https://amf.ui.ac.ir
Journal of Asset Management and Financing
E-ISSN: 2383-1189
Vol. 11, Issue 4, No. 43, Winter 2024, p 121-140
Received: 12/12/2023 Accepted: 30/04/2024

Research Paper

Measuring the Volatility Persistence of the Tehran Stock Exchange using Stochastic Volatility Models with Jump in Return

Mohammad Mehdi Momenzadeh
Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran
momenzadeh2000@yahoo.co

Moslem Nilchi*
Ph.D., Department of Finance and Accounting, Faculty of Economics, Management and Accounting, University of Yazd, Yazd, Iran
moslem.nilchi@gmail.com

Mojtaba Rostami
Ph.D., Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, University of Yazd, Yazd, Iran
mojtabarostami1364@yahoo.com

Abstract
The long-term behavior of stock markets is of considerable importance to asset managers and financial experts due to its direct relationship with stock price valuation. Volatility persistence has a significant effect on stock price returns. Therefore, the relationship between heavy falls in the stock market can be related to the phenomenon of high volatility persistence. In the present study, using the Bayesian unit root test, the persistence of the Tehran stock Exchange volatility has been investigated in the framework of SV and SVJ. The results of this test using the Bayesian factor in different specifications of both SV and SVJ models show that although the unit root is rejected in the volatility of the Tehran stock Exchange prices in the period of 1398-1400 (2019-2021), the persistence of the volatility was very high. The increase of irrational traders in this period of time has been one of the reasons for increasing the persistence of market volatility. The findings show that the flow of information in the Tehran stock market and the absorption of information in its prices are slow. The characteristic of high volatility persistence in this market is the result of its closed structure and the concentration of market weight on a few main groups. As a result, regular release of financial statements, training of traders, and use of expert analysis along with diversification of investors and not focusing on specific pledges in portfolio formation will help to reduce volatility persistence.
Keywords: Stock Prices, Volatility Persistence, Stochastic Volatility, Volatility Unit Root.

Introduction

In financial literature, stock market performance depends on the relationship between stock market price volatility and changes in stock price levels (Bekaert et al., 2009). Pindyck (1981) considers the poor performance of the New York stock market in 1970 to be due to the increase in the volatility of this market, which increased risk. Mandimika and Chinzara (2012) state that what matters in determining the relationship between volatility and stock prices is volatility persistence. Because only volatility persistence justifies changes in risk allocation. In the definition, volatility persistence refers to the resistance of volatility to return to its long-term average level and shows the duration of persistence of Volatility shocks (Wang & Yang, 2017). Therefore, investigating the question of whether stock market volatility shocks contain long-term or temporary effects is very important (Nilchi et al, 2022). In this regard, this study used two models of stochastic volatility (SV) and stochastic Volatility with the jump in return (SVJ). This study is important for investment practitioners and market participants because it examines the extent of volatility persistence in the current environment, which has important implications for risk management and portfolio management.

Materials and Methods

Using a mathematical model, Poterba and Summers (1984) investigated the relationship between changes in stock prices and changes in volatility persistence. This study investigates the model presented by Poterba and Summers (1984) regarding the type of

*Corresponding author
Momenzadeh, M. M., Nilchi, M., & Rostami, M. (2024). Measuring the Volatility Persistence of Tehran Stock Exchange using Stochastic Volatility Models with Jump in Return. *Journal of Asset Management and Financing*, *11*(4), 121-140.

2383-1189 © University of Isfahan
This is an open access article under the CC BY-NC-ND/4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

https://doi.org/10.22108/amf.2024.139957.1841

econometric methods, and unit root tests in volatility using SV and SVJ models. Due to the discrete form of the maximum likelihood function of these models, their parameters are estimated using the Bayesian method. Andersen et al. (1999) consider this method to be more efficient than other alternative methods and the reason for this is the use of the Monte Carlo simulation of Markov chains or MCMC .

Research Findings

Both SV and SVJ models indicated that volatility persistence is high in all three time frames of this research. This feature can happen due to the closed structure of the Tehran stock Exchange, as a result of which the flow of information in the market and the absorption of information in stock prices are slow. On the other hand, the concentration of the market weight on a few main groups can be another factor of high volatility persistence in the Tehran stock Exchange. However, from 2019 to 2021, the degree of volatility persistence was slightly higher than in other periods, and one of the most important reasons for this is the increase in the number of irrational traders in this period. Irrational traders have the potential to enhance volatility persistence. It is worth noting that the volatility persistence in the Tehran stock Exchange cannot be attributed to changes that are periodic (such as profit disclosure and seasonal changes in the supply and demand of certain market groups). On the other hand, the results of comparing the estimates of SV and SVJ models show that the existence of a jump component for modeling volatility in the daily return of the total stock index will have a strong impact on the calculation of volatility persistence in this market, and therefore, ignoring this component in the models can lead to inaccurate results.

Discussion of Results and Conclusions

Paying attention to this results is necessary for designing risk-hedging strategies and forecasting future market performance. In another part of this study, the unit root test in volatility showed that despite the high volatility persistence, the hypothesis of the existence of a unit root of volatility is rejected. Therefore, the hypothesis of long-term market collapse as a result of extreme volatility persistence (ϕ=1) is not confirmed using the SVJ model. The consequence of this issue is that the volatility waves caused by negative shocks on the capital market will not have an extreme volatility persistence and the long-term activity of investors in this market does not face a serious risk (heavy falls), and on the other hand, this means that the market immediately reacts to the information that the financial system does not react to it, but gradually reacts to it over time.

مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال یازدهم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۴۳)، زمستان ۱۴۰۲، ص ۱۲۱- ۱۴۰
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۹/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۲/۱۱

مقاله پژوهشی

سنجش پایداری تلاطمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای تلاطم تصادفی با شناسهٔ پرش در بازده

محمد مهدی مومن زاده

دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

momenzadeh2000@yahoo.co

مسلم نیلچی *

دکتری‌تخصصی مهندسی مالی، گروه مالی و حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران

moslem.nilchi@gmail.com

مجتبی رستمی

دکتری تخصصی گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران

mojtabarostami1364@yahoo.com

چکیده

اهداف: رفتار بلندمدت بازارهای سهام به‌دلیل ارتباط مستقیم با ارزش‌گذاری قیمت اوراق بهادار برای مدیران دارایی و کارشناسان مالی از اهمیت درخورتوجهی برخوردار است. پایداری تلاطم تأثیر درخورتوجهی بر بازده قیمت‌های اوراق بهادار دارد. بااین‌حال اگر تلاطم پایدار نباشد، هیچ اثر معنادار واقعی از تلاطم فعلی بر قیمت‌ها و بازده اوراق بهادار آتی وجود نخواهد داشت. پی‌آیند دوران‌هایی که پایداری تلاطمی در بازار سهام افزایش می‌یابد، کاهش شدید در قیمت‌های سهام است؛ بنابراین می‌توان ارتباط بین سقوط‌های سنگین در بازار سهام را با پدیدهٔ پایداری زیاد تلاطم مرتبط دانست.

روش: در پژوهش حاضر با استفاده از آزمون ریشه واحد بیزی، پایداری تلاطم بازار سهام تهران در چارچوب SV و SVJ بررسی شده است. این دو روش در لحاظ کردن پرش در قیمت دارایی با یکدیگر تفاوت دارند که موضوع اساسی در بازارهای مالی جهان است.

یافته‌ها: آزمون پایداری تلاطم با استفاده از فاکتور بیزی در هر دو الگوی SV و SVJ نشان می‌دهد هرچند در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۰ فرضیه وجود ریشه واحد در تلاطم قیمت‌های بازار سهام تهران رد می‌شود، اما پایداری تلاطمی بسیار زیاد بوده است. افزایش معامله‌گران غیرمنطقی در این بازه زمانی از دلایل افزایش پایداری تلاطمی بازار بوده است. یافته‌ها نشان‌دهندهٔ آن است که جریان اطلاعات در بازار سهام تهران و جذب اطلاعات در قیمت‌های آن به‌کندی صورت می‌گیرد. ویژگی پایداری تلاطمی زیاد در این بازار، نتیجهٔ ساختار بسته آن و تمرکز وزن بازار روی چند گروه اصلی است؛ درنتیجه انتشار منظم صورت‌های مالی، آموزش معامله‌گران و استفاده از تحلیل‌های کارشناسی همراه تنوع‌بخشی سرمایه‌گذاران و تمرکزنکردن بر گروهای خاص در تشکیل سبد به کاهش پایداری تلاطمی کمک خواهد کرد.

نوآوری: در پژوهش حاضر تحولات در شاخص کل بازار بورس تهران درنتیجه وجود یا نبود ریشه واحد در تلاطم بازده بررسی شده است. با توجه به اینکه بازار سهام تهران، بازاری در حال توسعه از یک اقتصاد درمعرض تحریم‌های سنگین اقتصادی است و ویژگی‌های آن کمتر شناخته شده، بررسی آن با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مالی، کمکی در پیشبرد علم مالی است. از سوی دیگر، این نخستین پژوهشی است که فرضیه سقوط شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران را درنتیجهٔ وجود ریشه واحد در تلاطم شرطی بازده با حضور پرش در بازده بررسی می‌کند. ازآنجاکه پرش در قیمت‌های سهام پدیده‌ای رایج در بازار است و می‌تواند فرآیند پویایی تلاطم را تحریف کند و بیش از حد تخمین بزند، این موضوع شایان اهمیت است.

کلید واژه‌ها: قیمت‌های سهام، پایداری تلاطم، تلاطم تصادفی، ریشه واحد در تلاطم

---

* نویسندهٔ مسئول

مومن زاده، محمد مهدی، نیلچی، مسلم، رستمی، مجتبی. (۱۴۰۳). سنجش پایداری تلاطمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای تلاطم تصادفی با شناسهٔ پرش در بازده. *مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۱۱ (۴)، ۱۲۱- ۱۴۰.

2383-1189 © University of Isfahan
This is an open access article under the CC BY-NC-ND/4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

https://doi.org/10.22108/amf.2024.139957.1841

مقدمه

تلاطم و پویایی‌های تلاطم برای درک رفتار بازارهای مالی، قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی، اجرای راهکارهای پوشش ریسک و برای ارزیابی پیشنهادهای نظارتی به‌منظور محدودکردن جریان‌های سرمایه جهانی مهم است (Evgenidis, 2018). برخی از مهم‌ترین حقایق تلطیف‌شده[1] درباره تلاطم بازده یک دارایی این است که به‌شکل تصادفی با زمان متغیر و با پایداری[2] زیاد است (Bentes, 2021). در تعاریف مالی، عملکرد بازار سهام به ارتباط میان تلاطم قیمت‌های بازار سهام و تغییرات در سطح قیمت‌های سهام بستگی دارد (Bekaert et al., 2009)؛ برای مثال عملکرد ضعیف بازار سهام نیویورک در سال ۱۹۷۰ را ناشی از افزایش تلاطم این بازار می‌دانند که با افزایش ریسک این پیامد را به‌دنبال داشت (Pindyck, 1981). برخی صاحبنظران بیان می‌کنند در تعیین رابطه بین تلاطم و قیمت‌های سهام آنچه اهمیت دارد، پایداری تلاطم است؛ زیرا فقط تلاطم‌های پایدار، تغییرات در صرف ریسک[3] را توجیه می‌کند (Mandimika & Chinzara, 2012). در تعریف، پایداری تلاطم به مقاومت تلاطم برای بازگشت‌پذیری به سطح میانگین[4] بلندمدت آن اشاره دارد و مدت زمان تداوم شوک‌های تلاطمی را نشان می‌دهد (Wang & Yang, 2017). این تعریف به دو نتیجهٔ زیر خواهد رسید:

۱) پایداری تلاطم، تأثیر تلاطم امروز را بر تلاطم شرطی آینده بازده نشان می‌دهد.

۲) انتظار بر این خواهد بود که اگر پایداری تلاطم زیاد باشد، ریسک بازار نیز زیادتر باشد.

پوتربا و سامرز با استفاده از یک رابطه ریاضی نشان داده‌اند اگر شوک‌های تلاطمی برای زمانی طولانی ادامه داشته باشد، (پایداری زیادی تلاطمی)، آنگاه تلاطم تأثیر درخورتوجهی بر قیمت‌های سهام در طول زمان خواهد داشت و چنانچه شوک‌های تلاطمی گذرا باشند، هیچ تعدیلی در نرخ تنزیل آتی بازار انجام نخواهد شد و بنابراین بازده مطلوب سهام درتأثیر حرکت تلاطم قرار نمی‌گیرد (Poterba & Summers, 1986). تالوار و همکاران کاهش بازده در بازارهای مالی را ناشی از اجتناب سرمایه‌گذاران از تلاطم زیادی آن بازارها می‌دانند (Talwar et al., 2021). بااین‌حال، برخی همچون موگوتو و موزیندوتسی معتقدند تلاطم در بازارهای مالی نباید پایدار باشد؛ زیرا اخبار مثبت و منفی باعث ایجاد تغییر مساوی خواهند شد (Muguto & Muzindutsi, 2022). علاوه بر این، مطابق فرضیه بازار کارآی فاما (Fama, 1970) قیمت دارایی‌های مالی در یک بازار کارآ فوری تعدیل می‌شود تا هر اطلاعاتی که وارد بازار می‌شود، منعکس کند؛ بنابراین قیمت‌های بازار دارایی‌ها برابر با ارزش‌های ذاتی آن دارایی‌ها ست؛ زیرا آنها به‌طور کامل همه اطلاعات موجود – گذشته و حال، عمومی و خصوصی – را منعکس می‌کنند. براساس این نظریه، پایداری تلاطم نشان‌دهندهٔ واکنش کند قیمت‌ها به اطلاعات جاری در بازار است و درنتیجه تلاطم باید گذرا و موقتی (ناپایدار) باشد. هرگونه شواهدی از پایداری تلاطم، شاهدی برخلاف نظریه بازارهای کارا است (Mukhodobwane et al., 2020)؛ بنابراین با توجه به تأثیری که پایداری تلاطم بر واکنش قیمت‌ها ازنظر شدت و دامنه زمانی می‌گذارد، درک این ویژگی تلاطم بازار سهام ضروری است. کوتموس و همکاران با بررسی داده‌های هفتگی بازار سهام ده کشور صنعتی نشان می‌دهند که بازارهای با پایداری زیادی تلاطم دارای ریسک نظام‌مند زیادتری در دوره‌های تلاطم زیادی بازار جهانی هستند (Koutmos et al., 1994). همچنین کونادو و همکاران شواهدی از حافظه طولانی در تلاطم پیدا کردند. نتایج آنها نشان‌دهندهٔ آن است که تلاطم در بازار نزولی پایدارتر از بازار صعودی است (Cunado et al., 2009).

---
1. Stylized Fact
2. Persistence
3. Risk Premium
4. Mean Revertion

در این زمینه، یکی از موضوعات اساسی روش اندازه‌گیری تلاطم است؛ چراکه این متغیر به‌اصطلاح متغیری پنهان[۱] است. در زمان‌های آرامش بازار، اندازه‌گیری تلاطمی و درک پویایی‌های آن به‌نسبت ساده است، اما در زمان‌های دیگر، بازارهای مالی درتأثیر اخلال‌های شدید قرار می‌گیرند که ممکن است تا حد زیادی درنتیجهٔ رویدادهای خاص مانند سقوط‌های بازار یا مجموعه‌ای از رویدادها مانند بحران نکول یا بحران‌های اعتباری باشد. در دو دهه گذشته بسیاری از الگوهای سری زمانی برای اندازه‌گیری تلاطم مالی در طول زمان ایجاد شده‌اند. الگوهای رایج تلاطم عبارتند از: الگوهای نوع ARCH (Engle & Bollerslev, 1986) و الگوهای تلاطم تصادفی[۲](که به شکل مخفف SV نشان خواهیم داد) (Taylor, 1994) که در سال‌های اخیر، به‌شکل گسترده در قیمت‌گذاری دارایی و مدیریت ریسک استفاده شده‌اند. در مقایسه با الگوهای نوع ARCH، الگوهای SV از یک فرآیند نوفه سفید اضافی برای ارزیابی تغییرات در دینامیک تلاطم در معادله تلاطم پنهان (معادله حالت) استفاده می‌کنند (Shephard, 2005). ویژگی برجسته دیگر این الگوها آن است که تغییرات خارجی مانند جابه‌جایی‌های ناگهانی در سری زمانی دارایی‌ها را (که ممکن است به تکانه‌های ناگهانی در بازده یا تلاطم دارایی بررسی‌شده منجر شود) به‌خوبی الگوسازی می‌کنند؛ برای مثال، بیتس شناسه‌های پرش[۳]را به معادله بازده (معادله سیگنال) الگوی SV اضافه کرد (Bates, 1996).[۴]ایراکر و همکاران پرش‌های مرتون مرتبط را هم در بازده و هم در تلاطم در الگوهای SV اضافه کردند (Eraker et al., 2003). با توجه به آنکه شناسه‌های پرش به‌دلیل ماهیت خود گذرا هستند، قیمت و پویایی تلاطم حاصل، بسته به اینکه پرش‌ها را شامل شود یا خیر، بسیار متفاوت است.

در این پژوهش، تلاطم بازار سهام در سه دوره زمانی بررسی می‌شود: دوره صعود و سقوط شدید بازار که با بازه زمانی روزانه از ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ مشخص می‌شود؛ دوره اتمام تحولات نزولی بازار که شامل بازه زمانی فروردین ۱۳۹۸ تا ابتدای مهر ۱۴۰۲ است و دوره زمانی شامل کل نمونه. در فاصله ۱۳۹۸ تا مردادماه ۱۳۹۹ افزایش مستمر قیمت‌های سهام باعث ایجاد شور و نشاط غیرمنطقی در بازار شد. پس از آن بازار، نزول مداوم را شروع کرد و به شکلی پایدار سرمایه حقیقی از بازار خارج شد؛ به طوری‌که از نقطه اوج بازار سهم تهران در مردادماه ۱۳۹۹ تا ابتدای خرداد ۱۴۰۰ ارزش بازار سهام ۴۳ در صد کاهش پیدا کرد. مطابق پژوهش‌های انجام‌گرفته تلاطم در بازده قیمت‌های سهام به‌طور معمول بسیار پایدار است (Rostami & Makiyan, 2020)؛ بنابراین بررسی این سؤال که آیا شوک‌های تلاطمی بازار سهام حاوی اثرات بلندمدت است یا موقت، بسیار اهمیت دارد (Nilchi, 2022).

نتایج این پژوهش با استفاده از دو الگوی تلاطم تصادفی (SV) و تلاطم تصادفی با پرش در بازده (SVJ) به دست آمده است. این مطالعه برای دست اندرکاران سرمایه‌گذاری و شرکت‌کنندگان در بازار اهمیت دارد؛ زیرا میزان تداوم بی ثباتی در محیط فعلی را بررسی می‌کند که پیامدهای مهمی برای مدیریت ریسک و مدیریت سبد دارد؛ چرا که تعیین میزان ریسک باید براساس آگاهی از میزان پایداری تلاطم در بازارهای مالی باشد (Engle & Bollerslev, 1986). به‌طور خاص، مطابق آنچه کریستیانسن و همکاران بیان می‌کنند، آگاهی از پایداری تلاطم مهم است؛ زیرا ارزش دارایی های مالی به‌طور مستقیم با سطح تلاطم حاکم در بازار مرتبط است (Christiansen et al., 2012). در ادامه ساختار این پژوهش عبارت است از: در بخش دوم اصول و پیشینهٔ پژوهش ارائه می‌شود؛ بخش سوم روش‌شناسی و شیوهٔ برآورد و آزمون فرضیه را شامل می‌شود؛ در بخش چهارم یافته‌های تجربی بحث می‌شود و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

---

[1]. Latent Variable
[2]. Stochastic Volatility (SV)
[3]. Jump

[۴]. این شناسه توسط هستون (1993) پیشنهاد شده بود.

مبانی نظری

پوتربا و سامرز با استفاده از یک الگوی ریاضی، رابطه میان تغییرات در قیمت سهام و تغییرات در پایداری تلاطم را بررسی کردند (Poterba & Summers, 1986).

براساس روش پوتربا و سامرز (Poterba & Summers, 1986) فرض بر این است که قیمت سهام با رابطه ارزیابی استاندارد دارایی ریسکی مطابقت دارد؛ درنتیجه قیمت‌های سهام ملزومات استاندارد زیر را برآورده می‌سازد:

$$\frac{d_t}{P_t}+\frac{E_t(P_{t+1})-P_t}{P_t}=r_t+\alpha_t, \qquad (۱)$$

در این رابطه d، p، r و α به‌ترتیب عبارتند از: سود سهام، قیمت‌های سهام، نرخ بهره بدون ریسک و صرف ریسک سهام.

رابطه (۱) به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$P_{t+1}=(1+r_t+\alpha_t)P_t-d_t+\varepsilon_t P_t, \qquad (۲)$$

در رابطه (۲) عبارت $\varepsilon_t=\frac{(P_{t+1}-E_t(P_{t+1}))}{P_t}$ اخلال تصادفی است و فرض می‌شود با مجموعه اطلاعاتی سهامداران تا زمان t ارتباطی ندارد. این عبارت اصلاح در انتظارات مربوطه‌به مقادیر آتی α، d و r را در فاصله زمانی t و $t+1$ نشان می‌دهد.

رابطه (۲) یک معادله تفاضلی برای P_t است که راه‌حل آن به‌صورت (۳) خواهد بود:

$$P_t=\sum_{i=1}^{\infty}\frac{E_t(d_{t+i})}{(1+r_{t+i}+\alpha_{t+i})^{i+1}}, \qquad (۳)$$

رابطه (۳) رابطه ارزیابی بنیادی سهام است و بیان می‌کند قیمت سهام، ارزش فعلی مطلوب جریان‌های سود سهام آینده است. در این معادله واضح است قیمت سهام با پرداخت سود سهام آتی، رابطه مثبت و با تغییرات نرخ بدون ریسک بهره و صرف ریسک واکنش منفی نشان می‌دهد. با فرض ثابت‌بودن نرخ بهره بدون ریسک، عبارت مذکور حول مقدار میانگین صرف ریسک که با $\bar{\alpha}$ نشان داده شده است، به‌صورت زیر خطی‌سازی می‌شود:

$$P_t=\sum_{i=1}^{\infty}\frac{E_t(d_{t+i})}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1}}+\sum_{i=1}^{\infty}\frac{\partial P_t}{\partial\alpha_{t+i}}(E_t(\alpha_{t+i})-\bar{\alpha}), \qquad (۴)$$

در این رابطه:

$$\frac{\partial P_t}{\partial\alpha_{t+i}}=-(1+r+\bar{\alpha})^{-i-2}\times\sum_{k=0}^{\infty}\frac{E_t(d_{t+i+k})}{(1+r+\bar{\alpha})^{k}}, \qquad (۵)$$

رابطه (۴) قیمت‌های فعلی سهام را به صورت تابعی خطی از صرف ریسک مطلوب آتی بیان می‌کند. اگر نرخ رشد سود تقسیمی به صورت مقدار ثابت g در نظر گرفته شود، به‌گونه‌ای که $E_t(d_{t+i})=(1+g)^i d_t$، آنگاه رابطه (۵) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\frac{\partial P_t}{\partial\alpha_{t+i}}=\frac{-d_t(1+g)^i}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1}}\times\sum_{k=0}^{\infty}\frac{(1+g)^k}{(1+r+\bar{\alpha})^k}=\frac{-d_t(1+g)^i}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1}(r+\bar{\alpha}-g)}, \qquad (۶)$$

اکنون باید رابطه بین تلاطم بازده و صرف ریسک سهام را مشخص کرد. مرتون (Merton, 1980; 1973) یک رابطه خطی بین صرف ریسک حقوق صاحبان سهام، α_t، و واریانس بازده حقوق صاحبان سهام به‌صورت زیر استخراج کرده است:

$$\alpha_t=\gamma V_t, \qquad (۷)$$

شاخص ثابت γ تابعی از ضرایب ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذاران است. برای بررسی تأثیر تغییرات تلاطم بر P_t باید دینامیک V_t را مشخص کرد. در این پژوهش از یک فرآیند SVJ-ARMA(2,2) به‌صورت زیر استفاده خواهد شد:

$$V_t=\phi V_{t-1}+\mu_t, \qquad (۸)$$

درنتیجه مقادیر α_t نیز از یک فرآیند AR(1) پیروی می‌کنند:

$$\alpha_t = \gamma\phi_0 + \phi\alpha_{t-1} + \eta_t, \qquad (۹)$$

در این رابطه $\eta_t = \gamma\mu_t$ است؛ بنابراین، مقدار میانگین α_t برابر با $\bar{\alpha} = \frac{\gamma\phi_0}{(1-\phi)}$ است و $\alpha_t - \bar{\alpha}$ مطابق با رابطه زیر تغییر می‌کند:

$$\alpha_t - \bar{\alpha} = \phi(\alpha_{t-1} - \bar{\alpha}) + \eta_t, \qquad (۱۰)$$

از رابطه (۱۰) نتیجه می‌گیریم $E_t(\alpha_t - \bar{\alpha})\phi^i(\alpha_t - \bar{\alpha})$؛ این نتیجه همراه با معادله (۶) برای ساده‌کردن (۴) ا ستفاده می‌شود:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty}\frac{E_t(d_{t+i})}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1}} - \sum_{i=0}^{\infty}\frac{d_r(1+g)^i\phi^1(\alpha_t - \bar{\alpha})}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1}(r+\bar{\alpha}-g)} \qquad (۱۱)$$
$$= \frac{d_t}{r+\bar{\alpha}-g} - \left[\frac{1}{1+r+\bar{\alpha}-\phi(1+g)}\right] \times \left[\frac{d_t}{r+\bar{\alpha}-g}\right](\alpha_t - \bar{\alpha})$$
$$= \bar{P}_t + \frac{\partial P_t}{\partial \alpha_t}(\alpha_t - \bar{\alpha}),$$

آخرین عبارت در رابطه (۱۱) تأثیر شوک‌های صرف ریسک را بر قیمت سهام نشان می‌دهد. با استفاده از این واقعیت که $\frac{\partial P_t}{\partial V_t} = \left(\frac{\partial P_t}{\partial \alpha_t}\right)\left(\frac{\partial \alpha_t}{\partial V_t}\right)$ رابطه (۱۱) به‌صورت رابطه (۱۲) بازنویسی می‌شود:

$$\frac{\partial P_t}{\partial V_t} = \frac{-\gamma}{[1+r+\bar{\alpha}-\rho_1(1+g)]} \times \left[\frac{d_t}{(r+\bar{\alpha}-g)}\right], \qquad (۱۲)$$

با ضرب هر دو طرف رابطه (۱۲) در $\frac{V_t}{P_t}$ رابطه (۱۳) به‌دست خواهد آمد:

$$\frac{\partial \log P_t}{\partial \log V_t} = \frac{-\gamma V_t \lambda_t (r+\bar{\alpha}-g)^{-1}}{[1+r+\bar{\alpha}-\phi(1+g)]}, \qquad (۱۳)$$

در این رابطه λ_t بازده سود سهام، $\frac{d_t}{P_t}$ ا ست. ازآنجاکه $\alpha_t = \gamma V_t$ و $\lambda_t = (r+\bar{\alpha}-g)$ م شتق رابطه (۱۳) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\frac{\partial \log P_t}{\partial \log V_t} = \frac{-\bar{\alpha}}{[1+r+\bar{\alpha}-\phi(1+g)]}, \qquad (۱۴)$$

مقدار مطلق این مشتق با ϕ افزایش می‌یابد. اگر انتظار رود افزایش تلاطم ادامه داشته باشد، تأثیر بیشتری بر عوامل تنزیل اعمال‌شده بر جریان‌های نقدی آتی و بنابراین بر قیمت‌های فعلی سهام خواهد داشت.

روش پژوهش

چو پایداری تلاطمی را با استفاده از الگوی ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته جمعی‌شده[1] بررسی می‌کنند. وی نتیجه می‌گیرد تلاطم بازار سهام حاوی ریشه واحد است؛ درنتیجه سرمایه‌گذار منطقی باید به‌طور دائمی وزن دارایی‌ها را هرزمان که شوک تلاطمی وارد می‌شود، تغییر دهد (Chou, 1988). جاین و استوربل با استفاده از روش IGARCH تلاطم پایدار را استخراج می‌کنند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد پایداری تلاطم و تلاطم ناگهانی تأثیر مهمی در توضیح بازده مازاد[2] دارند. آنها ریشه پایداری تلاطم را در نقدشوندگی کمتر و نبود تقارن اطلاعاتی بیشتر نسبت می‌دهند (Jain & Strobl, 2017).

روش این پژوهش از نوع روش‌های اقتصادسنجی آزمون ریشه واحد در تلاطم با استفاده از الگوهای تلاطم تصادفی (SV) و تلاطم تصادفی در بازده (SVJ) است. به‌دلیل فرم نابسته تابع بیشینهٔ راست‌نمایی این الگوها، شاخص‌های آنها با استفاده از روش تخمین بیزی برآورد می‌شوند. اندرسن و دیگران این روش را کاراتر از سایر روش‌های جایگزین می‌دانند و دلیل آن را استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیره‌های مارکفی[3] (به‌اختصار: MCMC) می‌دانند (Andersen et al., 1999).

---

1. IGARCH
2. Excess Stock Returns
3. Markov Chain Monte Carlo

یک الگوی رایج برای دینامیک قیمت دارایی در دو معادله زیر نشان داده شده است که شامل حرکات شاخص سهام S_t و تلاطم تصادفی آن V_t است:

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu + \sqrt{V_t}dB_t^{\wp} \quad (۱۵)$$

$$d\log V_t = \kappa_v(\theta_v - \log V_t) + \sigma_v dB_t^V \quad (۱۶)$$

در این رابطه μ نرخ بازده انتظاری ا ست و شاخص‌های حاکم بر دینامیک تلاطم عبارتند از: $\Theta = (\kappa_v, \theta_v, \sigma_v)$. ب‍سته به آنکه حرکات براونی[1] $(B_t^{\wp}, B_t^V)$ هم‌ب‍سته با شند یا خیر، به‌ترتیب الگو را نامتقارن یا متقارن می‌نامند. این یک الگوی تلاطم تصادفی خالص است که با کوته‌نوشت SV نشان داده می‌شود. ساختار احتمالی دینامیک $\wp$ دینامیک فیزیکی فرآیند را تو صیف می‌کند و درمقابل دینامیک ری‍سک خنثی $\mathbb{Q}$ که برای قیمت‌گذاری ا ستفاده می شود. برای تجزیه و تحلیل این الگو به‌صورت متوالی، استفاده از گسسته سازی اویلر الگوی مذکور برای بازده های مرکب پیوسته معمول است.

با تعریف نرخ بازده قیمت های دارایی به‌صورت $Y_{t+1} = \log(S_{t+1}/S_t)$ و تبدیل لگاریتم تلاطم به‌صورت $X_{t+1} = LnV_{t+1}$ آنگاه گسسته‌سازی اویلر[2] به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Y_{t+1} = e^{\frac{X_{t+1}}{2}}\varepsilon_{t+1} \quad (۱۷)$$

$$X_{t+1} = \alpha_v + \beta_v X_t + \sigma_v \eta_{t+1} \quad (۱۸)$$

در این روابط ε_{t+1} و η_{t+1} جملات ت صادفی ه ستند که به صورت نرمال توزیع شده‌اند و به صورت سریالی و هم‌زمان م‍ستقلند. شاخص‌هایی که پویایی تلاطم را در طول زمان ن‍شان می‌دهند، به صورت $\alpha = \kappa_v, \theta_v$ و $\beta_v = 1 - \kappa_v$ باز تعریف شده‌اند.

روش مذکور امکان پرش در قیمت دارایی را نادیده می‌گیرد. الگوی تلاطم تصادفی با پرش (SVJ) شامل است. اکنون یک شاخص، سهام S_t و واریانس تصادفی آن V_t است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu + \sqrt{V_t dB_t^P} + d\left(\sum_{s=N_t}^{N_{t+1}} Z_s\right) \quad (۱۹)$$

$$d\log V_t = \kappa_v(\theta_v - \log V_t) + \sigma_v dB_t^V \quad (۲۰)$$

در این رابطه عبارت اضافی در دینامیک قیمت سهام، فرآیند پرش را توصیف می‌کند. ازآنجاکه داده‌ها در زمان‌های گسسته م‍شاهده می شوند، دوباره ا ستفاده از گ‍س‍سته سازی اویلر این فرآیند زمان پیو سته رایج ا ست. به‌طور م‍شخص روابط (۱۹) و (۲۰) به‌صورت روابط (۲۱) تا (۲۴) بیان می‌شوند:

$$Y_{t+1} = e^{\frac{X_{t+1}}{2}}\varepsilon_{t+1} + J_{t+1}Z_{t+1} \quad (۲۱)$$

$$X_{t+1} = \alpha_v + \beta_v X_t + \sigma_v \eta_{t+1} \quad (۲۲)$$

$$J_{t+1} \sim Ber(\lambda) \quad (۲۳)$$

$$Z_{t+1} \sim N(\mu_z, \sigma_z^2) \quad (۲۴)$$

در این روابط $Y_{t+1} = \log(S_{t+1}/S_t)$، $X_{t+1} = LnV_{t+1}$ تبدیل لگاریتم تلاطمی است. بردار شاخص‌ها در معادلات مذکور به‌صورت $\Theta = (\lambda, \mu_z, \sigma_z, \alpha_v, \beta_v, \sigma_v)$ نشان داده می‌شود.

پس از معرفی الگوهای ا ستفاده شده، روش آزمون ری‍شه واحد در تلاطم با ا ستفاده از الگوهای SV و SVJ باید برر سی شود. لی و یو (2010) به‌منظور آزمون دقیق‌تر فر ضیه $\phi = 1$ عبارات POR_{ji} و BF را با معرفی پیشینی مختلط به صورت زیر اصلاح می‌کنند:

---

[1]. Brownian Motions

[2]. Euler Discretization

$$f(\phi) = \pi I(\phi = 1) + (1 - \pi) f_c(\phi) I(-1 < \phi < 1), \quad (۲۵)$$

ویژگی این تابع پیشین نسبت به پیشین‌هایی که قبل از آن معرفی شده است، تعریف جرم مثبت بر مقدار $\phi = 1$ است.

ضریب π احتمال پسین صحت فرضیه $\phi = 1$ است و درواقع POR_{ji} با ضرب $\frac{\pi}{1-\pi}$ در BF به‌دست می‌آید.

در روش لی و یو آزمون ریشه واحد یک مسئله مقایسه الگوهای ویژه است که ساختار ویژه‌ای برای پیوند الگوهای رقیب دارد (Li & Yu, 2010). ساختار این است که دو تابع راست‌نمایی حاشیه‌ای دارای متغیر پنهان مشترک هستند که ممکن است برای تسهیل محاسبه BF استفاده شوند. به‌جای محاسبه دو تابع راست‌نمایی حاشیه‌ای همان‌طورکه در چیب پیشنهاد شد (Chib, 1995)، روش آنها فقط به محاسبه مستقیم BF نیاز دارد. بدین‌منظور، آنها از نظریهٔ جاکوایر و دیگران استفاده می‌کنند که برای محاسبه BF در مقایسه الگوی تلاطم تصادفی با الگوی تلاطم تصادفی دم‌سنگین[1] ارائه شده است (Jacquier et al., 2004). آنها نشان می‌دهند BF برای آزمون ریشه واحد را نیز می‌توان به صورت یک تابع ساده از مقادیر پسین با معرفی یک تابع موزون مناسب بازنویسی کرد؛ بنابراین، BF را به‌صورت امید ریاضی نسبت پسین نرمال‌نشده با توجه به پسین تحت الگو SV دم‌سنگین می‌نویسند. نظریه آنها برای این منظور با معرفی BF به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} BF &= \int_{\Omega_0 \cup \Omega_h} \frac{\xi(\psi_0|M_0)\xi(y,h|\psi_0,M_0)}{\xi(y|M_1)} d\psi_0 dh \\ &= \int_{\Omega_1 \cup \Omega_h} \frac{\xi(\psi_0|M_0)\xi(y,h|\psi_0,M_0)\omega(\phi|\psi_0)}{\xi(y|M_1)} d\phi d\psi_0 dh \\ &= \int_{\Omega_1 \cup \Omega_h} \xi(\psi_0|M_0)\xi(y,h|\psi_0,M_0)\omega(\phi|\psi_0) \\ &\times \frac{\xi(h,\psi_1|y,M_1)}{\xi(y,h,\psi_1|M_1)} d\phi d\psi_1 dh \\ &= \int_{\Omega 1 \cup \Omega_h} \frac{\xi(\psi_0|M_0)\omega(\phi|\psi_0)\xi(y,h|\psi_0,M_0)}{\xi(\psi_1|M_1)\xi(y,h|\psi_1,M_1)} \\ &\times \xi(h,\psi_1|y,M_1) d\psi_1 dh, d\phi \end{aligned} \quad (۲۶)$$

در رابطه مذکور عبارت $\omega(\phi|\psi_0)$ یک تابع موزون دلخواه از ϕ مشروط به بردار شاخص ψ_0 است؛ به‌صورتی‌که:

$$\int \omega(\phi|\psi_0) d\phi = 1, \quad (۲۷)$$

درعمل، توزیع پیشین بردار شاخص‌های مشترک ψ_0 در دو الگو به‌صورت یکسان مشخص می‌شود؛ یعنی $\xi(\psi_0|M_1) = \xi(\psi_0|M_0)$. علاوه بر این، برای تجزیه و تحلیل شانس پسین، $\xi(\phi|\psi_0, M_1)$ لازم است که یک توزیع پیشین شرطی مناسب باشد. این توزیع به‌صورت تابع وزن در نظر گرفته می‌شود؛ ازاین‌رو:

$$\begin{aligned} BF &= \int_{\Omega 1 \cup \Omega_h} \frac{\xi(\psi_0|M_0)\xi(\phi|\psi_0,M_1)\xi(y,h|\psi_0,M_0)}{\xi(\psi_1|M_1)\xi(y,h|\psi_1,M_1)} \times \xi(h,\psi_1|y,M_1) d\phi d\psi_1 dh \\ &\int_{\Omega 1 \cup \Omega_h} \frac{\xi(\psi_0|M_0)\xi(\phi|\psi_0,M_1)\xi(y,h|\psi_0,M_0)}{\xi(\psi_1|M_1)\xi(y,h|\psi_1,M_1)} \times \xi(h,\psi_1|y,M_1) d\phi d\psi_1 dh \\ &\int_{\Omega 1 \cup \Omega_h} \frac{\xi(y,h|\psi_0,M_0)}{\xi(y,h|\psi_1,M_1)} \xi(h,\psi_1|y,M_1) d\phi d\psi_1 dh = E\left\{\frac{\xi(y,h|\psi_0,M_0)}{\xi(y,h|\psi_1,M_1)}\right\}, \end{aligned} \quad (۲۸)$$

نتیجه رابطه مذکور یک امید ریاضی است که نسبت‌به توزیع پسین $\xi(h,\psi_1|y,M_1)$ محاسبه شده است. از این رابطه مشاهده می‌شود BF تنها یک نتیجه جانبی از تخمین بیزی الگوی تلاطم تصادفی در فرضیه $\phi < 1$ است. هنگامی‌که

[1]. Heavy tail

نمونه‌گیری از زنجیره‌های مارکف دردســترس اســت، فاکتور بیزی به‌راحتی و به‌شــکلی کارآمد با میانگین‌گیری از نمونه‌های MCMC تقریب زده می‌شود.

هنگامی‌که نسبت شانس پیشین شناخته شده است، POR_{ji} برای آزمون ریشه واحد به دست می‌آید. لی و یو نشان می‌دهند BF با استفاده از رابطه (۲۹) محاسبه می‌شود (Li & Yu, 2010):

$$BF \approx \frac{1}{S}\sum_{s=1}^{S} exp\left\{-\frac{\sum_{t=2}^{n}(1-\phi^{(s)})(\mu^{(s)}-h_{t-1}^{(s)})\left(2h_t^{(s)}-h_{t-1}^{(s)}(1+\phi^{(s)})-\mu^{(s)}(1-\right.}{2(\tau^{(s)})^2}\right. \quad (۲۹)$$

در گام نهایی تخمین شــاخص‌های الگوهای مذکور اهمیت دارد. تخمین شــاخص‌های الگوهای SV و SVJ با روش‌های استنباطی کلاسیک بسیار دشوار است. یونگ و ژانگ دو دلیل عمده برای این موضوع برمی‌شمارند: (۱) محاسبه تحلیلی تابع را ستنمایی این الگوها به دلیل انتگرال‌های چندگانه بعد زیاد با روش‌های حداکثر را ستنمایی بسیار د شوار ا ست؛ (۲) روش‌های ا ستنباط کلا سیک تقریباً همواره برمبنای نظریه مجانبی[1] قرار دارند که برای این الگوها شناخته شده نیستند (Yong & Zhang, 2014). به این دلیل بسیاری از پژوهشگران در این حوزه همچون لی و یو (Li & Yu, 2010) روش‌های شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکفی (MCMC)[2] را پیشنهاد می‌کنند که برا ساس شیوه بیزی ا ستفاده می شوند. روش بیزی برا ساس ا ستنباط از توزیع پسین قرار دارد و برخلاف روش کلاسیک به‌منظور استنباط دربارۀ شاخص‌های الگو نیازی به نظریه مجانبی ندارد.

به طور کلی استنباط در اقتصادسنجی شاخصی به‌معنای استخراج اطلاعات دربارۀ بردار شاخص ψ با استفاده از نمونه به دست آمده از جامعه است. استنباط‌های بیزی براساس توزیع پسین بردار شاخص ψ صورت می‌گیرد که با استفاده از قضیه بیز به دســت می‌آید. براســاس این قضــیه، توزیع پســین یک پیشــامد متناســب با حاصــل‌ضــرب توزیع پیشــین در تابع لگاریتم راست‌نمایی تغییر می‌کند. به بیان ریاضی قضیه بیز به‌صورت رابطه (۳۰) است:

$$\xi(\psi|y) = C\prod_{i=1}^{n}\xi(y_i|\psi)\xi(\psi),\, y_i \in \mathbb{R} \wedge \psi \in \Omega \in \mathbb{R}^m \quad (۳۰)$$

در رابطه (۳۰) فرض شده ا ست متغیر ت صادفی y یک متغیر ت صادفی پیو سته و ف ضای شاخص بردار شاخص‌های ψ مجموعه $\Omega \in \mathbb{R}^m$ است. اجزای تشکیل‌دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند، عبارتند از: (۱) $\xi(\psi)$ احتمال حا شیه‌ای ψ ا ست که احتمال پیشین ψ[3] نامیده می شود و نااطمینانی پژوهشگر را درباره مقادیر شاخص ψ پیش از م شاهده داده‌ها را بیان می‌کند؛ (۲) $\xi(\psi|y)$ احتمال شرطی ψ به شرط م صادیق نمونه ت صادفی $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ اســت که احتمال پســین ψ[4] نامیده می‌شــود و نااطمینانی پژوهشــگر را درباره مقادیر شــاخص ψ پس از مشــاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پ سین در این عبارت ن شان‌دهنده احتمال بعد از م شاهده اطلاعات y ا ست؛ (۳) $\prod_{i=1}^{n}\xi(y_i|\psi)$ احتمال شرطی داده‌های $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ به شرط بردار شاخص ψ است که تابع راست‌نمایی[5] نامیده می شود و شیوۀ ارتباط داده‌ها را با شاخص ن شان می‌دهد؛ (۴) عبارت C احتمال حا شیه‌ای y را ن شان می‌دهد و به صورت یک ثابت نرمال ساز عمل می‌کند تا اطمینان حاصل شود که عبارت $\xi(\psi|y_i)$ یک مقدار احتمالی است.

به‌منظور ا ستنباط آماری (تخمین شاخص‌ها و آزمون فر ضیه‌ها) باید فرم تابع را ستنمایی و تابع توزیع پ یشین م شخص شود. م شخص‌نمایی تابع را ست‌نمایی به توزیع احتمال داده‌ها بستگی دارد. بااین‌حال رو شی که بهترین روش م شخص‌نمایی

1. Asymptotic Theory
2. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)
3. Prior Probability
4. Posterior Probability
5. Likelihood Function

توزیع پیشین و تبدیل اطلاعات ذهنی پژوهشگر یا پژوهشگران به مقادیر پیشین برای توزیع شاخص‌ها با شد، وجود ندارد. شیوهٔ بیان اطلاعات پیشین درباره شاخص‌ها در فرم تحلیلی (یا توزیعی)، $\xi(\psi)$ و تحلیل حساسیت استنباط پسین به فرم توزیع پیشین منتخب از مسائل شایان ملاحظه اصول بیزی است (Berger, 2013).

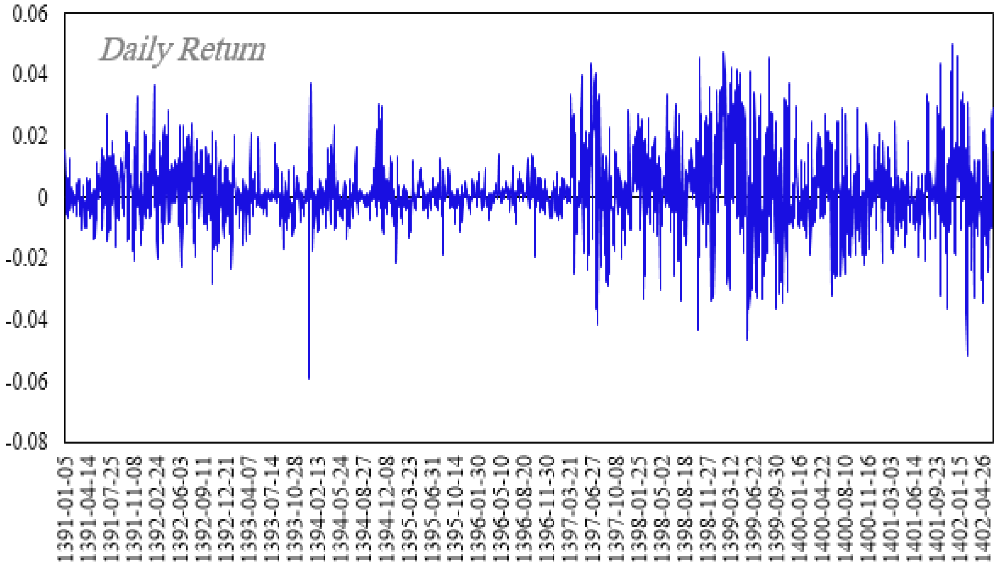
نتایج تخمین بیزی در قالب میانگین پسین، انحراف استاندارد پسین و فاصله اعتبار[1] که مشابه مفهوم فاصله اطمینان در روش کلاسیک اما متفاوت از آن است، بیان می‌شود (Gelman et al., 2004).

به‌دلیل وجود متغیرهای پنهان همچون تلاطم و پرش استفاده از رابطه (۹) برای محاسبه توزیع پسین و گشتاورهای بردار شاخص ψ در الگوهای مختلف تلاطم تصادفی مناسب نیست؛ زیرا همان‌گونه‌که در مقدمه گفته شد، محاسبه تابع راست‌نمایی که در رابطه (۹) با عبارت $\xi(y_i|\psi)$ نشان داده شده، بسیار دشوار است. برای کاهش این مشکل محاسباتی، راهکار شناخته‌شدهٔ افزایش داده وانگ و تنر را می‌توان برای افزایش فضای شاخص با شناسه‌های بردار LC اعمال کرد (Tanner & Wong, 1987). در این صورت توزیع پسین رابطه (۳۰) به‌صورت رابطه (۳۱) بازنویسی می‌شود:

$$\xi\left(\psi,\underbrace{h,q,k,J}_{LC}|y\right)=C\prod_{i=1}^{n}\xi(y_i|\psi,LC)\xi(\psi), \qquad (۳۱)$$

یافته‌ها

در پژوهش حاضر از شاخص کل قیمت‌های بورس اوراق بهادار تهران با تناوب روزانه از تاریخ ۱۳۹۸/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۲/۰۶/۰۶ استفاده شده است.به منظور تحلیل آماری این داده‌ها از دو نرم افزار Eviews13 و OpenBUGS استفاده شده است. نمودار (۱) تحولات در بازده روزانه TEDPIX را از سال ۱۳۹۱ تا شهریور ۱۴۰۲ نشان می‌دهد. به طور واضح این نمودار نشان دهنده آن است که تلاطم بازده خاصیت خوشه‌ای و متغیر با زمان دارد و در دوره‌های تنش سیاسی شدت می‌گیرد. در بازه زمانی این پژوهش، در دوره انعقاد توافقنامه هسته‌ای میان ایران و کشورهای ۵+۱ موسوم به برجام کمترین تلاطم در بازده و بازار مشاهده می‌شود. تغییرات بازده از ابتدای سال ۱۳۹۷ همزمان با خروج یکجانبه آمریکا از برجام شدت گرفته است که شاخصی از افزایش نااطمینانی در بازارهای مالی کشور است.

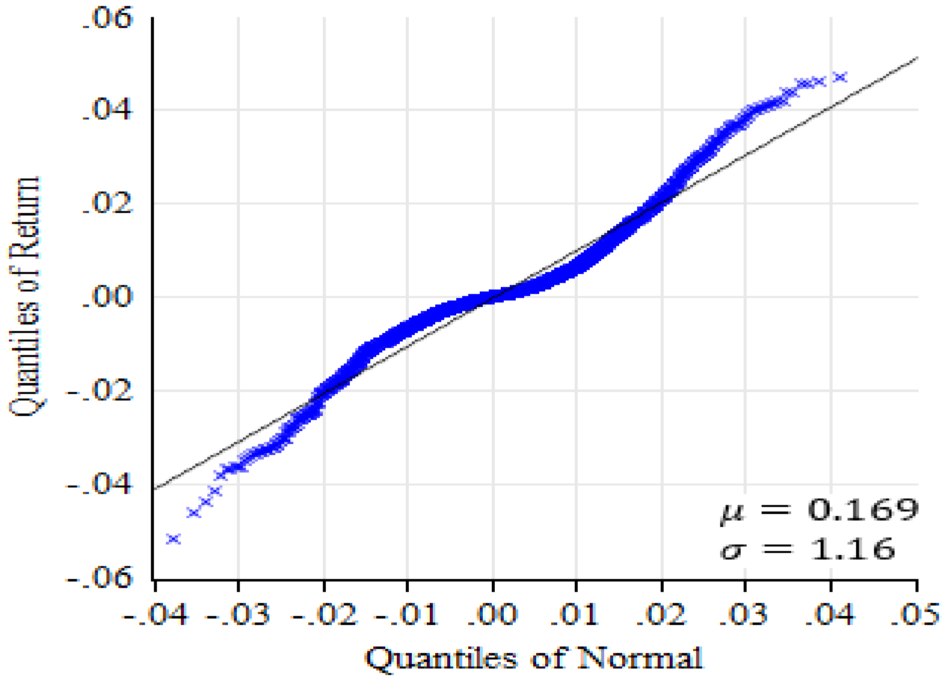


نمودار ۱. بازده شاخص کل قیمت‌های بورس اوراق بهادار تهران

Figure 1. Return of total index of Tehran Stock Exchange

[1]. Credible Interval

در نمودار (۲) کوانتیل بازده در مقابل کوانتیل نرمال و با مشخصه‌های یکسان میانگین و واریانس نمونه نشان داده شده است. شکل این نمودار برای توزیع نرمال به‌صورت محدب – مقعر است که در داده‌های بازده شرکت‌ها به دلیل فروش‌های کوتاه‌مدت[1] یا کاهش کلی ذخایر سرمایه شرکت‌ها روی می‌دهد. این موضوع منجر به کشیدگی زیادی داده‌های بازده نسبت به توزیع نرمال می‌شود زیرا بازده‌های مثبت بزرگ یا منفی بزرگ بیش‌تر از حالت نرمال روی می‌دهند.



نمودار ۲. کوانتیل بازده TEDPIX در مقایسه با توزیع نرمال

Figure 2. TEDPIX return quantile compared to normal distribution

بررسی‌های بیشتر نشان دهنده آن است که شکل نمودار توزیع داده‌های بازده نسبت به توزیع t مقعر–محدب بوده و بیانگر آن است که توزیع داده‌های بازده با توزیع t دم سبک خواهد بود. بنابراین، استفاده از توزیع t در الگو سازی‌های تلاطم لازم نیست.

جدول (۱) شاخص‌های توصیفی خلاصه‌ساز اطلاعات حاصل از نمونه‌ی داده‌های بازده TEDPIX را نشان می‌دهد. نتایج ارائه شده در جدول (۱) نشان دهنده چولگی مثبت و کشیدگی بیشتر از توزیع نرمال است و به ترتیب بیانگر احتمال بیشتر بازده‌های کوچک مثبت نسبت به به بازده‌های بزرگ مثبت و احتمال روی دادن اتفاقاق‌های حدی (زیان‌ها و سودهای سنگین بیشتر از آنچه توزیع نرمال پیش‌بینی می‌کند در این بازار است.

جدول ۱. آمار توصیفی بازده سهام

Table 1. Descriptive statistics of stock returns

آماره جارکیو–برا	کشیدگی	چولگی	انحراف استاندارد	کمترین مقدار	بیشترین مقدار	غطمیانگین
۷۶۹/۴۸۲۰	۵/۵۴۴۹	۰/۲۴۴۱	۰/۱۱۶۰	−۰/۰۵۹۶	۰/۰۴۹۷	۰/۰۰۱۶

نتایج تخمین‌های پسین شاخصهای الگوهای تلاطم تصادفی و تلاطم تصادفی با شناسه پرش ارائه می شود. این نتایج با استفاده از ۱۵ هزار شبیه‌سازی MCMC بدست آمده است که ۱۰ هزار شبیه‌سازی ابتدایی به منظور استنباط دقیق‌تر سوخت

[1]. Selling Short

شده است و از ۵ هزار شبیه‌سازی انتهایی استفاده شده است. نتایج براساس میانگین پسین و انحراف استاندارد (در پرانتز) برای هر ضریب در الگوهای مختلف گزارش شده است.

جدول ۲. میانگین پسین و انحراف استاندارد (در پرانتز) شاخصها در الگوتلاطم تصادفی

Table 2. Posterior mean and standard deviation (in parentheses) of parameters in Stochastic Volatility Model

	دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۲	دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۰	دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۴۰۲
σ_ω^{-2}	۱۷۱۷/۰	۴۸۲/۵	۲۷۸/۲
	(۵۳۸/۰)	(۳۰۵/۴)	(۱۳۱/۹)
μ_h	-۵/۱۱۷	-۶/۳۱	-۶/۹۵۷
	(۰/۱۰۹۷)	(۰/۵۹۹۱)	(۰/۲۷۹۷)
ϕ	۰/۹۲۳۷	۰/۹۴۷	۰/۹۰۸۷
	(۰/۰۳۹۵)	(۰/۰۴۰۸)	(۰/۰۶۴)

در ستون دوم جدول (۲) نتایج تخمین شاخصهای الگو SV گزارش شده است. یافته‌های بدست آمده در این جدول نشان دهنده آن است که میانگین تلاطم در کل دوره زمانی مورد بررسی که با استفاده از $e^{\left(\frac{\mu_h}{2}\right)}$ به دست می‌آید برابر با ۰/۰۷۷۰ است. در بازه زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ (که سقوط عجیب بازار در این بازه روی داد) میانگین تلاطم برابر با ۰/۰۴۳ بوده است که بیش از ۵۵٪ تلاطم کل است.

ضرایب σ_ω^{-2} و ϕ به ترتیب ضریب دقت توزیع خطای معادله مربوط به تلاطم و میزان پایداری تلاطم در طول زمان است. همانگونه که از نتایج ارائه شده در جدول (۲) برای تخمین این دو شاخص پیداست؛ ضریب دقت در بازه زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ بیشتر از سایر دوره‌ها ست. علاوه بر این، بیشترین پایداری تلاطم مربوط به بازه زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ بوده و برابر با ۰/۹۴۷ است که بسیار نزدیک به یک است. بنابراین، جدول (۳) تخمین‌های مربوط به الگو با شناسه پرش SVJ در بازه‌های زمانی فوق را نشان می‌دهد. ضریب σ_ω^{-2} که مشابه نتایج ارائه شده در جدول (۲) دقت تخمین معادله تلاطم را کنترل می‌کند. همانگونه که نتایج ارائه شده در این جدول نشان می‌دهد، در الگو SVJ نسبت به الگو SV پایداری تلاطم در همه دوره‌های تاریخی مورد بررسی کاهش یافته است. این موضوع نشان دهنده اثرگذاری شناسه پرش بر ضریب پایداری تلاطم است. بیشترین پایداری تلاطم مربوط به بازه ۱۳۹۸-۱۴۰۰ است که ریزش شدید بازار در این تاریخ روی داده است. در مجموع این موضوع اهمیت شناسه پرش را در تخمین تلاطم بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. شاخص p احتمال وقوع پرش را نشان می‌دهدکه براساس نتایج گزارش شده در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۰ به بیشترین مقدار خود دست یافته است. درنتیجه می‌توان احتمال زیادی وقوع پرش در بازده را یکی از شاخصهای نگران کننده در مورد آینده بازار دانست و با توجه به آنکه این شاخص با ریسک سیستماتیک در ارتباط است چنین نتیجه‌ای منطقی است. متوسط اندازه هر پرش با ضریب δ اندازه‌گیری می‌شود و برابر با ۱/۰۷۳ برای کل نمونه ارزیابی شده است.

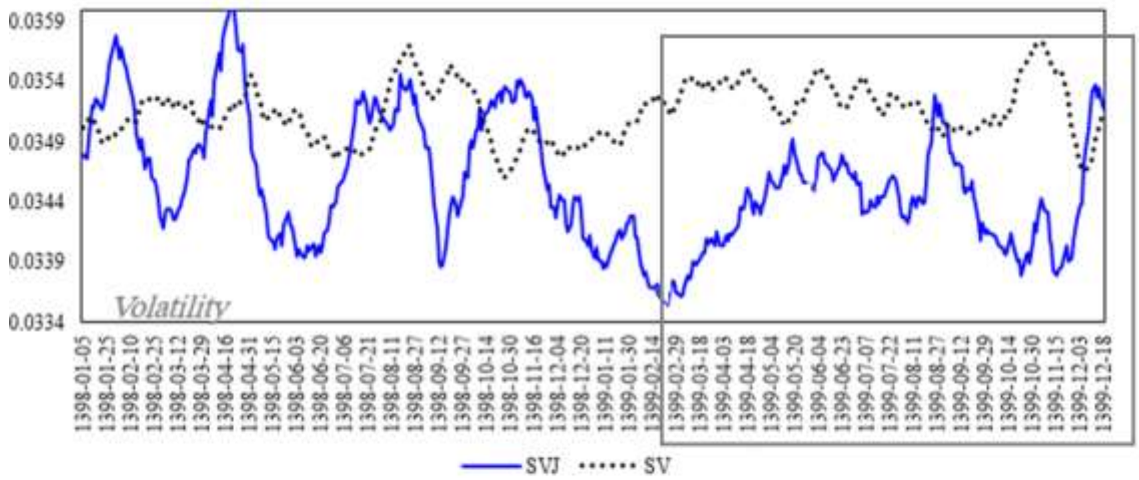
جدول ۳. میانگین پسین و انحراف استاندارد (در پرانتز) شاخصها در الگو تلاطم تصادفی با پرش

Table 2. Posterior mean and standard deviation (in parentheses) of parameters in Stochastic Volatility Model with Jump

	دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۲	دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۰	دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۴۰۲
σ_{ω}^{-2}	۳۲۲/۸	۱۱۸۷/۰	۲۱۳۲/۰
	(۱۴۰/۶)	(۷۲۵/۱)	(۷۲۹/۹)
μ_h	-۷/۹۳۲	-۸/۰۴۶	-۷/۳۵۲
	(۰/۲۰۵۸)	(۰/۱۷۹)	(۰/۰۲۶۱)
ϕ	۰/۸۱۱۵	۰/۸۶۷۴	۰/۸۰۰۱
	(۰/۰۷۹۱)	(۰/۰۹۶۶)	(۰/۰۹۱۱)
δ	۱/۰۷۳	۱/۰۶۳	۱/۰۶۹
	(۰/۱۵۱)	(۰/۱۵۱۹)	(۰/۱۵۰۳)
p	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۲۹
	(۰/۰۰۱۲)	(۰/۰۰۲۴)	(۰/۰۰۲۱)

این یافته نشان دهنده آن است که الگوهای تلاطم بازده در بازه‌های زمانی این پژوهش تفاوت اساسی با یکدیگر دارند، حتی اگر در این فواصل زمانی بازار در معرض شوک‌های یکسانی قرار گرفته باشد. علت این موضوع آن است که واکنش قیمت‌های سهام به شوک‌ها به عواملی مانند سطح توسعه بازار مالی، ترکیب سرمایه‌گذاران در بازار، سطح نقدینگی وابسته است که در طول زمان تغییر می‌کنند.

نمودار (۳) تلاطم استخراج شده از دو الگو SV و SVJ را در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۰ نشان می‌دهد. این نمودار نشان دهنده تاثیر شدید پرش در بازده بر مسیر آتی تلاط در این بازار است. شایان ذکر است که هموار بودن تلاطم در الگو SV به دلیل پایداری زیادی تلاطم در این الگو است. نمودار تلاطم در الگو SVJ نشان می‌دهد که در اردیبهشت ۱۳۹۹ تلاطم به آرامی افزایش یافته است و در مرداد ماه به اوج خود رسیده است. این پدیده با استفاده از کادر خاکستری رنگ در نمودار نشان داده شده است. با این حال، نمودار (۳) نشان می‌دهد که اندازه واکنش قیمت‌ها به اخبار (تلاطم قیمت‌ها معیاری از چنین واکنشی است) در دوران نزول بازار لزوما شدیدتر از دوران صعودی نیست. این یافته موافق الگو ورونسی (Veronsi, 1999) که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران منطقی در مواقع نااطمینانی بیشتر نسبت به اخبار سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند و درنتیجه تلاطم قیمت سهام افزایش می‌یابد.



نمودار ۳. مقایسه تلاطم بدست آمده از دو الگو SV و SVJ

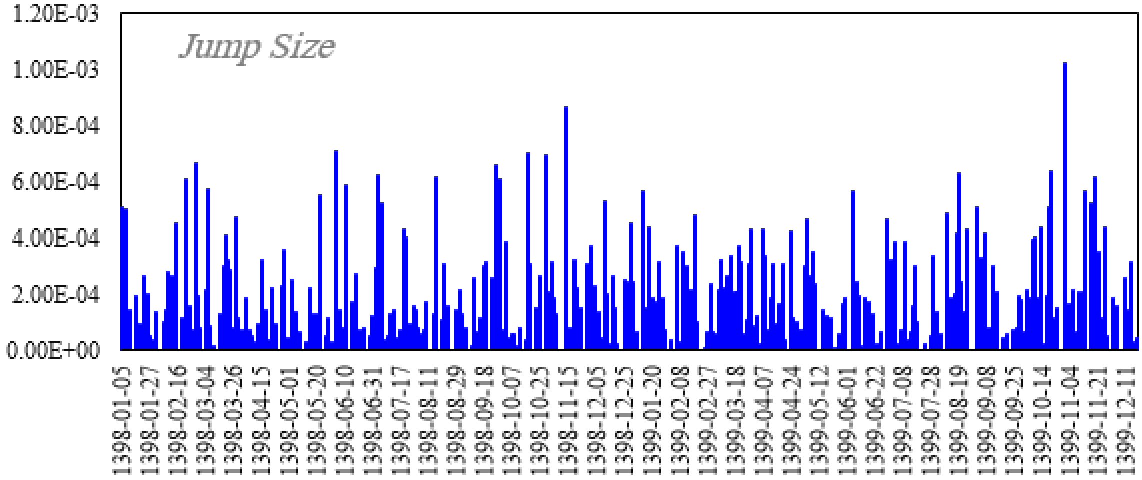
Figure 3. Comparison of Volatility obtained from SV and SVJ models

به منظور بررسی زمان وقوع و اندازه پرش، از رابطه (۳۲) استفاده می‌شود (Yong & Zhang, 2014):

$$Jump_{times}: \bar{q}_t = \frac{1}{M}\sum_{j=1}^{M} q_t^{(j)} \quad (۳۲)$$

$$Jump_sizes: \bar{q}_t\bar{k}_t = \frac{1}{M}\sum_{j=1}^{M} q_t^{(j)} \frac{1}{M}\sum_{j=1}^{M} k_t^{(j)}$$

در این روابط M نشان دهنده تعداد نمونه‌های استخراج شده از شبیه سازی‌ها برای q_t و k_t و $q_t^{(j)}$ و $k_t^{(j)}$ نشان دهنده jامین نمونه q_t و k_t است. در این پژوهش برای محاسبه این آماره یک نمونه به حجم ۱۷۰ هزار شبیه‌سازی تولید شده است که ۱۲۰ هزارتای اول آن سوخت گردیده و تنها از ۵۰ هزار باقیمانده استفاده می‌شود. نتایج در نمودار (۴) ارائه شده است.



نمودار ۴. زمان و میزان پرش روی داده در بازده براساس الگو SVJ بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۴۰۰

Figure 4. The time and amount of data jump in return based on the SVJ model for the period 2019-2022

همانگونه که نمودار (۴) نشان می‌دهد پرش در بازه زمانی ریزش بازار (بهار و تابستان ۱۳۹۹) عامل ضعیفی در دینامیک بازده بوده است. البته پس از ریزش بازار و در اداه وقوع پرش‌های سنگین را می‌توان عامل مهمی در ادامه روند نزولی بازار دانست.

پس از تخمین الگوها در گام نهایی با استفاده از آزمون ریشه واحد در تلاطم پایداری تلاطمی در بازار بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شود. جدول (۴) نتایج آزمون ریشه واحد در تلاطم را در کل نمونه نشان می‌دهد. ضریب ϕ در تمام بازه‌های تاریخی زیاد ست. با این حال، احتمال پسین صحت فرضیه $\phi = 1$ که با π در جدول (۴) نشان داده شده است در تمام تاریخ‌ها کمتر از ۰/۵ است. بنابراین، $\text{Log}_{10}(\text{POR})$ که با استفاده از $\frac{\pi}{1-\pi} \times \text{Log}_{10}(\text{BF})$ بدست می‌آید متفاوت از $\text{Log}_{10}(\text{BF})$ خواهد بود. براساس این نتایج، هرچند پایداری تلاطمی بازار زیادست، اما؛ فرضیه $\phi = 1$ براساس هر دو معیار $\text{Log}_{10}(\text{POR})$ و $\text{Log}_{10}(\text{BF})$ تایید نمی‌شود.

جدول ۴. آزمون ریشه واحد در تلاطم بازار سهام کل نمونه داده‌ها

Table 4. Unit root test on stock market volatility of the entire data sample

داده‌ها	ϕ	π	$Log_{10}(BF)$	$Log_{10}(POR)$
۱۳۹۸-۱۴۰۲	۰/۸۱۱۵	۰,۳۵۲۹	-۳,۵۴	-۴,۶۷
۱۳۹۸-۱۴۰۰	۰/۸۶۷۴	۰۴۵۴	-۸,۶۱۴۴	-۹,۹۰۸۲
۱۴۰۰-۱۴۰۲	۰/۸۰۰۱	۰,۳۳۴	-۲,۶۸	-۳,۱۶

نتیجه‌گیری

نقش اساسی که تلاطم در بازارهای مالی ایفا می‌کند این است که با ریسک و نااطمینانی که ویژگی‌های کلیدی در سرمایه گذاری، مدیریت ریسک و تخصیص دارایی هستند مرتبط است. سرمایه‌گذاران از بازارهایی که تلاطم زیادیی دارند اجتناب می‌کنند و بازارهای با ثبات‌تر را ترجیح می‌دهند. درنتیجه، انتظار بر آن است که پایداری زیادی تلاطم در یک بازار منجر به کاهش بازده در آن بازار شود. دو منبع اصلی تلاطم در بازارهای سهام عبارتند از؛ میزان اطلاعات جدید در بازار و نااطمینانی کلان اقتصادی. اطلاعات مهم و نگرانی‌های جدید در مورد چشم انداز کلان اقتصادی می‌تواند به طور قابل توجهی بر قیمت سهام تأثیر بگذارد و به تلاطم بازار کمک کند. سرمایه‌گذاران به این عوامل توجه زیادی دارند. زیرا، می‌توانند انتظارات آنها و قیمت‌گذاری دارایی‌ها را تحت تاثیر قرار دهند.

در پژوهش حاضر، میزان پایداری تلاطم در بورس اوراق بهادر تهران با استفاده از دو الگو مختلف تلاطم تصادفی (SV و SVJ) اندازه‌گیری شد و پایداری حدی تلاطم که معادل وجود ریشه واحد در تلاطم است با استفاده از الگو SVJ مورد بررسی قرار گرفت. هر دو الگو SV و SVJ نشان دهنده آن بود که در هر سه بازه زمانی این پژوهش پایداری تلاطم زیادست. این ویژگی می‌تواند به علت بسته بودن ساختار بورس اوراق بهادر تهران روی دهد که درنتیجه آن جریان اطلاعات در بازار و جذب اطلاعات در قیمت‌های سهام به کندی صورت می‌گیرد. از سویی دیگر، تمرکز وزن بازار بر روی چند گروه اصلی نیز می‌تواند یکی دیگر از عوامل پایداری زیادی تلاطم در بورس اوراق بهادر تهران باشد. این حال، در دوره زمانی ۱۳۹۸–۱۴۰۰ درجه پایداری تلاطم اندکی از سایر دوره‌ها زیادتر بوده است که از مهمترین دلایل آن می‌توان به افزایش تعداد معامله‌گران غیرمنطقی در این بازه زمانی اشاره کرد. معامله‌گران غیرمنطقی این پتانسیل را دارند که پایداری تلاطم را تقویت کنند. شایان ذکر است که پایداری تلاطم در بورس اوراق بهادر تهران را نمی‌توان به تغییراتی که ماهیت دوره‌ای دارند (همچون افشای سود و تغییرات فصلی در عرضه و تقاضای برخی گروه‌های خاص بازار) نسبت داد. از سویی دیگر، نتایج حاصل از مقایسه تخمین‌های دو الگو SV و SVJ نشان دهنده آن است که وجود شناسه‌ی پرش برای الگوسازی تلاطم در بازده روزانه شاخص کل سهام تاثیر شدیدی بر محاسبه تلاطم در این بازار خواهد گذاشت و بنابراین، نادیده گرفتن این شناسه در الگوها می‌تواند به نتایج اشتباه بیانجامد. توجه به این نتیجه، برای طراحی استراتژی‌های پوشش ریسک و پیش‌بینی عملکرد آتی بازار ضروری است. در بخشی دیگر از این پژوهش، آزمون ریشه واحد در تلاطم نشان دهنده آن بود که با وجود پایداری تلاطمی زیاد، فرضیه وجود ریشه واحد تلاطمی رد می‌شود. بنابراین، فرضیه سقوط بلندمدت بازار درنتیجه پایداری حدی تلاطمی ($\phi = 1$) با استفاده از الگو SVJ تایید نمی‌شود. پیامد این موضوع آن است که امواج تلاطمی ناشی از شوک‌های منفی بر بازار سرمایه پایداری زمانی حدی نخواهد داشت و فعالیت بلندمدت سرمایه‌گذاران در این بازار با خطر جدی (سقوط‌های سنگین) مواجه نیست و از طرفی دیگر این بدان معناست که بازار بلافاصله به اطلاعاتی که به سیستم مالی می‌رسد واکنش نشان نمی‌دهد، بلکه به تدریج در طول زمان به آن واکنش نشان می‌دهد. بنابراین، این نتایج در کل شواهد منفی با دیدگاهی جدیدی برای فرضیه بازار کارآ ارائه می‌کنند. این موضوع در کنار پایداری زیادی تلاطمی سایر بازارها از جمله بازار ارز، اهمیت فراوانی پیدا می‌کند و نشان دهنده مزایای بلندمدت سرمایه‌گذاری در بازار سهام است.در نهایت پیشنهاد می شود تا سرمایه‌گذاران و فعالان بازار بر روی رویکرد سرمایه‌گذاری متنوع در این بازار تمرکز کنند تا ریسک ها روی هیچ بخش یا گروه بزرگی متمرکز نشود.

منابع

رستمی، مجتبی، و مکیان، سید نظام‌الدین (۱۳۹۹). مدل‌سازی تلاطم بازده سهام با روش مدل‌های فضای حالت غیرخطی

متقارن و نامتقارن: مطالعه موردی بورس تهران. *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۴۱)، ۱۹۷-۲۲۹.
http://dx.doi.org/10.21859/jemr.11.41.197

نیلچی، مسلم، فرید، داریوش، پیمانی، مسلم، و میرزایی، حمیدرضا (۱۴۰۱). بررسی پایداری تلاطم در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۲(۳۹)، ۹-۳۱. https://doi.org/10.52547/jfmp.12.39.9

References

Andersen, T. G., Chung, H. J., & Sørensen, B. E. (1999). Efficient method of moments estimation of a stochastic volatility model: A Monte Carlo study. *Journal of eEconometrics*, 91(1), 61-87. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00049-9

Bates, D. S. (1996). Jumps and stochastic volatility: Exchange rate processes implicit in deutsche mark options. *The Review of Financial Studies*, 9(1), 69-107. https://doi.org/10.1093/rfs/9.1.69

Bekaert, G., Engstrom, E., & Xing, Y. (2009). Risk, uncertainty, and asset prices. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 59-82. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.01.005

Bentes, S. R. (2022). On the stylized facts of precious metals' volatility: A comparative analysis of pre-and during COVID-19 crisis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 600, 127528. https://doi.org/10.1016/j.physa.2022.127528

Berger, J. O. (2013). *Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis*. Springer Science & Business Media.

Chib, S. (1995). Marginal likelihood from the Gibbs output. *Journal of the American Statistical Association*, 90(432), 1313-1321. https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1995.10476635

Chou, R.Y. (1988). Volatility Persistency and stock valuation: Some empirical evidence using GARCH. *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294. http://www.jstor.org/stable/2096644

Christiansen, C., Schmeling, M., & Schrimpf, A. (2012). A comprehensive look at financial volatility prediction by economic variables. *Journal of Applied Econometrics*, 27(6), 956-977. https://doi.org/10.1002/jae.2298

Cunado, J., Gil-Alana, L. A., & De Gracia, F. P. (2009). US stock market volatility persistence: Evidence before and after the burst of the IT bubble. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 33, 233-252.

Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5(1), 1-50. https://doi.org/10.1080/07474938608800095

Eraker, B., Johannes, M., & Polson, N. (2003). The impact of jumps in volatility and returns. *The Journal of Finance*, 58(3), 1269-1300. https://doi.org/10.1111/1540-6261.00566

Evgenidis, A. (2018). Do all oil price shocks have the same impact? Evidence from the euro area. *Finance Research Letters*, 26, 150-155. https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.12.013

Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, 383-417.

Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Rubin, D. B. (2004). *Bayesian data analysis*, 2nd ed. London: Chapman & Hall. https://doi.org/10.1201/9780429258411

Jacquier, E., Polson, N. G. and Rossi, P. E. (2004). Bayesian analysis of stochastic variance models with fat-tails and correlated errors. *Journal of Econometrics*, 12, 371-389. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2003.09.001

Jain, A., & Strobl, S. (2017). The effect of volatility persistence on excess returns. *Review of Financial Economics*, 32, 58-63. https://doi.org/10.1016/j.rfe.2016.11.003

Koutmos, G., Lee, U., & Theodossiu, P. (1994). Time-varying betas and volatility persistence in international stock markets. *Journal of Economics and Business*, 46(2), 101-112. https://doi.org/10.1016/0148-6195(94)90004-3

Li, Y., & Yu, J. (2010). A new Bayesian unit root test in stochastic volatility models. Retrived at: https://ink.library.smu.edu.sg/soe_research/1240/

Mandimika, N. Z., & Chinzara, Z. (2012). Risk–return trade-off and behaviour of volatility on the south african stock market: Evidence from both aggregate and disaggregate data. *South African Journal of Economics*, 80(3), 345-366. https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2012.01328.x

Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 41(5), 867-887.

Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*, 8(4), 323-361.

Muguto, L., & Muzindutsi, P. F. (2022). A comparative analysis of the nature of stock return volatility in BRICS and G7 markets. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(2), 85. https://doi.org/10.3390/jrfm15020085

Mukhodobwane, R. M., Sigauke, C., Chagwiza, W., & Garira, W. (2020). Volatility modelling of the BRICS stock markets. *Statistics, Optimization & Information Computing*, 8(3), 749-772.

https://doi.org/10.19139/soic-2310-5070-977

Nilchi, M., Farid, D., Peymani, M., & Mirzaei, H. (2022). Investigating the volatility persistence in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 12(39), 9-31. https://doi.org/10.52547/jfmp.12.39.9 [In Persian].

Pindyck, R. S., (1984), Risk, inflation, and the stock market, *American Economic Review*, 74, 335-351.

Poterba, J., Summers, L. (1986), The persistence of volatility and stock market fluctuations, *American Economic Review*, 76, 1142-1151.

Rostami, M., & Makiyan, S. N. (2020). Modeling stock return volatility using symmetric and asymmetric bonlinear state space models: Case of Tehran Stock Market. *Journal of Economic Modeling Research*, 11(41), 197-229. http://dx.doi.org/10.21859/jemr.11.41.197 [In Persian].

Shephard, N. (2005). *Stochastic Volatility: Selected Readings.* Oxford: Oxford University Press.

So, M. K. P. and Li, W. K. (1999). Bayesian unit-root testing in stochastic volatility models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(4), 491-496.

Talwar, M., Talwar, S., Kaur, P., Tripathy, N., & Dhir, A. (2021). Has financial attitude impacted the trading activity of retail investors during the COVID-19 pandemic?. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 58, 102341. https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2020.102341

Tanner, M. A., & Wong, W. H. (1987). The calculation of posterior distributions by data augmentation. *Journal of the American Statistical Association*, 82(398), 528-540. https://doi.org/10.1080/01621459.1987.10478458

Taylor, S. J. (1994). Modeling stochastic volatility: A review and comparative study. *Mathematical Finance*, 4(2), 183-204. https://doi.org/10.1111/j.1467-9965.1994.tb00057.x

Veronesi, P. (1999). Stock market overreactions to bad news in good times: a rational expectations equilibrium model. *The Review of Financial Studies*, 12(5), 975-1007. https://doi.org/10.1093/rfs/12.5.975

Wang, J. X., & Yang, M. (2018). Conditional volatility persistence. *Available at SSRN 3080693*. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3080693

Yong, L., & Zhang, J. (2014). Bayesian testing for jumps in stochastic volatility models with correlated jumps. *Quantitative Finance*, 14(10), 1693-1700. https://doi.org/10.1080/14697688.2014.916412