

Investigating the Volatility Persistence in Tehran Stock Exchange

Moslem Nilchi*, Daryush Farid**,

Moslem Peymany ***, Hamidreza Mirzaei****

Research Paper

Abstract

One of the important factors affecting the participation of investors in the stock market is the existence of information about the trends and price volatility of this market. In the past years, the economic sanctions and the Covid-19 epidemic have affected the Iran stock market. The continuous decrease of the stock market index is one of the consequences of volatility persistence waves caused by these events. Some financial theories have shown that the decline in stock prices can be caused by the existence of a unit root in the volatility of the market's price returns. In this research, the hypothesis of the drop in stock prices due to the presence of a unit root in the volatility was investigated with the data of the Tehran Stock Exchange index between 2016.September.21 to 2022.March.19 and using the stochastic volatility model introduced by Su and Lee (1999). The findings of this paper indicate that the posterior estimate of the coefficient of ϕ in the Stochastic volatility model is equal to one, therefore, it is not possible to reject the inappropriate performance of the market and the hypothesis of the fall of the Tehran Stock Exchange index as a result of the volatility persistence.

Keywords: Unit Root, Volatility Persistence, Stock Price Index, Stochastic Volatility.

Received: 2022.March.21, Accepted: 2022.September.27.

* Ph.D. Candidate in Financial Engineering, Yazd University, Yazd, Iran.

**Associate Prof, Department of Accounting and Finance, Yazd University, Yazd, Iran.

(Corresponding Author). E-mail: Fareed@yazd.ac.ir

***Assistant Prof, Department of Finance and Banking, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

****Assistant Prof, Department of Accounting and Finance, Yazd University, Yazd, Iran.



بررسی پایداری تلاطم در بورس اوراق بهادار تهران

مسلم نیلچی*، داریوش فرید**، مسلم پیمانی***، حمیدرضا میرزایی****

مقاله پژوهشی

چکیده

یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر مشارکت سرمایه‌گذاران در بازار سهام، وجود اطلاعات در مورد روند و تحولات تلاطم قیمت‌های این بازار است. در سال‌های گذشته تحریم‌های اقتصادی و شیوع همه‌گیری کووید-۱۹، بازار سهام ایران را دستخوش تلاطم نموده است. کاهش مداوم شاخص کل بازار سهام یکی از پیامدهای پایداری امواج تلاطمی ناشی از این وقایع است. برخی از تئوری‌های مالی نشان داده‌اند که کاهش قیمت‌های سهام می‌تواند ناشی از وجود ریشه واحد در تلاطم بازده قیمت‌های این بازار باشد. در پژوهش حاضر، فرضیه افت قیمت‌های سهام بدلیل وجود ریشه واحد در تلاطم، با داده‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در بازه ۵ مهر ۱۳۹۵ تا ۲۸ اسفند ۱۴۰۰ و با استفاده از مدل تلاطم تصادفی معرفی شده توسط سو و لی (۱۹۹۹) مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های پژوهش حاضر حاکی از آن است تخمین پسون ضریب پایداری در مدل تلاطم تصادفی برابر با یک می‌باشد. بنابراین، نمی‌توان عملکرد نامناسب بازار و فرضیه سقوط شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را بدلیل پایداری تلاطم رد کرد.

کلیدواژه‌ها: ریشه واحد؛ پایداری تلاطمی؛ شاخص کل قیمت‌های سهام؛ تلاطم تصادفی.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۰۱/۰۱، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۰۷/۰۵.

* دانشجوی دکتری مالی-مهندسی مالی، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

** دانشیار، بخش مالی و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. (نویسنده مسئول)

E-mail: Fareed@yazd.ac.ir

*** استادیار، گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

**** استادیار، بخش مالی و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران.

۱. مقدمه

بازار سهام نقش مهمی در هدایت منابع سرمایه‌ای دارد و به همین دلیل، بر رشد و توسعه اقتصادها تأثیرات غیرقابل انکاری خواهد داشت. مشارکت در بازار سهام یک تصمیم اقتصادی با اهمیت است [۱]. کاهش مشارکت در این بازار عواقب وخیم اقتصادی در کوتاه مدت (همچون تورم و کاهش ارزش پول ملی) و بلندمدت (کاهش رشد اقتصادی) خواهد داشت. یکی از عوامل تأثیرگذار بر مشارکت در بازار سهام، اطلاعات در مورد روند تلاطم قیمت بازار سهام است. مرتون^۱ (۱۹۸۰) تغییرات کلی قیمت‌های دارایی‌ها را ناشی از دو منبع (۱) تغییرات معمول ناشی از تحولات عرضه و تقاضا، تغییر در چشم انداز اقتصادی و ورود اطلاعات جدید حاصل از تغییرات نهایی در ارزش دارایی‌ها و (۲) تغییرات غیرعادی در قیمت دارایی‌ها، می‌داند [۲۳، ۲۴]. تحریم‌های اقتصادی و وقوع بیماری‌های همه‌گیری همچون کووید-۱۹^۲ با ایجاد شوک‌های تلاطمی پایدار می‌توانند منجر به تغییرات غیرعادی در قیمت‌های سهام شوند و اثرات منفی بر بازار سهام برجای بگذارند. این تغییرات غیرعادی در قیمت‌ها، می‌تواند استراتژی‌های پوشش ریسک و سفته‌بازی را دستخوش تغییرات کند [۳]. در نتیجه‌ی چنین رخدادهایی، ریسک‌های بازار افزایش یافته و جذابیت بازار سهام را کاهش خواهد داد. بنابراین، مطالعه اثر ریسک‌های سیاسی و رویداد بر روند قیمت‌های سهام بسیار مهم است.

پایداری تلاطمی^۳ قیمت‌های سهام بیش از دو دهه مورد توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران بوده است. اولین بار مالکیل^۴ (۱۹۷۹) و پیندیک^۵ (۱۹۸۴) پایداری تلاطمی و ارتباط آن را با قیمت‌های سهام بررسی کردند. آن‌ها بر این عقیده بودند که کاهش قیمت‌های سهام نتیجه روند صعودی تلاطم در این بازار است. در این زمینه پیندیک استدلال می‌کند که واریانس بازده نهایی ناخالص حقیقی^۶ سرمایه شرکت‌ها از سال ۱۹۶۵ به طور قابل توجهی افزایش یافته است. این امر ریسک نسبی بازده حقیقی خالص^۷ سرمایه‌گذاران در نگهداری سهام را افزایش داده است که به نوبه خود می‌تواند بخش بزرگی از کاهش قیمت سهام را توضیح دهد [۳۰، ۲۱]. بلک^۸ (۱۹۷۶) در مطالعه‌ای نشان داد که بازده سهام به شدت با تغییرات در تلاطم همبستگی منفی دارد [۴]. اولین مطالعه مدون در زمینه بررسی فرضیه مالکیل (۱۹۷۹) و پیندیک (۱۹۸۴) توسط پوتربا و

^۱. Merton

^۲. COVID-19

^۳. Volatility Persistence

^۴. Malkiel

^۵. Pindyck

^۶. Real Gross Marginal Return

^۷. Net Real Return

^۸. Black's

سامرز^۱ (۱۹۸۶) با آزمایش ویژگی تلاطمی سری‌های زمانی بازده سهام انجام شد. در این پژوهش آن‌ها استدلال می‌کنند که شوک‌های ناشی از تلاطم باید برای مدت بسیار طولانی ادامه داشته باشد تا تلاطم تأثیر قابل توجهی بر قیمت سهام گذارد. اگر شوک‌های ناشی از تلاطم فقط گذرا باشد، هیچ تعدیلی در نرخ تنزیل مورد انتظار بازار انجام نخواهد شد. بنابراین، بازده مورد انتظار سهام تحت تأثیر حرکت تلاطم قرار نمی‌گیرد. از این رو با رد تجربی خاصیت تداوم با استفاده از برخی معیارهای تلاطم، فرضیه مالکیل و پیندیک را رد می‌کنند. معیارهای تلاطمی که آن‌ها برای آزمون ریشه واحد استفاده می‌کنند عبارتند از: ۱) میانگین ماهانه واریانس نمونه داده‌های روزانه سهام و ۲) واریانس ضمنی^۲ از شاخص بورس مشتقات شیکاگو که یک معیار پیش از وقوع^۳ است. نتیجه آن بررسی رد وجود ریشه واحد برای هر دو معیار بود [۳۱]. پاگان و اله^۴ (۱۹۸۸) نشان می‌دهند که برآوردگر تلاطمی پوتربا و سامرز (۱۹۸۶) سازگار نیست [۲۷]. چو^۵ (۱۹۸۸) در پژوهشی، پایداری تلاطمی را با استفاده از مدل IGARCH بررسی نمود [۸]. وی نتیجه می‌گیرد که تلاطم بازار سهام حاوی ریشه واحد است. هنگامی که یک ریشه واحد در تلاطم وجود داشته باشد، یک سرمایه‌گذار منطقی باید به طور دائمی وزن دارایی‌ها را هر زمان که یک شوک تلاطمی وارد می‌شود تغییر دهد. در سایر بازارهای استراتژیک، ویژگی پایداری تلاطمی قیمت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است [۲۶, ۳۲, ۴۱].

در پژوهش حاضر به منظور بررسی و آزمون ریشه واحد در تلاطم که پیچیدگی آن به دلیل وجود مدل‌های غیرخطی بسیار بیشتر از سایر مدل‌های سری زمانی است از رویکرد بیزی دو مرحله‌ای معرفی شده توسط سو و لی^۶ (۱۹۹۹) که به اختصار SL (۱۹۹۹) خوانده می‌شود استفاده شد. هدف اصلی از این پژوهش، آزمون فرضیه سقوط شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به دلیل پایداری بالای تلاطمی می‌باشد که در ادبیات داخلی بدان توجه نشده است. در ادامه ساختار این پژوهش عبارت است از:

در بخش دوم مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش و در بخش سوم روش‌شناسی و نحوه برآورد و آزمون فرضیه ارائه شده است، در بخش چهارم یافته‌های تجربی مورد بحث قرار گرفت و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

^۱. Poterba and Summers

^۲. Implied Variance

^۳. Ex Ante

^۴. Pagan and Ullah

^۵. Chou

^۶. So & Li

با توجه به این واقعیت که تلاطم دارایی‌های مالی معمولاً بسیار پایدار است، مدل‌های اقتصادسنجی که امکان یک ریشه واحد در تلاطم را فراهم می‌کنند؛ ایجاد شده‌اند. اگر یک ریشه واحد در تلاطم وجود داشته باشد، پیچیدگی مدلسازی کلاسیک، که مبتنی بر نظریه مجانبی است، استفاده از آن را در عمل دشوار می‌کند. دشواری توسعه نظریه مجانبی برای مدل‌های غیرخطی با ریشه واحد در پژوهش‌های پارک و فیلیپس^۱ (۲۰۰۱) و بندی^۲ و فیلیپس (۲۰۰۳) آشکار است [۲, ۲۸].

اهمیت وجود ریشه واحد در قیمت‌های سهام را پوتربا و سامرز (۱۹۸۷) برای اولین بار مورد تاکید قرار دادند. آن‌ها چارچوب نظری دقیقی را برای چنین بررسی فراهم نمودند. در چارچوب روش آن‌ها فرض بر این است که قیمت سهام با فرمول ارزیابی استاندارد دارایی ریسکی مطابقت دارد. در نتیجه، فرض می‌شود قیمت سهام ملزومات استاندارد زیر را برآورده می‌سازد [۳۱]:

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

در این رابطه r, p, d و α به ترتیب عبارتند از سود سهام، قیمت‌های سهام، نرخ بهره بدون ریسک و صرف ریسک سهام. رابطه (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

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

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

معادله (۲) را با اندکی تغییرات می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

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

رابطه (۳) بیان می‌کند قیمت سهام، ارزش فعلی جریان‌های سود سهام مورد انتظار است. در این معادله واضح است که قیمت سهام به پرداخت سود سهام مورد انتظار پاسخ مثبت و به تغییرات نرخ بهره بدون ریسک و صرف ریسک واکنش منفی نشان می‌دهد. با فرض ثابت بودن نرخ بهره بدون ریسک، عبارت فوق را می‌توان حول مقدار میانگین صرف ریسک یا $\bar{\alpha}$ به صورت زیر خطی سازی کرد:

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

که

^۱. Park & Phillips

^۲. Bandi

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

می‌باشد. رابطه (۴) قیمت‌های فعلی سهام را به عنوان تابعی خطی از صرف ریسک مورد انتظار بیان می‌کند. اگر نرخ رشد سود تقسیمی را به صورت مقدار ثابت g در نظر بگیریم به گونه‌ای که $E_t(d_{t+i}) = (1+g)^i d_t$ باشد آنگاه رابطه (۵) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_t}{\partial \alpha_{t+i}} &= \frac{-d_t(1+g)^i}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+2}} \\ &\times \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(1+g)^k}{(1+r+\bar{\alpha})^k} \\ &= \frac{-d_t(1+g)^i}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1}(r+\bar{\alpha}-g)} \end{aligned} \quad \text{رابطه (۶)}$$

اکنون باید رابطه بین تلاطم بازده و صرف ریسک سهام را مشخص نمود. مرتون^۱ (۱۹۸۰) یک رابطه خطی بین صرف ریسک، α_t ، و واریانس بازده حقوق صاحبان سهام استخراج به صورت زیر استخراج کرده است [۲۳]:

$$\alpha_t = \gamma h_t, \quad \text{رابطه (۷)}$$

پارامتر γ تابعی از ضرایب ریسک‌گریزی نسبی سرمایه‌گذاران است. برای مطالعه تأثیر تغییرات تلاطم بر P_t ، باید تکامل h_t مشخص شود. بدین منظور، هاروی و همکاران (۱۹۹۴) یک آزمون ریشه واحد کلاسیک را با تخمین پایداری تلاطم در فرآیند لگاریتم مربع بازده پیشنهاد نمودند [۱۵]. همانگونه که لی و یو^۲ (۲۰۱۲) بیان می‌کنند، چنین آزمونی دو مشکل اساسی دارد: (۱) ضریب پایداری تلاطم با کارایی کمتری برآورد می‌شود، (۲) تمام آزمون‌های ریشه واحد کلاسیک از اعوجاج‌های اندازه بزرگ رنج می‌برند، زیرا فرآیند لگاریتم مربع بازده از مدل $ARMA(1,1)$ با ریشه MA منفی بزرگ پیروی می‌کند [۲۰]. این مشکل در ادبیات ریشه واحد به خوبی شناخته شده است [۳۵]. برای غلبه بر مشکل دوم، رایت^۳ (۱۹۹۹) استفاده از آزمون ریشه واحد پرون و ان. جی^۴ (۱۹۹۶) را پیشنهاد کرد [۲۹]، که در آن اعوجاج شدید در اندازه تلاطم به خوبی کاهش می‌یابد، اگرچه هنوز برخی اعوجاج‌ها در برخی تنظیمات پارامتر باقی مانده است [۳۹].

یک روش جایگزین استفاده از مدل تلاطم تصادفی^۵ (SV) است. در مدل SV ، اغلب فرض می‌شود که تلاطم از یک فرآیند $AR(1)$ با ضریب خودرگرسیون ϕ تبعیت می‌کند. در این

^۱. Merton

^۲. Li & Yu

^۳. wright

^۴. Perron & Ng

^۵ Stochastic Volatility

حالت آزمون ریشه واحد عبارت است از آزمون $\phi = 1$. تخمین ϕ با این واقعیت که تلاطم متغیر پنهان است پیچیده خواهد شد. در سال‌های اخیر، روش‌های تخمین متعددی برای تخمین مدل SV توسعه یافته‌اند [۳۷]. در این پژوهش از یک فرآیند SV-AR(1) به صورت زیر استفاده خواهد شد:

$$h_t = \phi h_{t-1} + \mu_t, \quad \text{رابطه (۸)}$$

در نتیجه مقادیر α_t نیز از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند:

$$\alpha_t = \gamma p_0 + \phi \alpha_{t-1} + \eta_t, \quad \text{رابطه (۹)}$$

که در آن $\eta_t = \gamma \mu_t$ است. نوآوری این پژوهش در این است که برخلاف مدل‌های پایداری تلاطمی که تاکنون معرفی یا به کار گرفته شده است، به منظور ارزیابی فرضیه $\phi = 1$ از یک مدل تلاطم تصادفی سو و لی (۱۹۹۹) استفاده شد. این پژوهشگران به منظور برآورد سازگار و کارا ضریب پایداری تلاطم، آزمون ریشه واحد بیزی را بر اساس فاکتور بیز^۱ (BFs) پیشنهاد نمودند. این آزمون در دو مرحله اجرا شده است. در مرحله اول، دو مدل رقیب با روش شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکوفی مونت کارلو^۲ (MCMC) برآورد می‌شوند.^۳ در مرحله دوم، BF از نمونه‌های MCMC به دست می‌آید [۳۷]. BF یک آمار بسیار مهم در ادبیات بیزی است و به عنوان استاندارد طلایی برای آزمایش و مقایسه مدل بیزی برای مدت طولانی عمل کرده است [۱۷، ۱۳]. بنابراین، مقدار میانگین α_t برابر با $\bar{\alpha} = \frac{\gamma p_0}{(1-\rho_1)}$ است و $\alpha_t - \bar{\alpha}$ مطابق با رابطه زیر تغییر می‌کند:

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

از رابطه (۱۰) نتیجه می‌شود که $E_t(\alpha_t - \bar{\alpha}) \phi^i (\alpha_t - \bar{\alpha})$ این نتیجه را می‌توان همراه با معادله (۶) برای ساده کردن (۴) استفاده کرد:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_t(d_{t+i})}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1}} - \sum_{i=0}^{\infty} \frac{d_r(1+g)^i \phi^i (\alpha_t - \bar{\alpha})}{(1+r+\bar{\alpha})^{i+1} (r+\bar{\alpha}-g)} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$= \frac{d_t}{r+\bar{\alpha}-g} - \left[\frac{1}{1+r+\bar{\alpha}-\phi(1+g)} \right]$$

$$\times \left[\frac{d_t}{r+\bar{\alpha}-g} \right] (\alpha_t - \bar{\alpha}) = \bar{P}_t + \frac{\partial P_t}{\partial \alpha_t} (\alpha_t - \bar{\alpha}),$$

آخرین عبارت تأثیر شوک‌های صرف ریسک را بر قیمت سهام نشان می‌دهد. با استفاده از این واقعیت که $\frac{\partial P_t}{\partial h_t} = \left(\frac{\partial P_t}{\partial \alpha_t} \right) \left(\frac{\partial \alpha_t}{\partial h_t} \right)$ خواهیم داشت:

^۱. Bayes Factors

^۲. Markov chain Monte Carlo

^۳ روش MCMC تخمین کارآمدتری از ϕ را نسبت به برآورد حداقل مربعات ϕ در فرآیند لگاریتم مربع بازده ارائه می‌دهد، مشروط بر اینکه مدل مشخص شده اصلاح شود.

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

با ضرب کردن هر دو طرف رابطه (۱۲) در $\frac{h_t}{P_t}$ به نتیجه زیر خواهیم رسید:

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

که در آن λ_t بازده سود سهام، $\frac{d_t}{P_t}$ است. از آنجایی که $\alpha_t = \gamma h_t$ و $\lambda_t = (r+\bar{\alpha}-g)$ ، مشتق رابطه (۱۳) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{\partial \log P_t}{\partial \log h_t} = \frac{-\bar{\alpha}}{[1+r+\bar{\alpha}-\phi(1+g)]}, \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

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

در ادامه این بخش مهمترین پژوهش‌هایی که در زمینه پایداری تلاطم انجام شده است، ارائه می‌شود.

پوتربا و سامرز (۱۹۸۶) در پژوهشی با عنوان "پایداری تلاطم و نوسانات بازار سهام" به بررسی اثرگذاری پایداری تلاطم بر بازار سهام S&P پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که علت تغییرات چشمگیر در قیمت‌های سهام با پایداری تلاطم مرتبط نیست [۳۱].

چو (۱۹۸۸) در پژوهشی با عنوان "پایداری تلاطم و ارزش‌گذاری سهام: برخی شواهد تجربی با استفاده از GARCH" با استفاده از روش شناسی GARCH و مدل IGARCH به بررسی مجدد فرضیه مطرح شده توسط پوتربا و سامرز (۱۹۸۶) پرداخت [۸].

بنتس^۱ (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان "چگونه کووید-۱۹ بر پایداری بازار سهام اثر گذاشته است؟ شواهدی از بازار سهام هفت کشور صنعتی" بررسی می‌کند که چگونه همه‌گیری کووید-۱۹ بر پایداری تلاطم در بازارهای سهام G7 تأثیر گذاشته است. وی بر اساس داده‌های روزانه، کل نمونه را با توجه به نقاط شکست آن به دو نمونه فرعی تقسیم می‌کند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شکست‌ها در ضریب پایداری، دقیقاً پس از اعلام همه‌گیری کووید-۱۹ توسط سازمان جهانی بهداشت رخ داده‌اند. بنتس نتیجه می‌گیرد که در دوره فرعی اول بازار نسبتاً آرام است، اما در دوره دوم که مصادف با شیوع همه‌گیری است، سطوح بالاتری از تلاطم را نشان می‌دهد همچنین نتایج او نشان داد که FIGARCH بهترین مدل برای توصیف داده‌ها و درجه پایداری است [۳].

^۱. Bentes

در مورد سایر بازارها که از روش مشابهی برای بررسی پایداری تلاطمی استفاده شده است می‌توان به پژوهش‌های زیر اشاره کرد:

زاوادسکا و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل‌های GARCH الگوهای تلاطمی که بر قیمت‌های اسپات و آتی نفت خام برنت در طول چهار بحران عمده که به طور قابل توجهی بر بازارهای نفت تأثیر گذاشت (جنگ اول خلیج فارس ۱۹۹۰، بحران مالی آسیا ۱۹۹۷، حمله تروریستی یازده سپتامبر در سال ۲۰۰۱ و بحران مالی جهانی ۲۰۰۸)، مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که در طول بحران‌هایی که به طور مستقیم با اختلالات عرضه/تقاضای نفت مرتبط است اندازه تلاطم بالا بوده و در طول بحران‌های مالی/اقتصادی پایداری تلاطمی بالا است. به عبارت دیگر، نتایج آن‌ها نشان دهنده آن است که پایداری تلاطمی زمانی که عدم قطعیت ناشی از بی‌ثباتی اقتصادی و مالی جهانی وجود دارد، یک مسئله کلیدی است [۴۱].

اوزدمیر و همکاران (۲۰۱۳) پایداری تلاطم قیمت اسپات و قیمت آتی نفت برنت را از دهه ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۱۱ بررسی نمودند. آن‌ها دریافتند که تلاطم در هر دو نوع قیمت‌های اسپات و آتی بسیار پایدار است. یافته‌های آن‌ها همچنین نشان داد که قیمت‌های اسپات و آتی می‌توانند در بلندمدت به شکل غیرقابل پیش‌بینی تغییر کنند [۲۶].

در ادبیات داخلی در زمینه پایداری تلاطم پژوهشی صورت نگرفته است اما می‌توان به تعدادی از پژوهش‌هایی که از مدل‌های تصادفی استفاده نموده‌اند اشاره داشت:

فرهادیان^۱ و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود با استفاده از مقایسه مدل‌های تلاطمی تغییر رژیم مارکوفی و SV به اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک بورس اوراق بهادار تهران پرداختند [۱۰].

رستمی و مکیان^۲ (۲۰۲۰) با استفاده از مدل SV و SV با اثرات اهرمی رفتار پویای تلاطم در ۵۰ شرکت فعال در بازار سهام تهران را مدل‌سازی و پیش‌بینی کرده‌اند. آن‌ها ضریب ϕ را در هر دو مدل به ترتیب برابر با ۰٫۹۴ و ۰٫۹۴۶۱ تخمین می‌زنند که بسیار نزدیک به یک است و اختلاف ناچیز آن می‌تواند تصادفی باشد [۳۳].

با توجه به مطالب ذکر شده در این قسمت می‌توان گفت بررسی پایداری شوک‌های تلاطم بازار سهام در ادبیات مالی داخلی مورد غفلت واقع شده است. بر این اساس در پژوهش حاضر به منظور مدل‌سازی تلاطم و بررسی پایداری آن از مدل SV استفاده می‌شود زیرا بر اساس نتایج پژوهش‌های کیم^۳ و همکاران (۱۹۹۸) و یو^۴ (۲۰۰۲) در این مدل، تلاطم به شکل یک فرایند تصادفی پنهان مدل‌سازی می‌شود تا یک تابع قطعی [۵، ۲۳، ۳۴، ۳۸، ۱۳، ۴۱، ۱۸].

^۱. Farhadian

^۲. Rostami & Makiyan

^۳. Kim

^۴. Yu

بر اساس مبنای نظری و پیشینه پژوهش ارائه شده، آزمون ریشه واحد تلاطم به ویژه در دوره‌های بحرانی بازار برای ارائه شواهد تجربی در مورد روند تلاطم ضروری است. این موضوع به خاطر آن است که طراحی استراتژی‌های مدیریت و کنترل ریسک و همچنین قیمت‌گذاری سهام به این پدیده مرتبط است. بر این اساس، فرضیه اصلی این پژوهش عبارت است از: در دوره تحریم‌های اقتصادی و همه‌گیری کووید-۱۹ تلاطم در بورس اوراق بهادار تهران حاوی ریشه واحد ($\phi = 1$) است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- داده‌های مورد مطالعه.

برای پژوهش حاضر از داده‌های روزانه شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۵ مهرماه ۱۳۹۵ تا ۲۸ اسفند ۱۴۰۰ استفاده شده است.

۳-۲- آزمون ریشه واحد در تلاطم با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی.

توزیع شرطی بازده سهام مشروط به تلاطم را که متغیری پنهان است را می‌توان به شکل زیر بیان کرد:

$$y_t | V_t = \varepsilon_t = V_t^{0.5} v_t, \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

که $v_t \sim N(0, 1)$ است. تکنیک‌های فضا حالتی که در مدل‌های SV برای مدل‌سازی تغییرات واریانس بسیار مورد استفاده قرار می‌گیرد شامل یک معادله حالت مارکوفی است [۱۵، ۱۶]. با قرار دادن $h_t = \text{Log}(V_t)$ و فرض تبعیت مقدار اولیه h_1 از یک توزیع $\text{AR}(1)$ ما نا خواهیم داشت:

$$(i) y_t = V_t^{0.5} v_t = \exp\left(\frac{h_t}{2}\right) v_t \rightarrow \text{Signal} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

$$(ii) h_t = \mu + \phi(h_{t-1} - \mu) + \sigma_\omega \omega_t, t > 1 \\ \rightarrow \text{eq; state - space}$$

$$(iii) h_1 \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_\omega}{1 - \phi^2}\right)$$

$$(v) \begin{pmatrix} v_t \\ \omega_t \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}\right)$$

در این رابطه، v_t و ω_t که در طول زمان می‌توانند مستقل یا غیر مستقل از همدیگر باشند دو نوع شوک در دینامیک بازده دارایی می‌باشند. فرآیند $h = \{h_1, h_2, \dots, h_n\}$ که در معادلات (ii) و (iii) رابطه (۱۶) ظاهر می‌شود غیر قابل مشاهده است. همچنین در رابطه فوق h_1 (مقدار اولیه لگاریتم تلاطم) مطابق توزیع یک فرآیند $\text{AR}(1)$ توزیع شده است. شایان ذکر است که در

معادله (ii) رابطه‌ی (۱۶) پارامتر μ میانگین لگاریتم واریانس و σ_ω انحراف استاندارد شوک وارد آمده بر لگاریتم تلاطم را نشان می‌دهند.

ضریب ϕ در معادله (ii) رابطه (۱۶) که معادله تغییر تلاطم است، پایداری در تلاطم را اندازه‌گیری می‌کند. هدف اصلی این پژوهش آزمون فرضیه $\phi = 1$ در مقابل فرضیه $\phi < 1$ است. سو و لی (۱۹۹۹) آزمونی را با تخمین دو مدل رقیب بر مبنای فرضیه‌های آزمون با استفاده از الگوریتم MCMC نمونه‌گر گیس، پیشنهاد کرد. این روش مبتنی بر شبیه‌سازی بیزی، نمونه‌هایی را از توزیع پسین مشترک پارامترها و تلاطم پنهان تولید می‌کند. پس از آن، نسبت شانس پسین با استفاده از روش راستنمایی حاشیه‌ای چیب^۲ (۱۹۹۵) [۷] محاسبه می‌شود.

تخمین بیزی مدل‌ها براساس محاسبه توزیع پسین بردار پارامتر $\theta = (\mu, \phi, \sigma_\omega)$ صورت می‌گیرد که با استفاده از قضیه بیز بدست می‌آید. براساس این قضیه، چگالی پسین یک پارامتر متناسب با حاصل ضرب چگالی پیشین در تابع لگاریتم راستنمایی تغییر می‌کند یا:

$$P(\theta, h|y) = C \prod_{i=1}^n P(y_i|\theta)P(\theta, h), y_i \in \mathbb{R} \wedge \theta \in \Omega \in \mathbb{R}^m \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

در رابطه (۱۷) فرض شده است که متغیر تصادفی y یک متغیر تصادفی پیوسته و فضای پارامتر بردار پارامترهای θ مجموعه $\Omega \in \mathbb{R}^m$ است. اجزا تشکیل دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند عبارتند از:

▪ در رابطه (۱۷) عبارت $P(\theta)$ احتمال حاشیه‌ای بردار θ است که چگالی پیشین^۳ نامیده می‌شود و نااطمینانی پژوهشگر را درباره مقادیر پارامترهای θ پیش از مشاهده داده‌ها را بیان می‌کند. چگالی پیشین مشترک به صورت زیر فرض شده است:

$$P(\theta, h_0, \dots, h_n) = P(\theta)P(h_0|\theta) \prod_{t=1}^n P(h_t|h_{t-1}, \theta) \quad \text{رابطه (۱۸)}$$

به منظور ساده‌سازی بیشتر با تبعیت از کیم و همکاران^۴ (۱۹۹۸) استقلال مولفه‌های بردار پارامترهای θ را فرض می‌گیریم.^۵ لذا، در این حالت توزیع θ به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$P(\theta) = P(\mu)P(\phi)P(\sigma_\omega), \quad \text{رابطه (۱۹)}$$

^۱. Hyper Parameter

^۲. Chib

^۳. Prior Density

^۴. Kim

^۵. در صورت عدم استفاده از فرض استقلال پارامترها باید توزیع مشترک آن‌ها به صورت $P(\theta) = P(\mu, \phi, \sigma_\omega)$ بیان شود که استنباط بیزی را بیش از حد پیچیده می‌کند.

- عبارت $\prod_{i=1}^n P(y_i|\theta, h)$ احتمال شرطی داده‌های $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ به شرط بردار پارامتر θ است که تابع راست‌نمایی^۱ نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.
 - $P(\theta, h|y)$ چگالی شرطی θ به شرط مصادیق نمونه تصادفی $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ است که چگالی پسین^۲ θ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر θ پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند.
- توزیع پسین $P(\theta, h|y)$ را با استفاده از روش MCMC تقریب می‌زنند. دو تکنیک معروف MCMC برای نمونه‌گیری از توزیع هدف عبارتند از (۱) متروپولیس-هستینگ^۳ و (۲) نمونه‌برداری گیبس^۴ [۱۲]. در این پژوهش از روش نمونه‌برداری گیبس به منظور نمونه‌گیری از توزیع پسین چندبعدی پارامترها استفاده شده است.
- این روش برای نمونه‌گیری از توزیع هدف $P(\theta, h|y)$ از تکنیک‌های زنجیره مارکوف استفاده می‌کند که هر نمونه تنها به نمونه ماقبل آخر بستگی دارد. با تقریبی از توزیع هدف آغاز می‌کند و در هر گام از روش دنباله‌ای که بکار می‌برند تقریبش را بهبود می‌بخشد. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک^۵ بودن، توزیع مانای همگرا به توزیع هدف به دست خواهد داد. بدین معنا که با ادامه تکرارها، خواص زنجیره‌های مارکوف دچار جهش و تغییر نمی‌شود و تمام سطح زیر یک توزیع را شبیه‌سازی می‌کند. همچنین شبیه‌سازی توزیع تحت تاثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد.
- الگوریتم نمونه‌برداری گیبس بر مفهومی که توزیع تمام شرطی^۶ نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها و متغیرهای پنهان به جز پارامتر یا متغیر پنهانی که بر آن تمرکز داریم را ثابت نگه می‌داریم. بدین ترتیب به منظور تخمین توزیع پسین حاشیه‌ای مولفه‌های مختلف مدل‌های تلاطم تصادفی با استفاده از نمونه‌برداری گیبس به صورت زیر عمل خواهیم کرد:
- $$\theta^{(i)} \sim P(\theta|y, h^{(i-1)}) \rightarrow 1$$
- $$h^{(i)} \sim P(h|y, \theta^{(i)}) \rightarrow 2$$
- و با ادامه دادن این کار به تعداد تکرارهای دلخواه، حجم مطلوب نمونه برای تخمین توزیع پسین h و ψ و گشتاورهای پسین نمونه‌ای متناظر آن‌ها به دست می‌آید [۲۵].

^۱. Likelihood Function

^۲. Posterior Probability

^۳. Metropolis-Hasting

^۴. Gibbs sampling

^۵. Ergodic

^۶. Full Conditional Distribution

۳-۳- گزینش مدل با استفاده فاکتور بیزی.

به منظور توضیح آزمون ریشه واحد SL (۱۹۹۹) با استفاده از BF^۱، فرض می‌کنیم که M_0 مدل فرموله شده با فرض برقراری فرضیه صفر باشد (یعنی $\phi = 1$)، M_1 مدل فرموله شده تحت فرضیه رقیب (یعنی ϕ پارامتر ناشناخته است)، $P(M_k)$ چگالی پیشین مدل k ، $P(y|M_k)$ راستنمایی حاشیه‌ای مدل k و $P(M_k|y)$ چگالی پسین مدل k است که در آن $k = 0, 1$ می‌باشد. تحت چارچوب بیزی، آزمایش فرضیه صفر وجود ریشه واحد در مقابل فرضیه رقیب مانایی معادل با مقایسه مدل، M_0 در مقابل M_1 است. به منظور ارائه نمای کلی از مقایسه مدل بیزی فرض می‌کنیم که تعداد $\{M_j\}_{j=1}^2$ مدل در دسترس باشد، محاسبه چگالی پسین j امین مدل به شرط داده‌ها به صورت زیر صورت می‌پذیرد:

$$P(M_j|y) = \frac{P(y|M_j)P(M_j)}{\int_{k \in M} P(y|M_k)P(M_k)dM} \quad \text{رابطه (۲۱)}$$

با استفاده از تعریف نسبت R_{ji} که نسبت احتمالات پسین محاسبه شده مدل‌های رقیب i و j بر اساس رابطه‌ی فوق است، می‌توانیم معیاری احتمالی برای مقایسه مدل‌های رقیب به صورت زیر فراهم آورد:

$$R_{ji} = \frac{P(M_j|y)}{P(M_i|y)} = \frac{P(M_j)P(y|M_j)}{P(M_i)P(y|M_i)} \quad \text{رابطه (۲۲)}$$

$$BF_{ji} = \frac{P(y|M_j)}{P(y|M_i)}$$

که در آن عبارت

$$P(y|M_k) = \int P(y|\theta_k, M_k)P(\theta_k|M_k)d\theta_k \quad \text{رابطه (۲۳)}$$

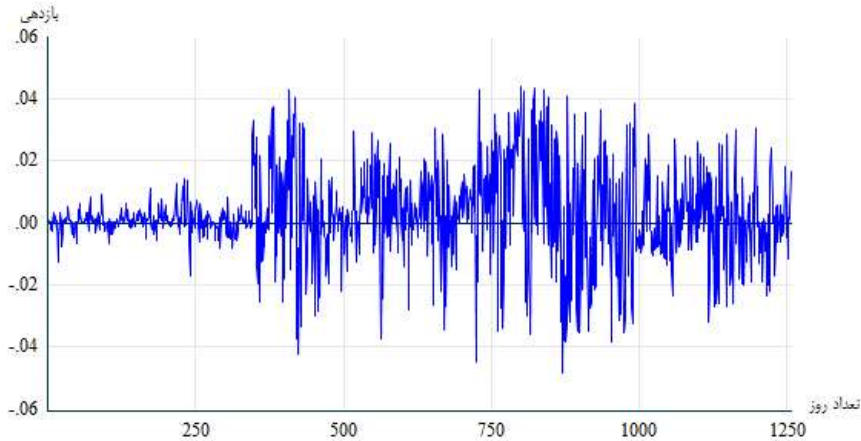
تابع راستنمایی حاشیه‌ای^۲ مدل M_k ($k=0, 1$) است. این راستنمایی حاشیه‌ای را می‌توان به عنوان پیش‌بینی چگالی داده‌ها تحت صحت مدل M_k که با استفاده از داده‌های مشاهده شده واقعی y ارزیابی می‌شود تفسیر کرد. بنابراین، اگر داده‌های مشاهده‌شده احتمالاً توسط مدل M_k ایجاد باشند، راستنمایی حاشیه‌ای مرتبط با آن مدل بزرگ خواهد بود. از آنجایی که راستنمایی حاشیه‌ای اساساً یک ارزیابی پیش‌بینی چگالی است، برای پیچیدگی مدل یک جریمه داخلی دارد. همچنین زمانی که $BF_{ji} \geq 1$ نشان دهنده آن است که به‌ازای داده‌های معلوم y و پیشین‌های $P(M_j)$ و $P(M_i)$ مدل j با احتمال بیش‌تری به‌طور دقیق‌تری پدیده تحت بررسی را نسبت به مدل i بررسی می‌کند (در صورت تساوی $P(M_j) = P(M_i)$). بنابراین، این روش معیاری از عملکرد مدل‌ها را نسبت به هم به دست می‌دهد [۱۷، ۱۱].

^۱. Bayesian Factor

^۲. Marginal Likelihoods

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

نمودار (۱) بازدهی شاخص کل قیمت‌های بورس اوراق بهادار تهران را در فاصله زمانی ۵ مهر ۱۳۹۵ تا ۲۸ اسفند ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. نوسان‌های بازده و دامنه‌های متفاوت تغییرات آن نشان‌دهنده وجود نوعی وابستگی در تلاطم بازدهی است. همانگونه که از نمودار (۱) مشخص است با وجود تغییرات تصادفی زیاد در بازدهی شاخص کل قیمت و وجود تلاطم‌های بزرگ، سری زمانی به میانگین غیرشرطی باز می‌گردد.



نمودار ۱. بازدهی شاخص کل قیمت‌های بورس اوراق بهادار تهران

جدول (۱) شاخص‌های توصیفی اطلاعات حاصل از نمونه‌ی داده‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. براساس نتایج ارائه شده در جدول (۱) ضریب چولگی برابر ۰,۰۳۳۶ که بیان‌کننده وقوع سودهای بزرگ با احتمال کم است و ضریب کشیدگی برابر ۴,۱۷۴ که بیانگر وقوع بازده‌های شدید مثبت و منفی در این بازار است.

جدول ۱. آمار توصیفی بازده شاخص کل

	کشیدگی	چولگی	انحراف استاندارد	کمترین	بیشترین	میانگین
بازدهی شاخص کل	۴,۱۷۴	۰,۰۳۳۶	۰,۰۱۳۹۸	-۰,۰۴۸۲۷۷	۰,۰۴۳۷۸۸	۰,۰۰۲۲۷۳

همچنین با استفاده از تولید ۱۰ زنجیره مارکوفی به طول هر کدام ده هزار شبیه‌سازی MCMC، یافته‌های تخمین پسین پارامترهای مدل SV بدست آمده است. نتایج نهایی براساس میانگین پسین و انحراف استاندارد برای هر ضریب در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲) نشان می‌دهد که ضریب پایداری تلاطم در بورس اوراق بهادار تهران، برابر با ۰,۹۹۲۷ می‌باشد که بسیار نزدیک به یک است. این بدان معناست که در صورت وقوع یک جریان تلاطمی در بازار سهام، بازار به سادگی به ثبات نمی‌رسد. در نتیجه، تلاطم نقش پررنگی در تعیین

قیمت سهام خواهد داشت [۳۱]. همچنین انحراف استاندارد معادله تلاطم (σ_ω) عدد کوچکی است که تطابق مناسب داده‌های بازده شاخص کل قیمت‌های بورس اوراق بهادار تهران را با مدل SV نشان می‌دهد. همچنین مقدار پارامتر سطح (μ) برابر با $-0,071397$ می‌باشد که معنادار نیست.

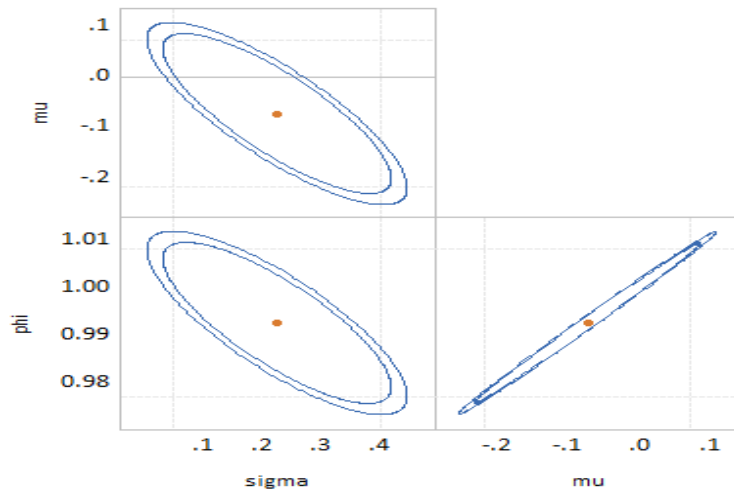
جدول ۲: تخمین نتایج بازار سهام با استفاده از مدل SV^2

پارامترها	میانگین پسین (انحراف استاندارد)
μ	$-0,071397$ ($0,073938$)
σ_ω	$0,2271^{***}$ ($0,090199$)
$\frac{\mu}{e^2}$	$0,9649$ ($1,037$)
ϕ	$0,992748^{***}$ ($0,07861$)

در نمودار (۲) فواصل اعتبار بیزی مشترک پارامترها در سطح احتمال ۹۰ و ۹۵ درصد نشان داده شده است. براساس نتایج ارائه شده در نمودار (۲) فاصله اعتبار مشترک ۹۰ و ۹۵ درصدی ضریب ϕ که با phi نشان داده شده است شامل یک می‌باشد. بنابراین، می‌توان براساس این فواصل اعتبار استنباط کرد که در تلاطم بازده شاخص کل بورس تهران ریشه واحد وجود دارد. همچنین بیضی‌وارها نشان می‌دهند که بیشترین همبستگی میان ضرایب μ و ϕ می‌باشد (به دلیل نزدیکی بودن بیضی به خط). این موضوع به معنای همبستگی بالای سطح تلاطم و درجه پایداری آن است. بنابراین، باید انتظار داشت که این دو مشخصه امواج تلاطمی در بازار سهام تقویت کننده همدیگر باشند.

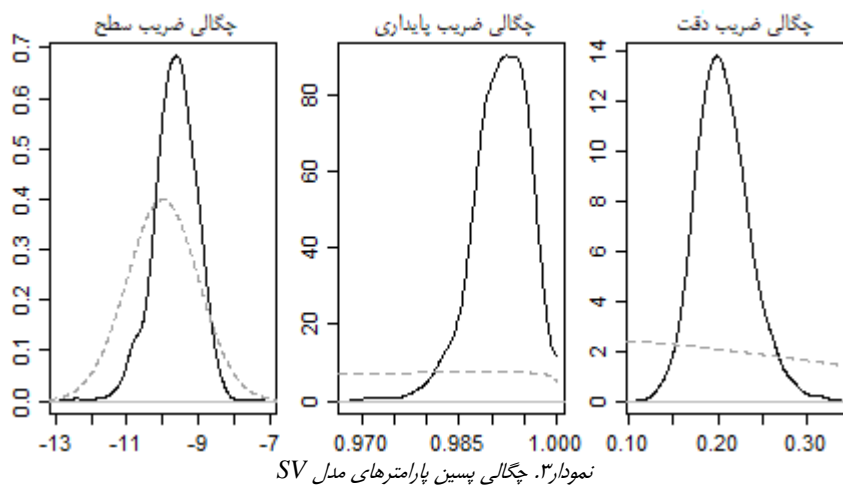
^۱. Level

^۲ ضرایب در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشند.



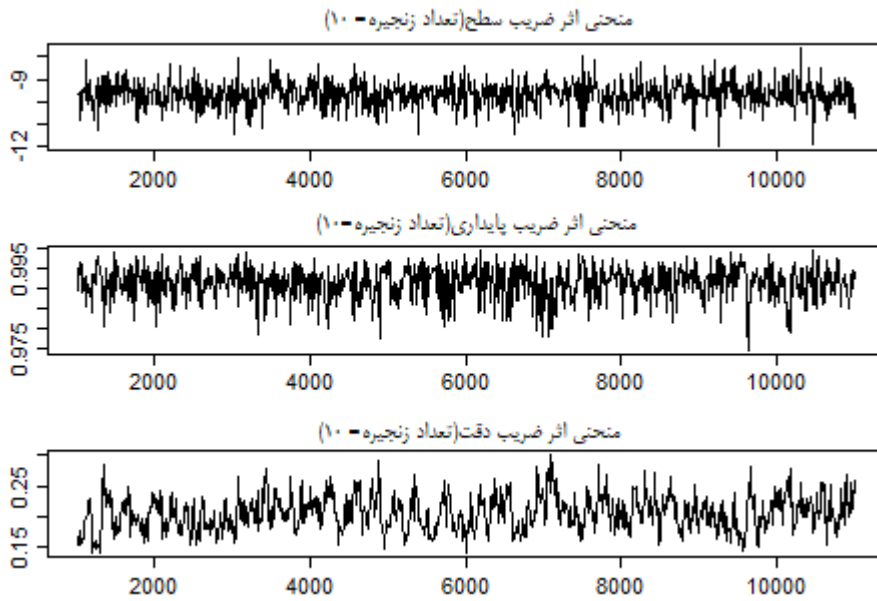
نمودار ۲. فاصله اعتبار بیزی مشترک پارامترها در سطح احتمال ۹۰ و ۹۵ درصد

نمودار (۳)، توزیع پسین ضرایب بدست آمده در جدول (۲) را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های این نمودار چگالی پسین ضریب پایداری تقریباً متقارن و تک‌نمایی می‌باشد. بیشترین چگالی احتمال در فضای پارامتر ϕ در سمت راست توزیع شده است که نشان از تقویت امواج تلاطمی در دوره‌های زمانی متفاوت است. همچنین، چگالی پسین با چگالی پیشین (خط چین کم‌رنگ در نمودار (۳)) مطابقت و هم‌پوشانی ندارد و این موضوع به دلیل اثر داده‌ها بر تغییر دانش نسبت به توزیع جرم احتمال در فضای پارامتر ϕ می‌باشد. توضیح رفتار چگالی پسین سایر ضرایب (μ و σ) نیز مشابه رفتار چگالی‌های ضریب پایداری می‌باشد.



نمودار ۳. چگالی پسین پارامترهای مدل SV

نمودار (۴) منحنی اثر پارامترهای مدل SV را نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های ارائه شده در این نمودار منحنی اثر پارامتر ضریب پایداری ϕ از ضخامت مناسبی برخوردار است و مشابه نمودار گام تصادفی است. بنابراین، چگالی پسین با تقریب مناسبی شبیه‌سازی شده است و نیازی به افزایش حجم شبیه‌سازی نیست.

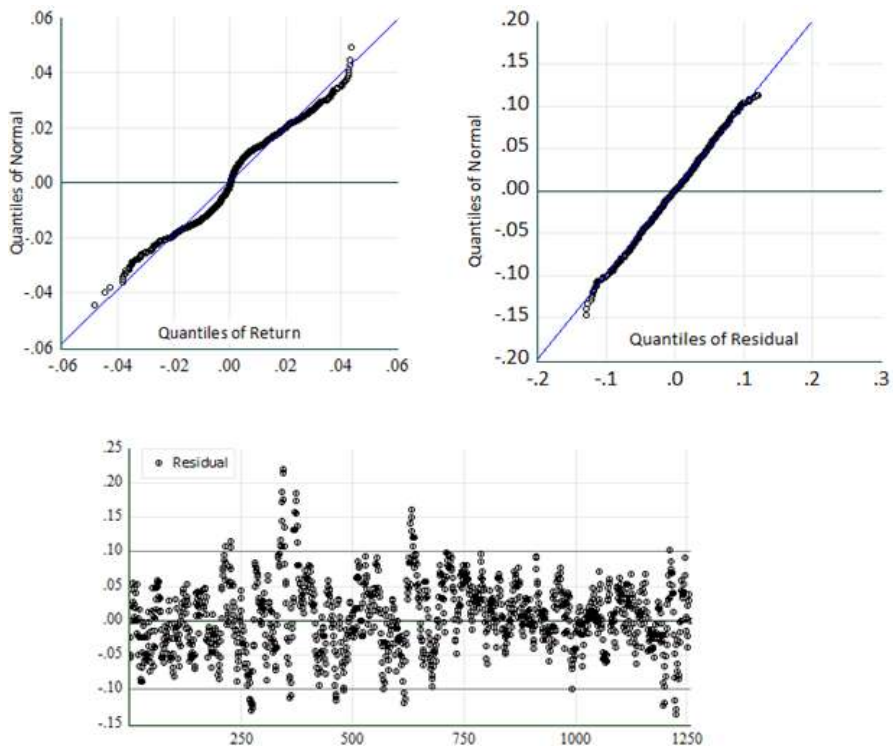


نمودار ۴. منحنی اثر شبیه‌سازی $MCMC$ پارامترهای مدل SV

به منظور ارزیابی تناسب مدل SV با فرض توزیع نرمال باقی مانده‌ها، باید کوانتیل باقیمانده ترسیم نمود. نمودار (۵) کوانتیل باقیمانده‌های مدل SV را که با استفاده از رابطه (۲۴) محاسبه شده است در مقابل کوانتیل نرمال را نشان می‌دهد؛

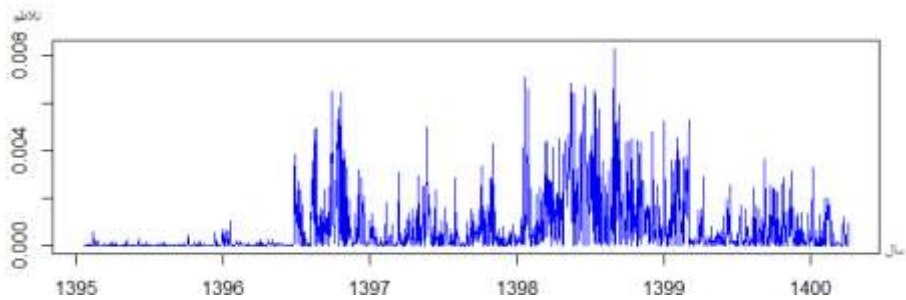
$$\hat{e}_t = y_t \exp\left(-\frac{\hat{h}_t}{2}\right) \quad \text{رابطه (۲۴)}$$

همانگونه که نمودار (۵) نشان می‌دهد، باقیمانده‌ها به صورت نرمال توزیع شده‌اند و بنابراین، مدل SV کفایت لازم را برای مدل‌سازی تلاطم داده‌های بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران را دارد.



نمودار ۵. منحنی کوانتایل باقیمانده‌های مدل SV

نمودار (۶) جریان تلاطم استخراج شده مدل SV با روش هموارسازی تاریخی^۱ را نشان می‌دهد. براساس تخمین ارائه شده در نمودار (۶)، بازه زمانی سال ۱۳۹۸-۱۳۹۹، متلاطم‌ترین دوران بازار سهام بوده است این تلاطم در اواسط سال ۱۳۹۸ و پس از آن، به بیشترین مقدار خود رسیده است.



نمودار ۶. استخراج تلاطم با استفاده از روش هموارسازی تاریخی مدل SV

^۱ Historical Smoothed

آزمون ریشه واحد در تلاطم:

هر فرضیه تحمیل نوعی ساختار به یک مدل است که در این پژوهش با استفاده از روش بیزی برآورد شده‌اند. برای محاسبه راستنمایی شرطی این مدل‌ها از رویکردی که لنک و دساربو (۲۰۰۰) معرفی کردند، استفاده شده است [۱۹]. در مورد محاسبه راستنمایی حاشیه‌ای مدل‌های SV معادل با دو فرضیه وجود ریشه واحد در تلاطم و عدم ریشه واحد در تلاطم همانگونه که چان و گرن (۲۰۱۶) بیان می‌کنند [۶]، تابع راستنمایی به صورت تحلیلی در دست نیست و بنابراین؛ استفاده از روش‌های نمونه‌گیری الزامی است. به طور کلی تابع راستنمایی مدل‌های تلاطم تصادفی به صورت زیر قابل بیان است:

$$P(y|\theta) = \int P(y|\theta, h) P(h|\theta) dh \quad \text{رابطه (۲۵)}$$

که در آن $P(y|\theta, h)$ تابع راستنمایی شرطی (به شرط متغیر پنهان تلاطم h) و $P(h|\theta)$ تابع توزیع پیشین لگاریتم تلاطم h است. اگر $h^{(1)}, \dots, h^{(R)}$ نمونه‌ای تصادفی و مستقل از چگالی $g(\cdot)$ باشد، آنگاه می‌توان تابع راستنمایی $P(y|\theta)$ را با استفاده از برآوردگر نمونه‌گیر زیر بدست آورد:

$$P(y|\theta) = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R \frac{P(y|\theta, h^{(i)}) P(h^{(i)}|\theta)}{g(h^{(i)})} \quad \text{رابطه (۲۶)}$$

در این پژوهش، $g(\cdot)$ به گونه‌ای انتخاب شده است که بیشترین نزدیکی را با تابع $P(h|y, \theta)$ (توزیع پسین متغیر تصادفی h) داشته باشد.

بر اساس توضیحات فوق، لگاریتم راستنمایی محاسبه و در جدول (۳) برای فرضیه‌ی پژوهش گزارش شده است. نتایج ارائه شده نشان دهنده آن است که فرضیه ریشه واحد رد نمی‌شود. زیرا، لگاریتم راستنمایی مربوط به فرضیه مانایی (یا فرضیه $\phi < 1$) نسبت به فرضیه ریشه واحد ($\phi = 1$) کوچک‌تر است.

جدول ۳: لگاریتم راستنمایی حاشیه‌ای متناظر با فرضیه‌های پژوهش

فرضیه	لگاریتم راستنمایی حاشیه‌ای
$\phi = 1$	۳۶۴۱
$\phi < 1$	۳۲۷۵

۵. بحث و نتیجه‌گیری

مفهوم تلاطم در تئوری‌های مالی با مفهوم ریسک مرتبط است و از ویژگی‌های کلیدی در سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک و تخصیص پرتفوی می‌باشد. در بازار سهام، تغییر ارزیابی سرمایه‌گذاران از آینده‌ی سهام مورد نظرشان در نتیجه ورود اطلاعات جدید منجر به تغییرات سریع قیمت‌های دارایی می‌شود [۴۲]. در واقع با ورود اطلاعات جدید، سرمایه‌گذاران عدم قطعیت و در نتیجه ریسک برآوردی خود را در طول زمان تعدیل می‌کنند. پایداری بالای تلاطم به معنای صرف ریسک بالاتر در این بازار خواهد بود. بنابراین، در واکنش به چنین پدیده‌ای کاهش شاخص قیمت‌ها مورد انتظار خواهد بود. لذا، ارزیابی چنین فرضیه‌ای برای سیاست‌گذاران و مشارکت‌کنندگان در بازار بسیار مهم است.

در پژوهش حاضر، پایداری تلاطمی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل SV مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تخمین پسین ضریب پایداری تلاطم نشان‌دهنده پایداری بالای شوک‌های تلاطمی در این بازار است. این میزان پایداری تلاطم در بازه سهام به اندازه‌ای است که نمی‌توان تشخیص داد که آیا فرآیند تلاطمی مانا است یا خیر.

پژوهش حاضر نشان داد که پایداری بالای تلاطم در بورس اوراق بهادار تهران به دلیل وجود ریشه واحد در شوک‌های تلاطم است. این یافته، بر اساس روش شناسی معرفی شده توسط SL (۱۹۹۹) بدست آمده است. پیامد این آزمون، عدم رد فرضیه سقوط شاخص کل بازار سهام در نتیجه پایداری تلاطم است. ضریب بالای پایداری تلاطم در مدل SV بیانگر اهمیت منابع عدم قطعیت در بورس اوراق بهادار تهران است که تأثیر بلندمدت رفتارهای معاملاتی که باعث اختلالات قابل توجهی در این بازار می‌شود را نشان می‌دهد. در نتیجه، مشارکت‌کنندگان در بازار که می‌خواهند در معاملات منفعت کسب نمایند، باید ویژگی پایداری تلاطم در بازه بازار را در مدل‌های ارزش‌گذاری و پیش‌بینی خود لحاظ کنند؛ چرا که این امر به بهبود پیش‌بینی‌های بلندمدت تلاطم بازار و تصمیم‌گیری بهینه پوشش ریسک کمک می‌نماید.

۶. پیشنهادها و محدودیت‌ها

به علاقه‌مندان به پژوهش در زمینه ریسک بازار پیشنهاد می‌شود که برای بررسی شدت پایداری تلاطم در بازارهای مالی از روش جایگزین GARCH کسری یا FIGARCH استفاده نمایند. همچنین، می‌توان آزمون‌های ریشه واحد در تلاطم با در نظر گرفتن پرش در قیمت‌های سهام را مورد بررسی و تحلیل قرار دهند.

منابع

1. Almenberg, J., & Dreber, A. (2015). Gender, stock market participation and financial literacy. *Economics Letters*, 137, 140-142.
2. Bandi, F.M. and Phillips, P.C.B. (2003). Fully Nonparametric Estimation of Scalar Diffusion Models. *Econometrica*, 71(1), 241-83.
3. Bentes, S. R. (2021). How COVID-19 has affected stock market persistence? Evidence from the G7's. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 581, 126210.
4. Black, F. (1976). Studies of stock market volatility changes. *1976 Proceedings of the American statistical association business and economic statistics section*.
5. Broto, C., & Ruiz, E. (2004). Estimation methods for stochastic volatility models: a survey. *Journal of Economic surveys*, 18(5), 613-649.
6. Chan, J. C. and Grant, A. L. (2016). Modeling energy price dynamics: GARCH versus stochastic volatility. *Energy Economics*, Vol. 54, pp. 182-189.
7. Chib, S. (1995). Marginal likelihood from the Gibbs output. *Journal of the American statistical association*, 90(432), 1313-1321.
8. Chou, R.Y. (1988). Volatility Persistence and stock valuation: some empirical evidence using GARCH. *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.
9. Engle, R.F. and Bollerslev, T. (1986). Modeling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5, 1-50.
10. Farhadian, A., Rostami, M., Nilchi, M. (2020). Compare Canonical stochastic volatility model of focal MSGJR-GARCH to measure the volatility of stock returns and calculating VaR. *Journal of Financial Management Perspective*, 10(32), 131-158. (in Persian)
11. G. Koop. Bayesian Econometrics. Wiley & Sons, New York, 2003.
12. Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Rubin, D.B. (2004). Bayesian data analysis, 2nd edn. London: Chapman & Hall.
13. Geweke, J. (2007). Bayesian model comparison and validation, *American Economic Review*, 97(2), 60-64.
14. Hansen, P. R., Huang, Z., & Shek, H. H. (2012). Realized GARCH: a joint model for returns and realized measures of volatility, *Journal of Applied Econometrics*, 27(6), 877-906.
15. Harvey, A.C., Ruiz, E. and Shephard, N. (1994). Multivariate stochastic variance models. *Review of Economic Studies*, 61, 247-264.
16. Jacquier, E., Polson, N., and Rossi, P. (2004). Bayesian analysis of stochastic volatility models with fat-tails and correlated errors. *Journal of Econometrics*, (122):185-212.
17. Kass, R. E. and Raftery, A. E. (1995). Bayes Factor. *Journal of the Americana Statistical Association*, 90, 773-795.
18. Kim, S. Shephard, N. & Chib, S. (1998). "Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models". *Review of Economic Studies*, 65: 361-393.
19. Lenk, P. J., & DeSarbo, W. S. (2000). Bayesian inference for finite mixtures of generalized linear models with random effects. *Psychometrika*, 65(1), 93-119
20. Li, Y., & Yu, J. (2012). Bayesian hypothesis testing in latent variable models. *Journal of Econometrics*, 166(2), 237-246.
21. Malkiel, B. G. (1979). The capital formation problem in the United States. *The Journal of Finance*, 34(2), 291-306.

22. Melino, A., & Turnbull, S. M. (1990). Pricing foreign currency options with stochastic volatility. *Journal of econometrics*, 45(1-2), 239-265.
23. Merton, Robert C., (1980), On estimating the expected return on the market, *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
24. Molaei, S., Vaez Barzani, M., & Samadi, S. (2016). An Empirical Analysis of Price Jump and Asymmetric Information in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, 4(2), 65-81. (in Persian)
25. Nakajima, J., & Omori, Y. (2009). Leverage, heavy-tails and correlated jumps in stochastic volatility models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 53(6), 2335-2353.
26. Ozdemir, Z. A., Gokmenoglu, K., & Ekinci, C. (2013). Persistence in crude oil spot and futures prices. *Energy*, 59, 29-37.
27. Pagan, A., & Ullah, A. (1988). The econometric analysis of models with risk terms. *Journal of applied Econometrics*, 3(2), 87-105.
28. Park, J.Y. and Phillips, P.C.B. (2001), nonlinear regressions with integrated time series. *Econometrica*, 69, 117-161.
29. Perron, P. and Ng, S. (1996). Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties. *The Review of Economic Studies*, 63, 435-463.
30. Pindyck, R. S. (1984), 'Risk, inflation, and the stock market', *American Economic Review*, 74, 335-351.
31. Poterba, J. and L. Summers (1986), 'The persistence of volatility and stock market fluctuations', *American Economic Review*, 76, 1142-1151.
32. Razmi, S. F., Behname, M., Bajgiran, B. R., & Razmi, S. M. J. (2020). The impact of US monetary policy uncertainties on oil and gas return volatility in the futures and spot markets. *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 191, 107232.
33. Rostami, M., & Makiyan, S. N. (2020). Modeling Stock Return Volatility Using Symmetric and Asymmetric Nonlinear State Space Models: Case of Tehran Stock Market. *Journal of Economic Modeling Research*, 11(41), 197-229. (in Persian)
34. Sadorsky, P. (2005). Stochastic volatility forecasting and risk management, *Applied Financial Economics*, 15, 121-135.
35. Schwert, G.W. (1989). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(2), 147-59.
36. Shephard, N. (2005). *Stochastic Volatility: Selected Readings*. Oxford: Oxford University Press.
37. 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.
38. Wang, Y., Wu, C., & Yang, L. (2016). Forecasting crude oil market volatility: A Markov switching multifractal volatility approach, *International Journal of Forecasting*, 32(1), 1-9.
39. Wright, J. (1999). An Empirical Likelihood Ratio Test for a Unit Root. *Econometric Theory*, 15(2), 257-257.
40. Yu, J. (2002). Forecasting volatility in the New Zealand stock market. *Applied Financial Economics*, 12(3), 193-202.
41. Zavadska, M., Morales, L., & Coughlan, J. (2020). Brent crude oil prices volatility during major crises. *Finance Research Letters*, 32, 101078.
42. Zhong, M. Darrat, A. F. & Anderson, D. C. (2003). "Do US Stock Prices Deviate from their Fundamental Values? Some New Evidence". *Journal of Banking & Finance* 27(4): 673-697.