند شوک‌های بازده و تلاطم موجود در شبکه لزوماً با یکدیگر برابر نیستند؛ همچنین میزان ریسک سیستمیک حاصل از انتقال تلاطم، بیانگر ارتباطات تنگاتنگ و پیچیده بین صنایع نسبت به انتقال بازده است. رجب‌بلوکات و همکاران(۱٤۰۲) در ۳۰ شرکت بزرگ بورسی در دوره ۱۳۹۸-۱۳۹۰ و از طریق مدل HAR-RV بیان داشتند با افزایش تلاطم و با توجه به وجود رفتارهای هیجانی میان سرمایه‌گذاران سوگیری‌های رفتاری افزایش یافته و اثر منفی بر بازده سهام دارد. مظفرنیا و همکاران(۱٤۰۰) با بهره‌گیری از روش ترکیبی مارکوف

[۱] Fu
[۲] Park et al
[۳] Stambaugh et al
[٤] Mitton and Vorkink
[۵] Boyer et al
[٦] Conrad et al

سوئیچینگ و گارچ نمایی به این نتیجه رسیدند که رابطه بین تلاطم نرخ ارز و قیمت سهام در ایران به رژیم رونق و رکود اقتصادی وابسته بوده و همچنین سرایت‌پذیری بین آنها نیز در این دو رژیم متفاوت است. دارابی(۱۳۹۹) با روش غربالگری برای ۱۱۸ شرکت بورسی در دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۰ به این نتیجه رسید که بین بازده سهام و ریسک غیرسیستماتیک رابطه معنادار وجود دارد. دهقان خاوری و میرجلیلی(۱۳۹۸) با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای شرکت‌های بورسی دریافتند میان ریسک سیستماتیک و بازده سهام رابطه منفی وجود دارد. حاجیها و صفری(۱۳۹۷) در ۹۸ شرکت بورسی در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۷ نشان دادند ریسک سیتماتیک سهام با چولگی مثبت اثر مثبت و با چولگی منفی اثر منفی بر بازده سهام دارد. نیکوسخن و همکاران(۱۳۹۷) در شرکت‌های بورسی با استفاده از مدل گارچ و در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۰ دریافتند در بیشتر شرکت‌ها رابطه منفی میان ریسک و بازده وجود دارد. دولو و صدری‌نیا(۱۳۹۶) برای ۱۰۱ شرکت بورسی در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۱ دریافتند ریسک بر بازده مورد انتظار اثر مثبت دارد.

۳. روش تحقیق و داده‌ها

۳-۱. آزمون ریشه واحد بدون شکست ساختاری

دیکی و فولر[۱] (۱۹۷۹و۱۹۸۱) فرآیند قابل اعتمادی را برای آزمون وجود ریشه واحد پیشنهاد دادند. پیش فرض آزمون‌های دیکی فولر آن است که جملات خطا مستقل از یکدیگر بوده و دارای واریانس ثابت باشند(اندرس، ۲۰۰۸). اما از آنجا که فرآیند واقعی تولید داده‌ها مشخص نیست، لازم است از فرآیند دولادو و همکاران[۲] (۱۹۹۰) و همیلتون[۳] (۱۹۹٤) برای آزمون ریشه واحد استفاده نمود. دیکی و فولر (۱۹۸۱) سه آماره F ($\emptyset_1$ ، $\emptyset_2$ و $\emptyset_3$) برای آزمون برقراری قیود خطی و یا معناداری جمعی ضرایب پیشنهاد نموده‌اند که به قرار زیر است؛

$$\emptyset_i = \frac{\frac{[SSR(\text{مقید}) - SSR(\text{غیرمقید})]}{r}}{\frac{SSR(\text{غیرمقید})}{(T-K)}} \qquad (۱)$$

که SSR بیانگر مجموع مجذورات خطاها، r تعداد قیود، T تعداد مشاهدات و K تعداد پارامترهای مدل نامقید است. در معادله غیرمقید فرضیه صفر $\gamma = a_0 = 0$ با آماره $\emptyset_1$، در معادله (۱) فرضیه صفر $\gamma = a_0 = a_2 = 0$ با آماره $\emptyset_2$ و فرضیه $\gamma = a_2 = 0$ با آماره $\emptyset_3$ آزمون خواهد شد.

۳-۲. آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری درونزا

پرون[۴](۱۹۸۹) خاطر نشان کرد تغییر ساختاری و ریشه واحد بسیار به هم مرتبط هستند و محققان بایستی این نکته را در نظر داشته باشند که آزمون‌های ریشه واحد متعارف به سمت پذیرش فرضیه صفر ریشه واحد تورش خواهند داشت، اگر در داده‌ها تغییر ساختاری رخ داده باشد. وی معتقد است متغیرهای اقتصادی عمدتاً فرآیندهای روند پایایی هستند که با تغییر ساختاری همراه شده‌اند؛ یعنی میانگین آنها تنها در نقطه وقوع شوک با تغییر ناگهانی مواجه شده است. برای حل این مشکل پرون (۱۹۸۹) شکست ساختاری برونزا را در آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

[۱] Dickey and Fuller
[۲] Dolado et al
[۳] Hamilton
[۴] Perron

وارد کرد. وی برای آزمون فرضیه ریشه واحد در شرایط شکست ساختاری در معادله غیرمقید دیکی‌فولر متغیرهای مجازی سطح[۱] (D_L) و تکانه‌ای[۲] (D_P) را وارد نمود؛

$$y_t = a_0 + \theta_1 D_L + \theta_2 D_P + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{k} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

اگر زمان شکست معلوم باشد (T_B)، متغیرهای مجازی به شکل زیر تعریف می‌شوند؛

$$\begin{cases} D_P = 1 & \text{اگر } t = T_B + 1 \\ D_P = 0 & \text{سایر زمانها} \end{cases} \quad \begin{cases} D_L = 1 & \text{اگر } t > T_B \\ D_L = 0 & \text{اگر } t \le T_B \end{cases}$$

برای فرضیه وقوع شوک یک دوره‌ای در یک فرآیند ریشه واحد لازم است $a_1 = 1$ و $\theta_2 \neq 0$ باشد. در مقابل برای فرضیه وقوع تغییر یک دوره‌ای در فرآیند روندپایا که اثر همیشگی به همراه داشته است می‌بایست $a_1 < 1$ ، $a_2 \neq 0$ و $\theta_1 \neq 0$ برقرار باشد (پرون، ۱۹۸۹). اما مهمترین مشکل این روش تعیین زمان وقوع شکست است. بدین منظور زیووت و اندروز[۳] (۱۹۹۲) و در ادامه پرون (۱۹۹۷) و فوگلسانگ و پرون (۱۹۹۸) زمان شکست را به طور درونزا و از داده‌ها تعیین کردند.

۳-۳. اندازه‌گیری تلاطم با مدل‌های گارچ

برای اندازه‌گیری تلاطم در این رویکرد، از مدل گارچ (۱و۱) بهره گرفته می‌شود. در این مدل واریانس شرطی به مقادیر گذشته خود وابسته است. معادله متوسط و واریانس گارچ (۱و۱) به شکل زیر است؛

$$\sigma_t^2 = \mathrm{w} + \alpha\, \epsilon_{t-1}^2 + \beta\, \sigma_{t-1}^2 \quad (۳)$$

که w جمله ثابت، ϵ_{t-1}^2 جمله آرچ و σ_{t-1}^2 عبارت گارچ است. می‌توان نشان داد نوسانات امروز تابعی از نوسانات دیروز و توان دوم خطای دیروز است. α اثر خبرهای (شوک‌های) اخیر یا جدید و β اثر خبرهای قدیمی یا گذشته (نوسانات پایدار) را منعکس می‌سازند. اگر $\alpha + \beta < 1$ باشد قیمت سهام مانای ضعیف است و اثر شوک‌ها موقتی خواهد بود، اما اگر $\alpha + \beta = 1$ باشد، قیمت سهام مانا نیست و از گام تصادفی تبعیت می‌کند و اثر شوک‌ها دایمی خواهد بود. بدین منظور برای سری‌هایی که مانا نیستند از مدل گارچ هم‌انباشته[۴](IGARCH) استفاده خواهد شد تا محدودیت اگر $\alpha + \beta = 1$ اعمال گردد(اندرس، ۲۰۰۸).

۳-٤. فیلترسازی و تجزیه سری‌های زمانی

فیلتر گام تصادفی کریستیانو-فیتزجرالد(CF) یک فیلتر میان‌گذر است که براساس همان اصول فیلتر باکستر-کینگ[۵](BK) ساخته شده است. این فیلترها مشکل روندزدائی و هموارسازی را در دامنه فرکانس فرموله می‌کنند. با توجه به یک سری زمانی پیوسته و یا طولانی‌مدت، فیلترسازی فرکانس می‌تواند یک روش دقیق باشد. هر دو فیلتر BK و CF به فیلتر میان‌گذر نامحدود ایده‌آل نزدیک می‌شوند. تجزیه سری‌های زمانی یک روش ریاضی است که یک

[۱] Level Dummy
[۲] Pulse Dummy
[۳] Zivot and Andrews
[۴] Integrated GARCH
[۵] Baxter and King (BK)

سری را به چندین سری زمانی مختلف تبدیل می‌کند. تجزیه سری زمانی یک تکنیک مبتنی بر الگو است(نائو[1]، ۲۰۱٤). چهار جزء اصلی داده‌های سری زمانی عبارتند از روند، فصلی، چرخه ای و بی‌قاعده. با استفاده از فیلترهای میان‌گذر، فرکانس‌های معین یا اعداد موجی حذف گردیده و برخی از آنها در فرآیند فیلترسازی و تجزیه‌سازی باقی می‌مانند. بنابراین، هم فیلترسازی و هم تجزیه‌سازی در جهت بهبود تخمین اجزای سری هستند. یک سری زمانی به صورت $\{z_t\}_{t=1}^{T}$ را می‌توان به صورت زیر تجزیه نمود؛

$$z_t = y_t + \bar{y} \quad , \quad y_t = B(L)z_t \tag{٤}$$

که y_t جزء جداشده از سری z_t می‌باشد. y_t بین ρi و ρu در نوسان است($2 < \rho i < \rho u < \infty$). جزء y_t فرض می‌شود تنها در فرکانس‌های موجود در فواصل دارای قدرت است؛ در حالی که داده‌های z_t دارای طول نامحدود هستند. همچنین $B(L)$ عملگر وقفه است و به صورت زیر تعریف می‌شود؛

$$B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j \quad ; \quad L^K z_t = z_{t-k} \tag{٥}$$

وزن‌های فیلتر میان‌گذر ایده‌آل به صورت زیر می‌باشند؛

$$B_j = \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi j} \tag{٦}$$

که در آن $a = 2\pi/\rho u$ و $b = 2\pi/\rho i$ می‌باشد. تقریب نمونه محدود به فیلتر میان‌گذر ایده‌آل از فیلتر جایگزین استفاده می‌کند؛

$$y_t = \hat{B}(L)z_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \hat{B}_{t,j}\, z_{t+j} \tag{٧}$$

که $\hat{B}_{t,j}$ پاسخ $\hat{B}_{t,j} = argmin\{(y_t - \hat{y}_t)^2\}$ می‌باشد.

فیلتر باکستر-کینگ (BK)

فیلتر باکستر-کینگ برای بررسی دوره تناوب چرخه تجاری ارائه شده است. این فیلتر داده‌ها را روندزدائی می‌کند، به این معنا که سری‌های زمانی ایستا را استخراج می‌کند که هم‌انباشته از مرتبه دو یا کمتر می‌باشند، یا حاوی روندهای زمانی قطعی هستند(باکستر و کینگ، ۱۹۹۹). آنها با اعمال فیلتر میان‌گذر خود روی یک سری‌ها، سری‌های جدیدی تولید می‌کنند که دارای نوسانات بالاتر یا پایین‌تر از نوسانات چرخه تجاری نیستند. فیلتر باکستر-کینگ یک تقریب داده محدود به فیلتر میان‌گذر ایده‌آل با وزن‌های میانگین متحرک زیر است؛

$$y_t = \hat{B}(L)z_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \hat{B}_{t,j}\, z_{t+j} = \hat{B}_0 z_t + \sum_{j=1}^{n} \hat{B}_t\,(z_{t-j} + z_{t+j}), \hat{B}_j = B_j - \frac{1}{2n-1}\sum_{j=-n}^{n} \hat{B}_j \tag{٨}$$

فیلتر کریستیانو-فیتزجرالد (CF)

فیلتر کریستیانو فیتزجرالد (CF)، حالت گسترش‌یافته فیلتر باکستر-کینگ است و بنابراین می‌تواند به عنوان میانگین متحرک وزنی نیز دیده شود. با این حال، فیلتر CF درخصوص t و همچنین کل سری نامتقارن است. فیلتر کریستیانو

[1] Nau

فیتزجرالد(CF)، اجزای چرخه‌ای و روند سری‌های زمانی را با استفاده از چندین استراتژی تقریب باند گذر برای فیلتر میان‌گذر ایده‌آل محاسبه می‌کند و میانگین مربعات خطای موجود در معادله را حداقل می‌سازد؛

$$\hat{B}_{t,j} = argmin\{(y_t - \hat{y}_t)^2\} \quad (۹)$$

اگر $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots)$ باشد[۱]، در این‌صورت فرض می‌شود که سری‌ها به صورت زیر باشد؛

$$\hat{z}_t = \mu + 1_{root}\,\hat{z}_{t-1} + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} + \cdots \quad (۱۰)$$

که در آن، ε یک نوفه سفید است. هم‌چنین 1_{root} برابر یک خواهد بود اگر گزینه $root = 1$ انتخاب شود و صفر خواهد بود اگر گزینه $root = 0$ انتخاب گردد. اگر «رانش»[۲] در سری‌های زمانی مشهود باشد یعنی درست باشد، سری‌های تعدیل‌شده رانش به صورت زیر به دست می‌آید؛

$$\hat{z}_t = z_t - t\left(\frac{z_T - z_1}{T-1}\right), \quad t = 0, 1, 2, \dots, T-1 \quad (۱۱)$$

که $\hat{z}_t$ یک سری بدون رانش است.

۵-۳. مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میان‌گروهی تلفیقی (PMG-ARDL)

در مدل‌های خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده[۳](ARDL)، وقفه متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را به عنوان متغیر توضیحی وارد معادله می‌شوند. در تصریح مدل پانل با اثرات انفرادی، تخمین رگرسیون استاندارد مدل‌های ARDL به دلیل تورش ناشی از همبستگی بین رگرسورها و جمله خطا با مشکل همراه است. این تورش زمانی از بین می‌رود که تعداد مشاهدات زیاد باشد و نمی‌توان آن را با افزایش تعداد مقاطع اصلاح کرد. برای رفع این مشکل، برآوردگرهای داده‌های پانل پویای GMM معرفی شدند (آرلانو و باند[۴]، ۱۹۹۱). در مجموعه داده‌های بزرگ، این مفروضات زیربنایی در روش GMM پویا اغلب نامناسب هستند و برآوردگر صحیح نخواهد بود. در این حالت، یک روش جایگزین با عنوان برآوردگر میانگین‌گروهی تلفیقی[۵](PMG) است(پسران، شین و اسمیت[۶]، ۱۹۹۹). این مدل فرم هم‌انباشتگی مدل ساده ARDL را به خود می‌گیرد و این امکان به وجود می‌آید کهدر تصریح مدل پانل، عرض از مبداءها، ضرایب کوتاه‌مدت و عبارات هم‌انباشتگی در بین مقاطع مختلف تغییر نماید. مدل می‌تواند به صورت زیر تصریح می‌گردد؛

$$\Delta y_{i,t} = \varphi_i\, EC_{i,t} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta X'_{i,t-j}\,\beta_{i,j} + \sum_{j=0}^{p-1} \theta_{i,j}\,\Delta y'_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}\ ,\ EC_{i,t} = y_{i,t-1} - X'_{i,t}\,\gamma \quad (۱۲)$$

در اینجا فرض بر این است هم متغیر وابسته و هم رگرسورها در هر مقطع تعداد وقفه‌های یکسانی دارند. همچنین برای سهولت فرض می‌شود که رگرسورها، تعداد وقفه‌های یکسانی در هر مقطع دارند، اما برای تخمین این فرض حتما مورد نیاز نیست. در این مدل، φ_i ضرایب تعدیل، $EC_{i,t}$ مدل تصحیح خطا، γ ضرایب بلندمدت، $\beta_{i,j}$ و $\theta_{i,j}$ ضرایب کوتاه‌مدت و $\varepsilon_{i,t}$ جمله خطا می‌باشد. برآورد این مدل با استفاده حداکثر تابع درست‌نمایی انجام می‌گیرد.

[۱] در نرم‌افزار R به طور پیش فرض θ برابر ۱ است (استافر و شاموی، ۲۰۰۶).

[۲] Drift
[۳] Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
[۴] Arellano and Bond
[۵] Pooled Mean Group (PMG)
[۶] Pesaran, Shin and Smith (PSS)

٦-۳. داده‌ها و آماره‌های توصیفی

برای دستیابی به هدف اصلی تحقیق یعنی اثر معاملات الگوریتمی بر بازده قیمت، نیاز به ارزش معاملات الگوریتمی داشتیم. بدین منظور بعد از مراجعه و طی یک سری از مراحل قانونی، بنا به دلایلی که محرمانه بود، تنها اطلاعات معاملات الگوریتمی ۱۵ نماد بورسی در اختیار ما قرار گرفت. دوره زمانی نیز به صورت روزانه و از تاریخ ۱۳۹۹/۲/۲۰ تا ۱٤۰۳/۳/۲۰ می‌باشد. نکته بعدی این است که این نمادها در تمامی روزها معاملات الگوریتمی نداشته‌اند(که دلیل آن هم محرمانه بود). برای دستیابی به سایر اطلاعات از سایت بورس اوراق بهادار بهره گرفته شد. ابتدا قیمت پایانی، درصد تغییرات قیمت و همین‌طور ارزش معاملات روزانه این نمادها استخراج گردید. سپس قیمت‌ها تعدیل شدند تا اثرات افزایش سرمایه‌ها و همینطور تقسیم سودها از بین برود. در ادامه از قیمت‌های تعدیل شده برای انجام سایر مراحل کار استفاده گردید.

جدول ۱. آمار توصیفی بازده روزانه قیمت، درصد

شرکت	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی	مشاهدات
بترانس	۰/۰۲	-۰/۰۱	۱٦/۹	-۸/۲	۲/۹	۰/۲۹	۳/۸	۱۰۱۵
پکرمان	۰/۱	۰/۰۰	٦/۷	-۹/۲	۲/٦	۰/۰۲	۲/۸	۱۰۳۰
تاصیکو	۰/۲	۰/۰۰	۹/۷	-۵/۳	۲/۱	۰/۳۹	٤/۲	۱۰٤۵
جم	۰/۲	-۰/۰۲	۹/۱	-۵/۱	۱/۸	۰/۵۲	۵/۸	۱۰۳۱
حفاری	۰/۰٦	-۰/۰۵	۲۰/٤	-۲۱/۳	۳/۰۳	۰/۱	٦/۸	۹۹٤
خبهمن	۰/۱٤	۰/۰۰	۲۰/۰	-۷/۲	۳/۰۲	۰/۳۷	٤/٤	۱۰۰٦
دعبید	۰/۱۳	-۰/۱۳	٦/۱	-۵/۱	۱/۸	۰/٦۷	٤/٦	۱۰۰٤
رمپنا	۰/۰٤	-۰/۱٦	۱٤/٤	-۷/۹	۲/۷	۰/۲٦	٤/۰۱	۱۰۰۰
سفارس	۰/۱٦	-۰/۰۳	۹/۷	-۸/۰	۲/٦	۰/۱۷	۳/۲	۱۰۵۵
شپنا	۰/۱۷	-۰/۱۱	۱۷/۳	-۹/۰	۲/۸	۰/۳۵	٤/۲	۱۰۱۹
فخوز	۰/۰۷	-۰/۱۲	۹/۷	-۸/۷	۲/٤	۰/۳	۳/٦	۱۰٤۹
مبین	۰/۱۳	۰/۰۰	۵/۸	-۵/۷	۱/۹	۰/۲	٤/۵	۱۰۲۳
وبملت	۰/۱۱	-۰/۰۳	۱۰/۱	-۲۲/۹	۲/۷	-۰/۵	۹/۲	۹۸۷
وساپا	۰/۰۷	-۰/۱٦	۱۲/۲	-۷/۳	۳/۲	۰/۱۳	۲/٦	۱۰٤۷
وغدیر	۰/۱۸	۰/۰۰	۱۷/۳	-۷/۰	۲/۵	۰/۵	۵/۲	۱۰٤۰
شاخص هم‌وزن	۰/۱۲	۰/۰٦	٤/٤	-٤/۵	۱/۲	۰/۱۱	٤/۳	۱۰۹۲

منبع: یافته‌های تحقیق

آماره‌های توصیفی بازده روزانه قیمت این ۱۵ شرکت در جدول ۱ آمده است. میانگین بازدهی تمامی این ۱۵ شرکت در دوره مورد بررسی مثبت است. کمترین میانگین بازدهی روزانه با ۰/۰۲ درصد متعلق به بترانس و بیشترین بازدهی روزانه با ۰/۲ درصد مربوط به نمادهای تاصیکو و جم می‌باشد. میانه بازدهی در هیچ یک از نمادها مثبت نمی‌باشد و تنها میانه بازدهی نمادهای پکرمان، تاصیکو، خبهمن، مبین و وغدیر صفر است که بیان می‌دارد در دوره مورد بررسی، روزهای بازدهی مثبت و منفی در این نمادها برابر بوده‌اند. هم‌چنین میانه بازدهی در ۱۰ نماد دیگر منفی

می‌باشد و بیانگر آن است تعداد روزهای با بازده منفی بیشتر از تعداد روزهای با بازده مثبت هستند. کمترین پراکندگی یا نوسان مربوط به دو نماد دعبید و جم است، در مقابل بیشترین نوسان را می‌توان در نمادهای وساپا، حفاری و خبهمن ملاحظه نمود. همچنین تمام این بازدهی‌ها بجز نماد وبملت دارای چولگی مثبت هستند؛ که نشان می‌دهد بازده‌های مثبت بزرگ بیشتر از بازده‌های منفی بزرگ بوده‌اند. به عبارت دیگر، مقدار چولگی مثبت این سری‌ها نشان می‌دهد بازار نوسانات بیشتری داشته و اینکه قیمت سهام این ١٤ نماد نسبت به اخبار خوب بیشتر از اخبار بد واکنش نشان داده‌اند. در میان این ۱۵ نماد، دو نماد پکرمان و وساپا کشیدگی کمتر از ۳ دارند که بیان می‌دارد سهام این دو نماد سطح بالایی از ریسک را نشان می‌دهد، اما احتمال بازدهی بالاتر نیز وجود دارد، زیرا در این حالت معمولا سهام تغییرات قیمت زیادی را نشان می‌دهد. در سایر ۱۳ نماد، کشیدگی بیشتر از ۳ است و این یعنی تغییرات شدید قیمت در گذشته به ندرت رخ داده و ریسک در این شرکت‌ها کمتر از سطح متوسط است. در دوره مورد بررسی، شاخص هم‌وزن میانگین بازدهی روزانه ۰/۱۲ درصد را ثبت کرده است و هم‌چنین میانه آن نیز مثبت است که یعنی تعداد روزهایی که بازار مثبت بوده بیشتر از روزهای منفی است.

٤. نتایج تجربی

در این مقاله برای ارزیابی اثرات معاملات الگوریتمی و تلاطم بر بازده قیمت سهام، دو مرحله کلی دنبال می‌شود که هر کدام چند زیر بخش دارند. در مرحله نخست، تلاطم بازده قیمت سهام اندازه‌گیری و سپس به دو جزء تلاطم روندی و سیکلی تجزیه می‌شود. بدین منظور ابتدا آزمون ریشه واحد روی بازدهی قیمت برای ۱۵ نماد بورسی انجام می‌گیرد. سپس با کمک نتایج آزمون ریشه که معادله میانگین مدل گارچ مشخص می‌گردد. اگر متغیر دارای ریشه واحد بود، مدل گام تصادفی در مدل گارچ استفاده خواهد شد. اما اگر متغیر دارای ریشه واحد نبود(ایستا بود)، با استفاده از روش باکس–جنکینز، مدل بهینه ARMA هر متغیر مشخص خواهد شد. در این بخش برای تمامی متغیرها بعد از مشخص شدن نوع مدل، آزمون اثرات آرچ انجام می‌گیرد و آنهایی که اثر آرچ دارند در بخش بعدی مدل گارچ برای آنها برآورد می‌شود و آنهایی که اثر آرچ ندارند کنار گذاشته می‌شوند. بخش بعدی به اندازه‌گیری واریانس شرطی(تلاطم کل) اختصاص دارد. بدین منظور آنهایی که مدل گام تصادفی دارند، از روش گارچ هم‌انباشته (IGARCH) و آنهایی که ایستا بودند، از روش گارچ(۱و۱) برای برآورد واریانس شرطی استفاده می‌شود. در بخش بعد واریانس شرطی یا همان تلاطم کل بازده قیمت با کمک فیلتر میانگذر کریستیانو فیتزجرالد(CF)، به دو جزء تلاطم روندی و سیکلی تجزیه می‌گردد. پیش از این‌کار آزمون ریشه واحد روی واریانس شرطی کل انجام می‌گیرد تا نوع فیلتر با یا بدون گام تصادفی مشخص گردد. بعد از تجزیه واریانس شرطی، سراغ مرحله دوم یعنی ارزیابی اثرات معاملات الگوریتمی و انواع تلاطم بر بازده قیمت سهام با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میانگروهی تلفیقی(PMG-ARDL) می‌رویم. در اینجا ابتدا آزمون وابستگی مقطعی برای متغیرهای مدل یعنی بازدهی روزانه قیمت، معاملات الگوریتمی، تلاطم کل، تلاطم روندی و تلاطم سیکلی انجام می‌گیرد و براساس نتایج نوع آزمون ریشه واحد مشخص می‌شود. بعد از آزمون ریشه واحد، آزمون هم‌انباشتگی کائو انجام می‌گرد تا وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها بررسی گردد. در صورت وجود رابطه بلندمدت، ابتدا مدل‌های بهینه مشخص و سپس اثرات برآورد و تحلیل می‌شوند.

٤-١. آزمون ریشه واحد با و بدون شکست ساختاری

از آزمون دیکی و فولر(۱۹۷۹و۱۹۸۱) برای آزمون وجود ریشه واحد بدون شکست ساختاری استفاده شد. اما از آنجا که فرآیند واقعی تولید داده‌ها مشخص نیست، بایستی در انجام آزمون ریشه واحد احتیاط شود. بدین منظور از روش‌شناسی دولادو و همکاران(۱۹۹۰) و همیلتون(۱۹۹٤) برای آزمون وجود ریشه واحد بهره گرفته شد. علاوه بر این اگر در داده‌ها شکست ساختاری وجود داشته باشد، استفاده از آزمون‌های دیکی فولر ممکن نیست. اما از آنجا که زمان وقوع شکست ساختاری در داده‌های سهام مشخص نیست، از آزمون‌های درونزای پرون(۱۹۹۷) و فوگلسانگ و پرون(۱۹۹۸) برای بررسی وجود شکست ساختاری و ریشه واحد استفاده شده است. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد از میان ۱۵ نماد، سه نماد بترانس، دعبید و مبین دارای ریشه واحد بوده و بنابراین از مدل گام تصادفی تبعیت می‌کنند. در مقابل ۱۲ نماد دیگر ریشه واحد نداشتند و یا به عبارتی ایستا بودند. بنابراین لازم است برای این ۱۲ نماد مدل بهینه ARMA با رویکرد باکس–جنکینز تعیین گردد.

جدول ۲. آزمون فرضیه گام تصادفی و شکست ساختاری درونزا برای بازده روزانه قیمت سهام

شرکت	وقفه بهینه	آزمون ADF بدون شکست ساختاری: گام تصادفی (آماره ADF)			آزمون ADF با شکست ساختاری درونزا $y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \theta_1 D_t(T_B) + \theta_2 DU_t(T_B) + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + U_t$				استنتاج
		با روند و عرض از مبداء	با عرض از مبداء	خالص	زمان شکست (T_B)	θ_1	θ_2	آماره ADF	
بترانس	۳	-۱/۹۱	-۱/۹۷	۰/۰۲	۱٤۰۰/۱۲/۱۷	۰/۰۰۰۱***	۰/۰۱**	-٤/۷۵	گام تصادفی
پکرمان	۳	-۱/۳۷	-۱/۰٦	۰/۷٦	۱٤۰۰/۱۰/۲۵	۰/۰۰۰۱***	۰/۰۲**	-۵/۱**	ایستا
تاصیکو	۹	-۲/۹۵	-۱/۸۷	۱/۳۲	۱٤۰۱/۹/۱٦	۰/۰۰۰***	۰/۰۲***	-٦/۳***	ایستا
جم	۲	-۳/۳**	-۲/۵*	۱/۳	۱۳۹۹/۰۱/۱۷	۰/۰۰٦	۰/۰۲*	-٤/۸*	ایستا
حفاری	۱۵	-۱/۹	-۱/۹	۰/۱۵	۱٤۰۱/۰۸/۰٤	۰/۰۰۱***	۰/۰۱***	-۵/۱**	ایستا
خبهمن	٦	-۵/٤***	-۵/۵***	۰/٦	۱۳۹۹/۰۱/۲۰	۰/۰۰۲	۰/۰۲	-٦/۱***	ایستا
دعبید	۹	-۱/٦	-۰/۹۸	۰/۹۷	۱۳۹۹/۰٤/۲۵	-۰/۰۰٤***	-۰/۰۲***	-۳/٤	گام تصادفی
رمپنا	۲	-۳/۳**	۳/۳**	۰/۲۲	۱٤۰۱/۱۱/۲۵	۰/۰۰	۰/۰۲***	-٦/۱***	ایستا
سفارس	۱	-۲/٤	-۱/۵	۱/۳	۱٤۰۱/۱۱/۲۵	۰/۰۰	۰/۰۲***	-٤/۹*	ایستا
شپنا	۳	-۳/۸**	-۳/۸***	۰/۹۲	۱۳۹۹/۰۵/۱۵	-۰/۰۰۱***	-۰/۰٤***	-۵/۳**	ایستا
فخوز	۳	-٤/۱***	-٤/۳***	۰/٤۹	۱٤۰۱/۱۱/۱۲	-۰/۰۰	۰/۰۱***	-۵/۰*	ایستا
مبین	۷	-۲/۵	-۲/۳	۰/۹۹	۱٤۰۰/۰۳/۲٦	۰/۰۰**	۰/۰۱***	-٤/۱	گام تصادفی
وبملت	۳	-۲/۱	-۱/۹	۰/۹۳	۱٤۰۱/۱۱/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۳***	-۵/۵**	ایستا
وساپا	٤	-۲/٦	-۲/۷*	۰/۱۷	۱٤۰۰/۱۲/۱۸	۰/۰۰***	۰/۰۲***	-۵/٦**	ایستا
وغدیر	۱۵	-۳/۸**	-۲/۵*	۱/۱٦	۱٤۰۰/۰۳/۲۳	۰/۰۰***	۰/۰۱***	-۵/۳**	ایستا

نتایج براساس آزمون‌های وجود اجزای معین($\emptyset_i$) دیکی و فولر (۱۹۸۱) و آزمون شکست ساختاری به دست آمده است. زمان شکست ساختاری به صورت درونزا و از داده‌ها محاسبه شده است. مقادیر بحرانی آماره ADF درآزمون با شکست ساختاری در سطح ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۵/۷-، ۵/۱-، ٤/۸-؛ * و **به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۳ نتایج تعیین مدل بهینه ۱۲ نمادی که دارای ریشه واحد نبودند ارائه گردیده است. لازم به ذکر است برای تعیین وقفه بهینه از معیارهای اطلاعاتی آکائیک(AIC) و شوارتز(SIC) استفاده شده است. بعد از مشخص شدن

مدل‌ها ابتدا با کمک آماره Q لیانگ باکس، آزمون همبستگی سریالی میان پسماندها انجام گرفت که نتایج نشان داد تمامی پسماندها نوفه سفید هستند و این یعنی همبستگی سریالی وجود ندارد. سپس آزمون اثر آرچ برای تمامی متغیرها انجام گرفت.

جدول ۳. نتایج انتخاب مدل و آزمون اثرات آرچ، متغیر وابسته: بازده روزانه قیمت سهام

شرکت	نوع مدل	معیار آکائیک و شوارتز	آماره Q لیانگ- باکس	آماره F آزمون ARCH-LM	وضعیت پسماندها
بترانس	گام تصادفی با عرض از مبداء	–	–	۲۳/۱ (۰/۰۰)	–
پکرمان	ARMA (3,3)	آکائیک: -۴/۵۶ شوارتز: -۴/۵۴	Q(16)=11.8(0.76) Q(24)=16.6(0.87)	۲۷/۷ (۰/۰۰)	نوفه سفید
تاصیکو	ARMA (6,3)	آکائیک: -۵/۰۳ شوارتز: -۴/۹۸	Q(16)=8.9(0.25) Q(24)=24.2(0.1)	۲۵/۵ (۰/۰۰)	نوفه سفید
جم	ARMA (6,6)	آکائیک: -۵/۳۴ شوارتز: -۵/۲۷	Q(16)=20.4(0.14) Q(24)=34.1(0.1)	۵۲/۸ (۰/۰۰)	نوفه سفید
حفاری	ARMA (10,7)	آکائیک: -۴/۲۴ شوارتز: -۴/۱۵	Q(24)=11.9(0.17) Q(36)=18.0(0.12)	۷/۱ (۰/۰۰)	نوفه سفید
خبهمن	ARMA (5,3)	آکائیک: -۴/۲۴ شوارتز: -۴/۱۹	Q(16)=17.9(0.22) Q(24)=27.1(0.41)	۷/۶ (۰/۰۰)	نوفه سفید
دعبید	گام تصادفی با عرض از مبداء	–	–	۴۱۶/۷ (۰/۰۰)	–
رمپنا	ARMA (4,4)	آکائیک: -۴/۵۵ شوارتز: -۴/۵۰	Q(16)=9.1(0.33) Q(24)=16.8(0.40)	۱۱/۱ (۰/۰۰)	نوفه سفید
سفارس	ARMA (4,2)	آکائیک: -۴/۵۷ شوارتز: -۴/۵۳	Q(16)=7.4(0.68) Q(24)=13.8(0.74)	۳۹/۱ (۰/۰۰)	نوفه سفید
شپنا	ARMA (7,3)	آکائیک: -۴/۴۳ شوارتز: -۴/۳۷	Q(16)=5.9(0.43) Q(24)=13.9(0.45)	۹۱/۷ (۰/۰۰)	نوفه سفید
فخوز	ARMA (6,2)	آکائیک: -۴/۷۱ شوارتز: -۴/۶۶	Q(16)=11.0(0.2) Q(24)=16.7(0.41)	۳۷/۹ (۰/۰۰)	نوفه سفید
مبین	گام تصادفی با عرض از مبداء	–	–	۱۸۳/۹ (۰/۰۰)	–
وبملت	ARMA (5,5)	آکائیک: -۴/۴۴ شوارتز: -۴/۳۸	Q(16)=3.3(0.77) Q(24)=16.8(0.27)	۶/۳ (۰/۰۰)	نوفه سفید
وساپا	ARMA (7,7)	آکائیک: -۴/۱۴ شوارتز: -۴/۰۷	Q(16)=3.4(0.18) Q(24)=12.3(0.26)	۳/۱ (۰/۰۰)	نوفه سفید
وغدیر	ARMA (10,11)	آکائیک: -۴/۷۳ شوارتز: -۴/۶۲	Q(16)=17.2(0.1) Q(24)=30.2(0.12)	۱۰/۶ (۰/۰۰)	نوفه سفید

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ARCH-LM نشان داد در تمامی ۱۵ نماد فرضیه صفر یعنی عدم وجود اثرات ARCH برای همه سری‌ها در سطح ۱ درصد رد می‌شود. در واقع می‌توان وجود نوسانات نسبتا زیاد را در این سری‌ها تایید کرد و این به معنای وجود اثر ARCH در بازده قیمت سهام این ۱۵ نماد می‌باشد. در ادامه مدل گارچ (۱و۱) و مدل گارچ هم‌انباشته برای این نمادها برآورد می‌شود.

وجود اثرات ARCH در سری‌ها، کاربرد مدل‌های خانواده گارچ را برای اندازه‌گیری نوسانات متغیر در زمان تأیید می‌کند. در جدول (٤) نتایج مدل‌های گارچ (۱و۱) و گارچ هم‌انباشته(۱و۱) گزارش شده است.

جدول ٤. نتایج مدل‌های گارچ و گارچ هم‌انباشته؛ متغیر وابسته: بازده روزانه قیمت سهام

معادله واریانس گارچ (۱و۱)	برانس	پکرمان	تاصیکو	جم	حفاری
w	-	۰/۰۰* [۳/۲]	۰/۰۰* [۸/۹]	۰/۰۰* [۱۰/۱]	۰/۰۰** [۱/۹]
α	۰/۰۷*[۹/۹]	۰/۰۸*[٤/۸]	۰/۱۷*[۸/۲]	۰/۲۸*[۷/۱]	۰/۰۲*[۳/۱]
β	۰/۹۳*[۱۲۷/۲]	۰/۸۸*[۳۸/۵]	۰/۷۹*[٤٤/۵]	۰/٦٦*[۲۱/۲]	۰/۹٦** [۷۹/٦]
ARCH-LM {1}	۱/٦ (۰/۱۷)	۰/۱۳ (۰/۷)	۰/۰٤ (۰/۸)	۰/۳۵ (۰/۵۵)	۰/۱ (۰/۷۵)
LB-Q {24}	۸۲/۱ (۰/۲)	۱۸/۷ (۰/٤)	۱۷/٤ (۰/۳)	۲٤/۳ (۰/۲)	۲٤/۱ (۰/۳)
آماره ADF واریانس شرطی	-۳/۷**	-٤/۹۷*	-٦/۷*	-۷/۳۷*	-٤/۵*
معادله واریانس گارچ (۱و۱)	خبهمن	دعبید	رمپنا	سفارس	شپنا
w	۰/۰۰* [۳/۱]	-	۰/۰۰* [۵/۳]	۰/۰۰* [٤/۷]	۰/۰۰* [۳/٦]
α	۰/۰۸*[٤/۹]	۰/۰۳*[۲۰/۱]	۰/۰۸*[٦/۰۱]	۰/۰۵*[٦/۳]	۰/۱٦*[۷/۰]
β	۰/۸۸*[۳۷/۹]	۰/۹۷*[٦٦۹/٤]	۰/۸۹*[۵٦/۹]	۰/۹٤*[۱۲۳/۱]	۰/۷۸*[۲۱/۳]
ARCH-LM {1}	۰/۰۱ (۰/۹۳)	۱/۵ (۰/۱۵)	۰/٤٤ (۰/۵۱)	۱/٦ (۰/۲۱)	۰/۱۵ (۰/۷)
LB-Q {24}	۲۹/۸ (۰/۲)	۲۹۹/۹ (۰/۳)	۱۸/۹ (۰/۲۷)	۱٦/٤ (۰/٦)	۱۸/۹ (۰/۱۷)
آماره ADF واریانس شرطی	-٦/۱*	-۲/۹**	-۵/۳*	-۳/۵**	-۹/۵*
معادله واریانس گارچ (۱و۱)	فخوز	مبین	وبملت	وساپا	وغدیر
w	۰/۰۰* [۲/٦]	-	۰/۰۰* [٤/۲]	۰/۰۰** [۲/۰]	۰/۰۰** [۳/۰]
α	۰/۰٤*[٦/٤]	۰/۰۲*[۱۹/۲]	۰/۲۳*[۷/٦]	۰/۱*[٤/۰۱]	۰/۰٤*[٤/۷]
β	۰/۹٦*[۱۳۸/۵]	۰/۹۸*[۸۲۹/۲]	۰/۷٤*[۲۱/۱]	۰/۸۷*[۲۸/۸]	۰/۹۵*[۱۰۱/۹]
ARCH-LM {1}	۱/۲ (۰/۲)	۱/۵ (۰/۱۵)	۰/۰۸ (۰/۸)	۱/٤ (۰/۲)	۰/۹٦ (۰/۳)
LB-Q {24}	۱۵/۲ (۰/۵)	۲۱۲/٤ (۰/۳)	۱۸/۷ (۰/۱۸)	۲۰/۷ (۰/۲۳)	۱٤/۰ (۰/۳)
آماره ADF واریانس شرطی	-۲/٤	-۱/۳	-۱۰/۷*	-۵/۹*	-۲/۹

اعداد داخل کروشه آماره Z هستند. اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند. * و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد ضریب واریانس شرطی (β) در تمامی مدل‌ها مثبت و در سطح ۱ درصد معنادار است که دلالت بر رابطه مثبت ریسک و بازده دارد. به عبارت دیگر، ضریب مثبت واریانس شرطی مهر تاییدی بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بوده که ارتباط مستقیم بین انتظارات شرطی بازده اضافی و واریانس‌های شرطی آنها را نمایان می‌سازند (مرتون[۱]، ۱۹۸۰). همه مدل‌های گارچ آزمون‌های تشخیصی را با موفقیت پشت سر گذاشتند، که نشان

[۱] Merton

می‌دهند مدل‌ها عاری از اثرات ARCH بوده و مشکل خودهمبستگی نیز وجود ندارد. براساس نتایج فوق، مدل‌های نوع گارچ می‌توانند به طور مناسب با نوسانات موجود در بازده قیمت سهام سازگار شوند. با استفاده از نتایج مدل‌های گارچ، واریانس شرطی یا تلاطم کل برای تمام سری‌ها برآورد گردید. سپس با استفاده از فیلتر میان‌گذر کریستیانو فیتزجرالد(CF)، تلاطم کل به دو جزء تلاطم روندی و سیکلی تجزیه گردید. پیش از این‌کار آزمون ریشه واحد روی واریانس شرطی کل انجام گرفت تا نوع فیلتر با یا بدون گام تصادفی مشخص گردد.

برآورد اثرات معاملات الگوریتمی و تلاطم بر بازده قیمت سهام

همانطور که بخش‌های قبلی مشخص شده، تلاطم بازده قیمت سهام(واریانس شرطی) با استفاده از فیلتر میان‌گذر به دو بخش ....تجزیه شد. هم‌چنین از لگاریتم نسبت ارزش معاملات الگوریتمی به کل ارزش معاملات روزانه هر شرکت به عنوان شاخص معاملات الگوریتمی بهره گرفته می‌شود. پیش از برآورد مدل‌ها، ابتدا برای اجتناب از رگرسیون‌های کاذب، آزمون ریشه واحد متغیرها انجام می‌گیرد. دو نوع رویکرد برای آزمون ریشه واحد وجود دارد. رویکرد نخست مبتنی بر فرض استقلال مقاطع است، که این امکان را می‌دهد توزیع‌های آماری آزمون‌ها را به راحتی ایجاد کرده و توزیع‌های نرمال مجانبی یا نیمه مجانبی را به‌دست آورد. رویکرد دوم نیز مبتنی بر وابستگی مقاطع می‌باشد. بنابراین که قبل از انجام آزمون ریشه واحد، باید وابستگی مقطعی متغیرها ارزیابی گردد (جدول ۵). نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی نشان می‌دهند برای تمامی متغیرها، فرضیه صفر یعنی مستقل بودن مقاطع از یکدیگر را رد گردیده که این یعنی متغیرها از همبستگی مقطعی برخوردار هستند.

جدول ۵. نتایج آزمون وابستگی مقطعی

آزمون	بازده روزانه قیمت	معاملات الگوریتمی	تلاطم کل	تلاطم روندی	تلاطم سیکلی
LM بریوش-پاگان	۱۵۱/۸*	۱۶۵/۳*	۶۰۷۳/۳*	۶۵۸۷/۸*	۲۵۲/۱*
LM پسران	۳/۲۳*	٤/۱٦*	٤۱۱/۸*	٤٤۷/٤*	۱۰/۲*
LM تورش تصحیح‌شده	۳/۲۱*	٤/۱٤*	٤۱۱/۸*	٤٤۷/۳*	۱۰/۱*
CD پسران	۲/۱۲**	۳/۷۱*	۵۵/٦*	۵۸/٤*	۰/۸۸
استنتاج	وابستگی	وابستگی	وابستگی	وابستگی	وابستگی

* و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد فرضیه صفر: استقلال مقاطع

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به وابستگی مقاطع از آزمون پسران(CIPS) استفاده می‌گردد. نتایج آزمون‌ها در جدول(٦) ارائه شده است. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهند تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد نبوده و انباشته از مرتبه صفر هستند. هرچند نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که متغیرها انباشته از مرتبه صفر هستند و برآورد مدل‌ها بدون مشکل هستند؛ با این حال، از آزمون کائو برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها استفاده شد که مبتنی بر روش انگل-گرنجر می‌باشد.

جدول ٦. نتایج آزمون ریشه واحد پسران

آزمون		بازده روزانه قیمت	معاملات الگوریتمی	تلاطم کل	تلاطم روندی	تلاطم سیکلی
پسران (CIPS)	جزء ثابت	-۱۱/۹*	-۱۱/۷*	-۳/۸*	-۳/۳*	-۱۲/۳*
	جزء ثابت و روند	-۱۱/۷*	-۱۲/۵*	-۳/۹*	-۳/٤*	-۱۲/٤*
پسران (CIPS) کوتاه‌شده	جزء ثابت	-٦/۲*	-٥/۹*	-۳/۷*	-۳/۳*	-٦/۲*
	جزء ثابت و روند	-٦/٤*	-٦/۱*	-۳/۸*	-۳/٤*	-٦/٤*
استنتاج		I (0)	I (0)	I (0)	I (0)	I (0)

* معنادار در سطح ۱ درصد فرضیه صفر: وجود ریشه واحد

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو در جدول(۷) بیان می‌دارد در هر دو مدل، فرضیه صفر که بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها است، در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود که دال بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است.

جدول ۷. نتایج آزمون هم‌انباشتگی؛ متغیر وابسته: بازدهی روزانه قیمت سهام

آزمون	مدل ۱ اثرات تلاطم کل		مدل ۲ اثرات تلاطم روندی		مدل ۳ اثرات تلاطم سیکلی	
	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال
کائو	-۱۱/۷*	۰/۰۰	-۱۱/٦*	۰/۰۰	-۱۱/٥*	۰/۰۰
رابطه بلندمدت	بله		بله		بله	

* معنادار در سطح ۱ درصد؛ فرضیه صفر: عدم هم‌انباشتگی

منبع: یافته‌های تحقیق

حال اثرات معاملات الگوریتمی و تلاطم بازده قیمت کل، روندی و سیکلی بر بازده روزانه سهام ۱۵ شرکت بورسی که از معاملات الگوریتمی برخوردار بوده‌اند در دوره ۲۰ خرداد ۱۴۰۱ تا ۲۰ خرداد ۱۴۰۳ با روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میانگروهی تلفیقی(Panel-ARDL) برآورد می‌گردد. هنگام برآورد مدل ARDL یکی از مسائل تعیین وقفه بهینه است که بدین منظور از معیار شوارتز استفاده می‌شود. مدل‌های بهینه به صورت ARDL(1,1,1) می‌باشند که دارای کمترین مقدار معیار شوارتز هستند و بعد از ارزیابی ٦٤ مدل بدست آمده‌اند. در جدول (۸) نتایج مدل بلندمدت و تصحیح خطا (ECM) معاملات الگوریتمی و تلاطم‌ها بر بازده روزانه قیمت ۱۵ شرکت بورسی آورده شده است.

جدول ۸. برآورد اثرات معاملات الگوریتمی و تلاطم‌ها بر بازده روزانه قیمت سهام

متغیرها	مدل ۱: اثر تلاطم کل (1,1,1) ARDL		مدل ۲: اثر تلاطم روندی (1,1,1) ARDL		مدل ۳: اثر تلاطم سیکلی (1,1,1) ARDL	
	مدل بلندمدت	مدل کوتاه‌مدت	مدل بلندمدت	مدل کوتاه‌مدت	مدل بلندمدت	مدل کوتاه‌مدت
عرض از مبداء		-۰/۰۰۱*		-۰/۰۰۲*		۰/۰۰۲
		(۰/۰۰۰٤)		(۰/۰۰۰۵)		(۰/۰۰۲)
معاملات الگوریتمی	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱*	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱*	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱*
	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰۵)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰٦)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰۵)
تلاطم کل	٤/٤۱*	۲۷/۱*				
	(۱/۵٤)	(۸/۸)				
تلاطم روندی			٦/٦*	۵٦/۹*		
			(۱/۵٤)	(۱۵/۲)		
تلاطم سیکلی					-۵۷/٤۳*	٦/٤
					(۱/۵٤)	(۲۲/۷)
ضریب تصحیح خطا		-۰/۷٦*		-۰/۷۷*		-۰/۷٤*
		(۰/۰۲۷)		(۰/۰۲۲)		(۰/۰۲۸)
تعداد مدل تخمینی		٦٤		٦٤		٦٤
معیار آکائیک		-٤/۹۵		-٤/۹۵		-٤/۹٦
معیار شوارتز		-٤/۸٦		-٤/۸۷		-٤/۸۷
تعداد مشاهدات		٤٦۳۵		٤٦۳۵		٤٦۳۵

* و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد؛ اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند

منبع: یافته‌های مقاله

در این مدل‌ها آنچه مهم است ضریب جمله تصحیح خطا است که هم‌انباشتگی را نیز نشان می‌دهد و در واقع بیانگر تایید رابطه بلندمدت است. از آنجا که این ضریب در هر دو مدل معنادار است، بنابراین هم‌انباشتگی میان متغیرها تایید می‌شود. ضریب تصحیح خطا در این مدل‌ها حدود ۰/۷۵ است که نشان می‌دهد در هر دوره حدود ۷۵ درصد خطای عدم‌تعادل اصلاح شده و مقدار کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت خود میل می‌کند.

نتایج نشان می‌دهد در هر سه مدل معاملات الگوریتمی در بلندمدت اثر معنادار و منفی بر بازده روزانه قیمت سهام دارد اما به دلیل خطای استاندارد بالای ضرایب، از نظر آماری معنادار نیست. در مقابل اثر معاملات الگوریتمی بر بازده قیمت در کوتاه‌مدت منفی و در سطح معنای ۱ درصد معنادار است. با توجه به ضریب تصحیح خطای مدل‌ها که حدود ۷۵ درصد است، می‌توان بیان داشت اثر معاملات الگوریتمی تنها در همان روز کاری بر بازده قیمت سهام اثر منفی دارد. در واقع معاملات الگوریتمی در یک روز معاملاتی می‌تواند اثر قابل توجهی بر قیمت‌های سهام در بازار گذاشته و موجب زیان معامله‌گرانی گردیده که قادر به تطبیق معاملات خود در پاسخ به تغییرات قیمتی مذکور نمی‌باشند. علاوه بر این در برخی مواقع معاملات الگوریتمی می‌توانند نوسانات زیاد در سهام‌های مورد نظر شده و به دنبال آن قیمت سهم با کاهش روبرو گردد. این یافته با نتایج مقالات ژانگ(۲۰۱۰)، شولتوس و همکاران(۲۰۱٤) و

بومر و همکاران(۲۰۲۰) همسو است که نشان دادند معاملات الگوریتمی تلاطم‌ها را افزایش داده و سبب کاهش بازده قیمت می‌گردد.

هم‌چنین نتایج حکایت از آن دارد که تلاطم‌های کل و روندی اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۱ درصد بر بازده قیمت سهام هم در مدل‌های بلندمدت و هم کوتاه‌مدت دارند. در واقع چون تلاطم روندی بخش غالب تلاطم را تشکیل می‌دهد بنابراین انتظار هم بر این بود که اثر این دو مشابه باشد. به عبارت دیگر این تلاطم‌های روندی بیانگر ریسک‌های بلندمدت هستند. ریسک‌های بلندمدت عمدتا تحت تاثیر دو موضوع می‌باشند، یکی شرایط اقتصاد کلان و وضعیت کلی بازار و دیگری وضعیت سودسازی شرکت و هم‌چنین میزان سود تقسیمی شرکت‌ها می‌باشد. بنابراین می‌توان انتظار داشت با افزایش ریسک‌های بلندمدت بخصوص در بازارهای صعودی، بازدهی قیمت نیز افزایش یابد. به عبارت دیگر، اگر تلاطم‌های کوتاه‌مدت یا سیکلی چندانی وجود نداشته باشد، سرمایه‌گذاران اغلب به تلاطم‌های بلندمدت یا روندی اهمیتی نمی‌دهند. در مقابل تلاطم‌های سیکلی در مدل بلندمدت اثر منفی و معنادار بر بازده قیمت دارد، اما در مدل کوتاه‌مدت اثر معنادار ندارد. می‌توان بیان داشت اگر تلاطم‌های سیکلی در این نمادها برای مدت طولانی باقی بماند، از دید معامله‌گران وضعیت مطلوبی تلقی نشده و سبب می‌گردد قیمت سهام با کاهش همراه باشد. در واقع تلاطم‌های سیکلی بیانگر ریسک‌های کوتاه‌مدت هستند و این بدان معنا است که شوک‌ها و اخبار منفی کوتاه‌مدت می‌تواند تلاطم‌ها را در کوتاه‌مدت افزایش داده، و با تداوم اخبار یا اطلاعات منفی در بلندمدت، اثر منفی بر قیمت سهام گذاشته و سبب کاهش بازدهی سهام می‌گردد. نظر به نتایج می‌توان بیان داشت ریسک‌های کوتاه‌مدت بیشتر با نوسانات شدید قیمتی همراه هستند و این موضوع پیش‌بینی بازار را برای سرمایه‌گذاران سخت می‌کند و این بدان معناست که وقتی بازار با تلاطم‌های خیلی شدید همراه است، ریسک بیشتر با بازدهی کمتر همراه است. در این خصوص بلک[۱](۱۹۷۶) و کریستی(۱۹۸۲) بیان نمودند تغییر اهرم مالی می‌تواند باعث شود که واریانس‌های بالاتر با متوسط بازدهی پایین‌تر همراه باشد. بسیاری بر این باورند وضعیت بازده بالا- نوسانات کم در بازارهای صعودی(گاوی) و وضعیت بازده کم- نوسانات زیاد در بازارهای نزولی(خرسی) رخ می‌دهد(ماهو و مک‌کوردی[۲]، ۲۰۰۰؛ آنگ و بکائرت[۳]، ۲۰۰۲؛ چن[۴]، ۲۰۰۷). در دوره بررسی یعنی ۱۴۰۱ تا ۱۴۰۳ بازار سهام تهران بجز از آبان ۱۴۰۱ تا اردیبهشت ۱۴۰۲، در سایر زمان‌ها عمدتا یا در وضعیت ساید بوده و یا نزولی بوده است و تلاطم‌ها در آن به شدت رخ داده است.

۵. جمع‌بندی

در این مقاله اثرات معاملات الگوریتمی و تلاطم‌های کل، روندی و سیکلی بر بازده روزانه قیمت سهام ۱۵ شرکت بورس تهران در قالب مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میانگروهی تلفیقی(PMG-ARDL) ارزیابی گردید. در مرحله نخست با استفاده داده‌های بازده روزانه این ۱۵ شرکت در دوره ۲۰ اردیبهشت ۱۳۹۹ تا ۲۰ خرداد ۱۴۰۳ واریانس شرطی استخراج گردید. برای این منظور، ابتدا آزمون ریشه واحد با و بدون شکست ساختاری انجام گرفت که نتایج نشان داد بازده قیمت ۱۲ نماد در سطح ایستا هستند و یا به عبارتی انباشته از مرتبه صفر بودند و ۳ نماد دارای

[۱] Black
[۲] Maheu and McCurdy
[۳] Ang and Bekaert
[۴] Chen

ریشه واحد بوده و از فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند. در ادامه برای انتخاب نوع مدل ARMA برای ۱۲ نمادی که بازده قیمت ایستا بود، از روش باکس–جنکینز بهره گرفته شد و بعد از برآورد مدل این شرکت‌ها، آزمون آرچ انجام گرفت که مشخص گردید در تمامی این مدل‌ها اثر آرچ وجود دارد. بنابراین در ادامه برای این ۱۲ نماد مدل گارچ(۱و۱) و برای ۳ نماد دیگر مدل گارچ هم‌انباشته(۱و۱) برآورد و سپس واریانس شرطی به عنوان شاخص تلاطم استخراج گردید. بخش مهم مقاله تجزیه واریانس شرطی به دو جزء روندی و سیکلی بود. برای انجام این کار از رویکرد فیلتر متغیر در زمان نامتقارن میان‌گذر کریستیانو–فیتزجرالد(CF) برای هموارسازی و استخراج روند و اجزای سیکلی تلاطم قیمت سهام این ۱۵ نماد استفاده گردید. براساس این روش، متغیرها در دو حالت ناایستا(گام تصادفی) و ایستا فیلتر شدند. در نهایت در بخش پایانی مقاله اثر معاملات الگوریتمی و تلاطم‌های کل، روندی و سیکلی بر بازده روزانه قیمت سهام ۱۵ شرکت بورس تهران در دوره ۲۰ خرداد ۱۴۰۱ تا ۲۰ خرداد ۱۴۰۳ در قالب مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده میان‌گروهی تلفیقی(PMG-ARDL) برآورد گردید. پیش از برآورد مدل، ابتدا آزمون وابستگی مقطعی برای متغیرهای مدل یعنی بازدهی روزانه قیمت، معاملات الگوریتمی، تلاطم کل، تلاطم روندی و تلاطم سیکلی انجام گرفت که نتایج نشان داد وابستگی مقطعی وجود دارد و بنابراین از آزمون ریشه واحد پسران(CIPS) استفاده گردید که مشخص شد همه متغیرها در سطح ایستا هستند. بعد از آزمون ریشه واحد، آزمون هم‌انباشتگی کائو انجام گرفت که نشان داد میان متغیرها رابطه بلندمدت وجود دارد. با توجه به وجود رابطه بلندمدت، ابتدا مدل‌های بهینه مشخص و سپس اثرات برآورد و تحلیل شدند.

نتایج نشان داد معاملات الگوریتمی در بلندمدت اثر معنادار و منفی بر بازده قیمت دارد اما معنادار نیست. در مقابل اثر معاملات الگوریتمی بر بازده قیمت در کوتاه‌مدت منفی و در سطح معنای ۱ درصد معنادار است. هم‌چنین یافته‌ها بیان داشت تلاطم‌های کل و روندی اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۱ درصد بر بازده قیمت هم در مدل‌های بلندمدت و هم کوتاه‌مدت داشتند. در مقابل تلاطم‌های سیکلی در مدل بلندمدت اثر منفی و معنادار بر بازده قیمت دارد، اما در مدل کوتاه‌مدت اثر معنادار ندارد. می‌توان بیان داشت اگر با افزایش تلاطم‌های سیکلی و ماندگاری آنها سبب می‌گردد قیمت سهام با کاهش همراه باشد. نتایج حکایت از آن داشتند که افزایش تلاطم‌های سیکلی، نوسانات شدید قیمتی به همراه دارند و این پیش‌بینی بازار را برای سرمایه‌گذاران دشوار می‌سازد، بنابراین ریسک‌های کوتاه‌مدت بیشتر در دوره مورد بررسی با بازدهی کمتر همراه بوده است.

با توجه به نتایج مقاله، دو توصیه سیاستی ارائه می‌شود. ابتدا، به نظر می‌رسد لازم ساختار سرمایه‌گذاری بازار سهام بهینه شود. بازار سهام تهران متشکل از دو گروه سرمایه‌گذاران حقیقی و سرمایه‌گذاران حقوقی است. به دلیل تاخیر در انتشار برخی اطلاعات مهم وجود محدودیت برای حقیقی‌ها در دسترسی به اطلاعات نهانی بخصوص ارزش معاملات الگوریتمی در هر نماد و هم‌چنین دانش ناکافی آنها، رفتار غیرعقلائی و احساسی در معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی رایج است و گاها منجر شکل‌گیری رفتار توده‌وار می‌شود و این می‌تواند به افزایش تلاطم‌های بازار دامن بزند. بنابراین، برای ترویج ساختار سرمایه‌گذاری عقلانی و ایجاد یک بازار باثبات، افزایش مناسب نسبت سرمایه‌گذاران حقوقی و هم‌چنین هدایت سرمایه‌گذاران حقیقی به سرمایه‌گذاری درست و علمی از طریق نهادهای مرتبط مانند کارگزاری‌ها به شیوه‌ای محتاطانه و منطقی ضروری است. دوم، تدوین و بهبود مقررات برای افزایش کارایی و ثبات بازار سهام ضروری است. بیشتر مطالعات تجربی نشان داده‌اند بازار سهام تهران از کارایی برخوردار نیست(ضعیف،

نیمه‌قوی و قوی). بنابراین، بهبود کارایی بازار سهام ضروری بهاس نظر می‌رسد. برای این منظور، نهادهای مربوطه باید مقررات خود را تقویت کرده و مکانیسم‌های بازار را بهبود بخشند تا از عدالت، کارایی و شفافیت بازار تا حد امکان اطمینان حاصل گردد. در نهایت، برای عملکرد باثبات بازار سهام، حفظ تداوم و اثربخشی سیاست‌ها و ارتقای توسعه پایدار کلان اقتصادی از طریق توسعه پایدار بازارهای مالی ضروری است.

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

نویسندگان از دست‌اندرکاران فصلنامه و داوران ناشناس که در بهبود کیفیت مقاله یاریگر بوده‌اند، تشکر و قدردانی می‌نمایند.

ORCID

Elaheh Rezazadeh https://orcid.org/0009-0004-6930-2055
Mehdi Fathabadi https://orcid.org/0000-0001-5478-9148
Seyedeh Atefeh Hosseini https://orcid.org/0000-0002-8555-754X
Kazem Haroonkolaei https://orcid.org/0000-0002-8692-5252

منابع

- اسماعیل پورمقدم، هادی، شریف باقری، عماد.(۱۴۰۳). بررسی سرریزهای بازده و تلاطم میان صنایع منتخب بازار سهام ایران: رویکردهای TVP-VAR Extended Joint و DCC-GARCH. مدلسازی اقتصادی، ۱(۱۸)، ۱۳۵-۱۶۵.
- حاجیها، زهره، و صفری، فاطمه. (۱۳۹۷). بررسی ارتباط ریسک سیستماتیک سهام وچولگی بازده سهام. مدیریت دارایی و تامین مالی، ۶(۱ (پیاپی ۲۰))، ۱-۱۰.
- دارابی، رویا. (۱۳۹۹). توان توضیح دهندگی بازده های سهام بوسیله نوسانات نامتعارف (ریسک غیرسیستماتیک). تحقیقات حسابداری و حسابرسی (تحقیقات حسابداری)، ۱۲(۴۵)، ۱۴۷-۱۷۰.
- دوالو، مریم، و صدری نیا، مصطفی. (۱۳۹۶). ریسک نامتقارن و بازده مورد انتظار. تحقیقات حسابداری و حسابرسی (تحقیقات حسابداری)، ۹(۳۶)، ۹۷-۱۱۴.
- دهقان خاوری، سعید، و میرجلیلی، سیدحسین. (۱۳۹۸). تعامل ریسک سیستماتیک با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۳(۴۹)، ۲۵۷-۲۸۲.
- رجب بلوکات، محسن، باغانی، علی، نجفی مقدم، علی، صراف، فاطمه و نوراله‌زاده، نوروز. (۱۴۰۲). تاثیر اندازه و شدت هم جهش‌های قیمتی در پیش بینی تلاطم شاخص در بورس اوراق بهادار تهران. دانش سرمایه‌گذاری، ۱۴(۵۳)، ۳۸۹-۴۱۰.
- عسکری حسن‌آبادی، سهیلا، مرادپور، سعید، رنجبر، محمدحسین و امیری، علی. (۱۴۰۴). بررسی تاثیر عدم تعادل در سفارشات معاملات الگوریتمی بر نرخ بازده غیرعادی سهام در بازارهای متلاطم. دانش سرمایه‌گذاری، ۱۴(۵۵)، ۱۱۹-۱۵۸.

- مظفرنیا، مهدی، فلاح شمس لیالستانی، میرفیض، و زمردیان، غلامرضا. (۱۴۰۰). وابستگی رژیمی و سرایت پذیری چرخه ای تلاطم نرخ ارز و قیمت سهام در ایران. پیشرفت های مالی و سرمایه گذاری، ۲(۴)، ۱۰۷-۱۲۹.
- موسوی، سید سعید، صفوی، بیژن، زندی، فاطمه. (۱۴۰۴) .اثرات آستانه‌ای حاکمیت شرکتی بر بازده سهام بانک‌های بورسی با وجود ریسک و شوک‌های سیاست پولی. مدلسازی اقتصادی، ۱۹(۱)، ۵۳-۸۲.
- نیکوسخن، معین، و فدایی نژاد، محمداسماعیل. (۱۳۹۷). بررسی اهمیت ریسک غیرسیستماتیک هر ورقه بهادار: نگاهی دیگر به ریسک غیرسیستماتیک و بازده. راهبرد مدیریت مالی، ۶(۲۰)، ۱-۲۴.
- Acharya, V. V., & Pedersen, L. H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of financial Economics*, *77*(2), 375-410.
- Aitken, M., Cumming, D., & Zhan, F. (2023). Algorithmic trading and market quality: International evidence of the impact of errors in colocation dates. *Journal of Banking & Finance*, *151*, 106843.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of financial Economics*, *17*(2), 223-249.
- Ang, A., & Bekaert, G. (2002). Short rate nonlinearities and regime switches. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *26*(7-8), 1243-1274.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297.
- Askari Hassan Abadi, S. , Moradpour, S. , Ranjbar, M. H. and Amiri, A. (2025). Investigating the Effect of Imbalance in Algorithmic Trading Orders on Abnormal Stock Return Rates in Turbulent Markets. *Journal of Investment Knowledge*, *14*(55), 119-158. (In Persian) doi: 10.30495/jik.2025.23593
- Aven, T. (2016). Risk assessment and risk management: Review of recent advances on their foundation. *European journal of operational research*, *253*(1), 1-13.
- Black, F. (1976). Studies of stock market volatility changes. *Proceedings of the American Statistical Association, Business & Economic Statistics Section, 1976*.
- Boehmer, E., Fong, K., & Wu, J. J. (2021). Algorithmic trading and market quality: International evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *56*(8), 2659-2688.
- Boyer, B., Mitton, T., & Vorkink, K. (2010). Expected idiosyncratic skewness. *The Review of Financial Studies*, *23*(1), 169-202.
- Brogaard, J. (2011). High frequency trading and volatility. *SSRN eLibrary*.
- Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of financial Economics*, *10*(4), 407-432.
- Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The band pass filter. *International economic review*, *44*(2), 435-465.
- Chen, S. S. (2012). Revisiting the empirical linkages between stock returns and trading volume. *Journal of Banking & Finance*, *36*(6), 1781-1788.
- Cheung, W. M., Chung, R., & Fung, S. (2015). The effects of stock liquidity on firm value and corporate governance: Endogeneity and the REIT experiment. *Journal of corporate finance*, *35*, 211-231.
- Conrad, J., Dittmar, R. F., & Ghysels, E. (2013). Ex ante skewness and expected stock returns. *The Journal of Finance*, *68*(1), 85-124.
- Darabi, R. (2020). Idiosyncratic Volatility Function in Explanation of Stock Returns. *Accounting and Auditing Research*, *12*(45), 147-170. (In Persian) doi: 10.22034/iaar.2020.107129

- Dash, R., & Dash, P. K. (2016). A hybrid stock trading framework integrating technical analysis with machine learning techniques. *The Journal of Finance and Data Science*, *2*(1), 42-57.
- Davallou, M. and Sadrinia, M. (2017). Asymmetric Risk and Expected Return. *Accounting and Auditing Research*, *9*(36), 97-114. (In Persian)
- Dickey, D. A., & Fthe uller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*: journal of the Econometric Society, 1057-1072.
- Dolado, J. J., Jenkinson, T., & Sosvilla- Rivero, S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of economic surveys*, 4(3), 249-273.
- Edmans, A., Fang, V. W., & Zur, E. (2013). The effect of liquidity on governance. *The Review of Financial Studies*, *26*(6), 1443-1482.
- Enders, W. (2008). Applied econometric time series. John Wiley & Sons.
- Esmaeilpour Moghadam,Hadi ,Sharifbagheri,Emad.(2024).Investigating return and volatility spillovers among selected industries of the Iranian stock market: TVP-VAR Extended Joint and DCC-GARCH approaches.Economic Modeling,1(18),135-165.(In Persian)
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy*, *81*(3), 607-636.
- Fang, V. W., Noe, T. H., & Tice, S. (2009). Stock market liquidity and firm value. *Journal of financial Economics*, *94*(1), 150-169.
- Fu, F. (2009). Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns. *Journal of financial Economics*, *91*(1), 24-37.
- Guo, H., Kassa, H., & Ferguson, M. F. (2014). On the relation between EGARCH idiosyncratic volatility and expected stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *49*(1), 271-296.
- Hajiha, Z. and Safari, F. (2018). The Examination of Relationship between Stock Systematic Risk and Skewness of Returns. *Journal of Asset Management and Financing*, *6*(1), 1-10. (In Persian) doi: 10.22108/amf.2017.21176
- Hamilton, J. (1994). Time series econometrics.
- Kirilenko, A., Kyle, A. S., Samadi, M., & Tuzun, T. (2017). The flash crash: High- frequency trading in an electronic market. *The Journal of Finance*, *72*(3), 967-998.
- Koegelenberg, D. J. C., & van Vuuren, J. H. (2024). A dynamic price jump exit and re-entry strategy for intraday trading algorithms based on market volatility. *Expert Systems with Applications*, *243*, 122892.
- Maheu, J. M., & McCurdy, T. H. (2000). Identifying bull and bear markets in stock returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, *18*(1), 100-112.
- Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. Journal of financial economics, 8(4), 323-361.
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. Journal of finance, 42, 483-510.
- Mitton, T., & Vorkink, K. (2007). Equilibrium underdiversification and the preference for skewness. *The Review of Financial Studies*, *20*(4), 1255-1288.
- Mousavi,Seyed Saeed ,Safavi,Bijan,Zandi,Fatemeh.(2025).Threshold effects of corporate governance on stock returns of listed banks despite risk and monetary policy shocks.Economic Modeling,1(19),53-82. (In Persian)

- Mozafarnia,Mahdi,Fallahshams,MirFeyz,Zomorodian,Gholamreza.(2021).Regime Dependent Effects and Cyclical Volatility Spillover of Exchange Rate and Stock Prices in Iran.Advances in Finance and Investment,4(2),107-129. (In Persian)
- Nau, R. (2014). Forecasting with moving averages. *Fuqua School of Business, Duke University*, 1-3.
- Nikusokhan, M. and Fadaei Nejad, M. E. (2018). The Investigation of the Importance of Individual Securities Idiosyncratic Risk: Another Look at Idiosyncratic Risk and Expected Returns. *Financial Management Strategy*, *6*(1), 1-24. (In Persian) doi: 10.22051/jfm.2018.12991.1212
- Nilsson, R. and Gyomai, G. (2011). Cycle Extraction: A Comparison of the Phase Average Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters. OECD Statistics working paper, (04), 4 - 8.
- O'Hara, M. (2003). Presidential address: Liquidity and price discovery. *The journal of Finance*, *58*(4), 1335-1354.
- O'hara, M. (2015). High frequency market microstructure. *Journal of financial economics*, *116*(2), 257-270.
- Park, S. G., Wei, K. C., & Zhang, L. (2020). The Fu (2009) positive relation between idiosyncratic volatility and expected returns is due to look-ahead bias. *Critical Finance Review, Forthcoming*.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, *94*(446), 621-634.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. Econometrica, 57, 1361–1401.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. Journal of econometrics, 80(2), 355-385.
- Rajab boloukat, M. , Baghani, A. , Najafi Moghadam, A. , Sarraf, F. and Noorolahzadeh, N. (2024). The effect of size and intensity of price cojumps on forecasting index volatility in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, *14*(53), 389-410. (In Persian) doi: 10.30495/jik.0621.23471
- Sadka, R. (2010). Liquidity risk and the cross-section of hedge-fund returns. *Journal of Financial Economics*, *98*(1), 54-71.
- Schmidt-Kessen, M. J., Eenmaa, H., & Mitre, M. (2022). Machines that make and keep promises-Lessons for contract automation from algorithmic trading on financial markets. *Computer Law & Security Review*, *46*, 105717.
- Scholtus, M., Van Dijk, D., & Frijns, B. (2014). Speed, algorithmic trading, and market quality around macroeconomic news announcements. *Journal of Banking & Finance*, *38*, 89-105.
- Stambaugh, R. F., Yu, J., & Yuan, Y. (2015). Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle. *The Journal of Finance*, *70*(5), 1903-1948.
- Vogelsang, T. J., & Perron, P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 1073-1100.
- Zhang, F. (2010). High-frequency trading, stock volatility, and price discovery. *Available at SSRN 1691679*.
- Zhang, F., Zhang, Y., Xu, Y., & Chen, Y. (2024). Dynamic relationship between volume and volatility in the Chinese stock market: evidence from the MS-VAR model. *Data Science and Management*, *7*(1), 17-24.
- Zhou, H., Kalev, P. S., & Frino, A. (2020). Algorithmic trading in turbulent markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, *62*, 101358.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, 10, 251–270.