

Compare Canonical Stochastic Volatility Model of focal MSGJR-GARCH to Measure the volatility of Stock Returns and Calculating VaR

Ali Farhadian*, Mojtaba Rostami, Moslem Nilchi*****

Abstract

One of the most important challenges in examining the behavior of investors in financial markets is measuring the volatility of financial assets. This is because stock price volatility is a latent variable. There are two basic approaches to modeling volatility in financial economics that differ in their probabilistic structure. In the first approach, volatility is modeled using shocks to stock returns, and in the second approach, volatility is transformed based on a stochastic process that can be independent of stock return dynamics over time. The models presented in the first approach of the GARCH class and in the second approach of the class constitute random volatility and Markov regime change. Despite the superiority of the probabilistic structure of these models, the calculation of model parameters and volatility prediction is very complex, which makes it necessary to use Bayesian methods and MCMC simulations. The results of this study indicate that in the period of this study, the existence of a leverage effect in the Tehran stock market is not confirmed and the MSGJR-GARCH method is more efficient in predicting fifty more active companies of Stock Exchange return volatility based on Bayesian information deviation criteria. Finally, based on the more efficient model, the out of sample VaR was calculated for the first seven days.

Keyword: Volatility; Simulation; Bayesian methods; Value at Risk.

Received: 2021.June.02, Accepted: 2021.February.26.

* Assistant Prof, Department of Management, Kashan University, Isfahan, Iran

** Postdoctoral researcher in Economics, Tehran, Iran.

*** Ph.D. Candidate in Financial Engineering, Yazd Universtity, Yazd, Iran (Corresponding Author).

E-mail: Moslem.Nilchi@gmail.com

مقایسه مدل تلاطم تصادفی کانونی و MSGJR-GARCH در اندازه گیری تلاطم بازده سهام و محاسبه ارزش در معرض ریسک

علی فرهادیان*، مجتبی رستمی**، مسلم نیلچی***

چکیده

یکی از مهمترین چالش‌ها در بررسی رفتار سرمایه گذاران در بازارهای مالی اندازه‌گیری تلاطم دارایی‌های مالی است. علت این موضوع آن است که تلاطم بازده سهام یک متغیر غیرقابل مشاهده می‌باشد. دو رویکرد اساسی برای مدل سازی تلاطم در اقتصاد مالی وجود دارد که تفاوت آنها در ساختار احتمالاتی آنهاست. در رویکرد اول تلاطم با استفاده از شوک‌های وارد آمده بر بازده سهام مدل سازی می‌شود و در رویکرد دوم تلاطم براساس یک فرآیند تصادفی که می‌تواند مستقل از دینامیک بازده سهام در طول زمان باشد تحول یابد. مدل‌های ارائه شده در رویکرد اول کلاس GARCH و در رویکرد دوم کلاس تلاطم تصادفی و تغییر وضعیت مارکوفی را تشکیل می‌دهند. با وجود برتری ساختار احتمالاتی این دسته از مدل‌ها محاسبه پارامترهای مدل و پیش‌بینی تلاطم بسیار پیچیده می‌باشد که استفاده از روش‌های بیزی و شبیه‌سازی MCMC را ناگزیر می‌سازد. نتایج این پژوهش حاکی از این است که در بازه زمانی پژوهش، وجود اثر اهرمی با استفاده از الگوی CSV در بازار سهام تهران تایید نمی‌شود و روش MSGJR-GARCH با توزیع t در پیش‌بینی تلاطم بازده پنجاه شرکت فعال بورس اوراق بهادار براساس معیار انحراف اطلاعاتی بیزی کاراتر عمل می‌کند. در نهایت بر مبنای مدل کاراتر ارزش در معرض ریسک هفت روز اول خارج از داده‌ها محاسبه گردید.

کلیدواژه‌ها: تلاطم، شبیه‌سازی، روش بیزی، ارزش در معرض ریسک.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۹/۱۲/۰۸، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۱۲.

* استادیار گروه مدیریت، دانشگاه کاشان، اصفهان، ایران.

** پژوهشگر پسادکتری اقتصاد، تهران، ایران.

*** دانشجوی دکتری مهندسی مالی، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسنده مسئول).

E-mail: Moslem.Nilchi@gmail.com

۱. مقدمه

زمانی که فردی تصمیم به خرید یک دارایی مالی می‌گیرد، به دلیل پیامدهای نامطمئن بازده آتی آن دارایی (تغییرپذیری تصادفی بازده) تصمیم وی تحت تاثیر نااطمینانی قرار دارد. ارزیابی نااطمینانی دارایی‌های مالی جزئی غیرقابل چشم‌پوشی از تصمیم‌های سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی است. درجه نااطمینانی یک دارایی نامطمئن درجه پخش شدگی^۱ حول میانگین بازده نامیده می‌شود که با استفاده از واریانس شرطی اندازه‌گیری می‌شود و در ادبیات مالی تلاطم^۲ نامیده می‌شود. یکی از مهمترین واقعیت‌های آشکار شده در حوزه تلاطم دارایی‌های مالی و ریسک بازار آن است که تلاطم این دارایی‌ها در طول زمان متغیر است [۳۳، ۱۵، ۴۰]. به این ویژگی، خوشه‌ای بودن تلاطم^۳ گفته می‌شود که دال بر وجود خودهمبستگی مثبت دوره‌های تلاطمی است. معنای ضمنی این واقعیت آن است که شوک‌های امروز بازده بر تلاطم آینده دارایی تاثیرگذار است. به دلیل وجود چنین ساختاری، واریانس شرطی بازده با واریانس غیر شرطی آن تفاوت داشته باشد یا:

$$\text{رابطه (۱)} \quad \Sigma_t | \mathcal{E}_{t-1} \approx \text{Var}(r_t | \mathcal{E}_{t-1}) \neq \text{Var}(r_t)$$

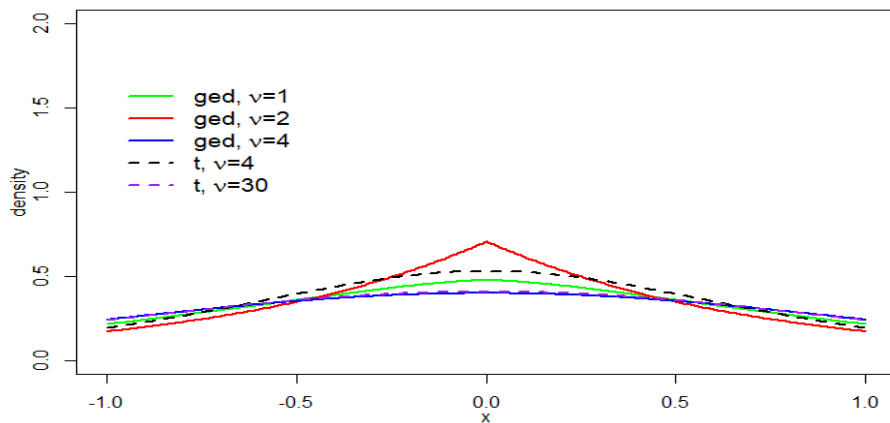
در این رابطه و تمام روابط آتی \mathcal{E}_{t-1} مجموعه اطلاعات در دسترس درباره دینامیک فرآیند حاکم بر بازده دارایی تا زمان $t-1$ و r_t بازده دارایی در زمان t است. بنابراین، در بازارهای مالی از آنجا که تلاطم در طول زمان ثابت باقی نمی‌ماند، محاسبه تلاطم شرطی $\Sigma_t | \mathcal{E}_{t-1}$ به منظور قیمت‌گذاری و مدیریت ریسک حاوی اطلاعات مناسب‌تری است. علت استفاده از نماد \approx در رابطه‌ی فوق این است که همواره این رابطه برقرار نیست. یعنی چنین نیست که تلاطم و واریانس شرطی معنای یکسانی داشته باشند. پیامد وجود تلاطم خوشه‌ای در بازده دارایی، نرمال نبودن توزیع غیرشرطی آن است. زیرا، در چنین وضعیتی مقدار کشیدگی داده‌های بازده دارایی بسیار بیشتر از توزیع نرمال خواهد بود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. Spred

۲. Volatility

۳. Volatility Clustering



نمودار ۱: مقایسه چند توزیع با کشیدگی بالا (توزیع ged با درجه آزادی ۴ و توزیع t) با توزیع نرمال (ged با درجه آزادی ۲)

نمودار (۱) چند توزیع شبیه‌سازی شده توسط نویسندگان با کشیدگی بالا (توزیع t - استیودنت) را در مقایسه با توزیع نرمال نشان می‌دهد. با توجه به نمودار (۱) مشخص است که در توزیع با کشیدگی بالا احتمال وقوع مقادیر بازده بزرگ (کوچک) از توزیع نرمال بیشتر است و سه مرتبه از توزیع نرمال می‌گذرد. مفهوم ضمنی چنین توزیعی آن است که در محدوده زمانی نسبتاً طولانی، بازده دارایی‌های مالی تغییرپذیری گسترده‌تری نسبت به توزیع نرمال دارند (حوزه‌ی میانی توزیع با کشیدگی بالا چنین وضعیتی را توصیف می‌نماید). اما موقعیت‌هایی نیز وجود دارند که تغییرپذیری بازده دارایی‌های مالی نسبت به توزیع نرمال، بسیار بزرگترند (که دنباله‌های توزیع با کشیدگی بالا به این موضوع اشاره می‌کنند). براساس این توضیحات، ارتباط میان تلاطم خوشه‌ای و کشیدگی بالای توزیع بازده را می‌توان ناشی از اندازه‌های متفاوت واریانس در رژیم‌های تغییرات آرام و تغییرات شدید حاکم بر بازده تعریف کرد.

به منظور مدل‌سازی واریانس شرطی، فرض می‌شود بازده دارایی، r_t ، از یک فرآیند تصادفی مانا با تعریف $\{r_t; t \in \mathbb{Z}\}$ تبعیت می‌کند. این فرآیند بر فیلتر $\{\mathcal{F}_t; t \in \mathbb{Z}\}$ که \mathcal{F}_t یک سیگما جبر با تعریف $\sigma(\{r_s; s \leq t\})$ است منطبق می‌شود. به دلیل آنکه تلاطم یک متغیر پنهان است بسیاری از محققین از مربع بازده دارایی بعنوان پراکسی تلاطم استفاده می‌کنند (با فرض برقراری حالت ضعیف بازارهای کارا) بر این اساس می‌توان تابع تلاطم f را به صورت زیر تعریف کرد بالرسیف^۱ و همکاران (۱۹۹۴) [۱۱]:

$$\begin{aligned} r_t &= \sigma_t \vartheta_t \\ \sigma_t^2 &= f(r_{t-1}, \sigma_{t-1}^2) \end{aligned} \quad \text{رابطه (۲)}$$

در این رابطه، $\{\vartheta_t; t \in \mathbb{Z}\}$ جملات اخلاص i.i.d با میانگین صفر و واریانس و گشتاور مرتبه چهارم متناهی هستند. فرض شده است که ϑ_t مستقل از $\{r_s; s \leq t\}$ می‌باشد و

1. Bollerslev

f : تابعی با حوزه مقادیر اکیدا مثبت می‌باشد؛ در این شرایط σ_t^2 واریانس شرطی، $Var[r_t | \Xi_{t-1}]$ ، و σ_t به‌عنوان تلاطم شناخته می‌شود. اکنون اگر مدل فوق را به صورت جمع‌پذیر با یک نوفه سفید u_t ترکیب کنیم، خواهیم داشت:

$$r_t^v = f(r_{t-1}^v, \sigma_{t-1}^v) + u_t \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$u_t = f(r_{t-1}^v, \sigma_{t-1}^v)(\varepsilon_t^v - 1)$$

که در آن u_t یک سری تفاضل مارتینگل^۱ با ویژگی‌های $E[u_t | \Xi_{t-1}] = 0$ و $Cov[u_s, u_t | \Xi_{t-1}] = 0$ برای $t > s$ می‌باشد. براساس فروض فوق خواهیم داشت [۱۳]:

$$E[r_t^v | \Xi_{t-1}] = f(r_{t-1}^v, \sigma_{t-1}^v) \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$Var[r_t^v | \Xi_{t-1}] = f^v(r_{t-1}^v, \sigma_{t-1}^v)(E[\varepsilon_t^v] - 1)$$

بسته به انتخاب حالت‌های صریحی که برای تابع f انتخاب می‌شود شیوه مدل‌سازی مختلفی را خواهیم داشت. چنانچه حالت پارامتری تابع f به‌گونه‌ای انتخاب گردد که میان واریانس شرطی بازده دارایی و مربع بازده دارایی نوعی رابطه‌ی جمع‌پذیر ایجاد گردد با کلاس مدل‌سازی تلاطم تحت عنوان GARCH مواجه خواهیم بود. این شیوه اساس کار پیشگامانه انگل (۱۹۸۲) و بالرسلیف (۱۹۸۶) است [۷].

این کلاس مدل‌سازی، از انعطاف قابل توجه‌ای برخوردار است و می‌توان به راحتی آن‌ها را به مدل‌های چندمتغیره که واریانس‌ها و کواریانس‌هایشان در طول زمان متغیر است تعمیم داد. با این حال لوپز^۲ (۲۰۰۱) نشان داده است که اگرچه استفاده از مربع بازده دارایی، r_t^2 ، به‌عنوان یک شاخص ناریب σ_t^2 قابل استفاده است اما در نتیجه نامتقارنی توزیع آن‌ها، چنین شاخصی برآوردگر شدیداً غیردقیقی برای σ_t^2 می‌باشد [۳۱]. در مورد این کلاس مدل‌سازی می‌توان اطلاعات مناسبی را از اندرسن و بنزونی^۳ (۲۰۰۹)، آری و پاپادوپولوس^۴ (۲۰۱۶)، آسای^۵ (۲۰۰۶) و بایلی^۶ و همکاران (۱۹۹۶) بدست آورد [۱، ۳، ۴، ۶].

شیوه فوق که تلاطم را معادله میانگین شرطی تعریف می‌کند تنها شیوه مدل‌سازی تلاطم نیست بلکه می‌توان از مدل‌هایی استفاده نمود که از ساختار احتمالی مناسبی نسبت به مدل‌های GARCH برخوردار باشند. در این مدل‌ها برخلاف کلاس مدل‌های GARCH، حتی اگر تمامی اطلاعات گذشته مورد استفاده قرار گیرد، تلاطم همچنان متغیری پنهان خواهد بود و

^۱ -Martingle

^۲ .Lopez

^۳.Andersen & Benzoni

^۴ .Ari & Papadopoulos

^۵ .Asai

^۶ .Baillie

مقدار دقیق آن معلوم نیست. تایلر^۱ (۱۹۸۲) با استفاده از یک مدل فضای حالت غیرخطی، فرض نمود که لگاریتم واریانس - بعنوان یک متغیر پنهان - از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند. به عبارت دیگر در مدل وی تلاطم تابعی از مقادیر قابل مشاهده (اطلاعات گذشته فرآیند) نیست و خودش یک متغیر تصادفی تلقی شده که بر مبنای الگوهای فضا - حالت تحول می‌یابد. به همین دلیل این مدل‌ها را تلاطم پنهان یا مدل تلاطم تصادفی^۲ کانونی (CSV) می‌نامند [۴۳].

به منظور مدل‌سازی بهتر، ضروری است وجود عدم تقارن در اثرگذاری شوک‌های منفی و مثبت قیمت بر تلاطم لحاظ گردد. این عدم تقارن تحت عنوان اثر اهرمی^۳ تو صیف می‌شود. مندلبرات^۴ (۱۹۶۳)، شورت^۵ (۱۹۸۹)، چو^۶ (۱۹۸۸)، انگل و پاتون^۷ (۲۰۰۶)، انگل و رتشیلد^۸ (۱۹۹۱)، گلستن، جاناتان و رانکل^۹ (۱۹۹۳) و انگل و ان جی^{۱۰} (۱۹۹۳) شواهدی از وجود اثر اهرمی در بازده سهام ارائه کرده‌اند [۲۴، ۲۱، ۲۰، ۱۹، ۴۰، ۳۳]. هال و وایت^{۱۱} (۱۹۸۷) شواهدی را ارائه کرده‌اند که نادیده انگاشتن اثر اهرمی، زمانی که واقعا وجود دارد منجر به ارزیابی در تخمین قیمت‌گذاری اختیارات می‌شود [۲۶]. بدین منظور، تعمیم‌هایی همچون مدل GARCH نمایی یا EGARCH تو سب نلسون^{۱۲} (۱۹۹۱)، GJR-GARCH تو سب گلستن و دیگران^{۱۳} (۱۹۹۳) یا مدل TGARCH توسط زاکوئن^{۱۴} (۱۹۹۴) که رابطه نامتقارن بازده سهام و تغییرات در واریانس را لحاظ می‌کنند، ایجاد شده است [۲۰، ۴۹]. در حال حاضر مدل‌های تغییر رژیم مارکفی GARCH نیز مورد توجه محققین قرار گرفته است. در چارچوب این مدل‌ها پارامترهای مدل GARCH بعنوان توابعی از یک متغیر حالت نامشهود که در طول زمان تغییر می‌کند در نظر گرفته می‌شود. این فرآیند، توضیحی علی از پایداری بالای تلاطم در مدل‌های GARCH تک رژیم فراهم می‌آورد. علاوه بر این، مارکوچی^{۱۵} (۲۰۰۵) نشان داده است که مدل‌های تغییر رژیم GARCH که به تغییر سریع در سطح تلاطم منجر به بهبود پیش‌بینی ریسک می‌شود [۳۴]. عمده‌ترین دلیل برای انتخاب مدل‌های نامتقارن در این پژوهش آن است که محققین زیادی از جمله تایلر، جی^{۱۶}

¹. Tayler

². Canonical Stochastic Volatility (CSV)

³. Leverage Effect

⁴. Mandelbrot

⁵. Schwert

⁶. Chou

⁷. Engle and Patton

⁸. Rotschild

⁹. Glosten, Jagannathan and Runkle

¹⁰. Ng

¹¹. Hull, J., and White, A

¹². Nelson

¹³. Glosten et al.

¹⁴. Zakoian

¹⁵. Marcucci

¹⁶. Taylor, J

(۲۰۰۴)، کاو و تسای^۱ (۱۹۹۲) نشان داده‌اند که در پیش‌بینی تلاطم در بازار سهام و بازار ارز مدل‌های نامتقارن به مراتب بهتر از مدل‌های متقارن عمل می‌کنند [۴۳، ۱۴]. آن‌ها این موضوع را در نتیجه رابطه منفی قوی میان شوک‌ها و تلاطم دانسته‌اند که مدل‌های نامتقارن این رابطه را در بر می‌گیرند.

در پژوهش حاضر از شیوه مدلسازی تلاطم با استفاده از الگوهای فضای حالت نامتقارن و مارکوفی بجای واریانس شرطی بازده دارایی استفاده شده است^۲. با مقدمه فوق هدف مطالعه حاضر، بررسی حالت‌های مدلسازی دارای ساختار احتمالاتی قویتر برای ارزیابی و پیش‌بینی ریسک بازده سهام شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۶/۱/۵ تا ۱۳۹۷/۱۱/۲۹ است. ساختار پژوهش حاضر در ادامه به صورت زیر خواهد بود:

در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود، بخش سوم تصریح مدل‌ها، در بخش چهارم نحوه برآوردها و مقایسه مدل‌ها به همراه یافته‌های تجربی مورد بحث قرار گرفته و در بخش پایانی خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نقطه آغاز بررسی پدیده تلاطم در بازده سهام توجه به چگونگی ماهیت تغییرات در قیمت‌های سهام است.

اصلی‌ترین و مهم‌ترین ویژگی بورس اوراق بهادار، کارا بودن آن است. مفهوم بازار کارا بر این فرض استوار است که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های خرید و فروش خود، تمامی اطلاعات مربوط را در قیمت سهام لحاظ خواهند کرد؛ بنابراین بازار کارا بازاری است که در آن اطلاعات موجود بلافاصله بر قیمت اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد، تغییرات آتی قیمت‌ها قابل پیش‌بینی نیست، قیمت‌ها از یک گام تصادفی تبعیت می‌کنند هیچکس نمی‌تواند بازده غیر عادی به دست آورد [۶].

بادی^۳ (۲۰۱۸) در این زمینه فرضیه بازارهای کارا بیان می‌دارد که همه‌ی اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران بازارهای سهام که انتظارا نشان از نرخ‌های آتی بازده را براساس فرضیه انتظارات عقلایی^۴ شکل می‌دهند در قیمت‌های سهام بازتاب یافته است [۹]. اگر تمامی اطلاعات در دسترس در قیمت‌های سهام خود را نشان داده باشند، در این صورت تغییرات در قیمت سهام باید ناشی از شوک‌های ناشی از ورود اطلاعات جدید به بازار باشد که ماهیت آن کاملاً تصادفی

^۱. Cao and Tsay

^۲. لازم به توضیح است که تلاطم با ریسک در ارتباط است اما دقیقاً با ریسک معادل نیست. زیرا ریسک به یک موقعیت نامطلوب مرتبط است اما تلاطم بعنوان معیار اندازه‌گیری نااطمینانی می‌تواند به یک موقعیت مطلوب اشاره داشته باشد. همچنین ریسک علاوه بر واریانس، تابع شکل توزیع نیز هست در حالیکه تلاطم تنها به نحوه اندازه‌گیری واریانس مرتبط است.

^۳. Bodie

^۴. Rational Expectations

خواهد بود. بنابراین، قیمت‌های سهام باید از یک فرآیند گام تصادفی^۱ تبعیت نمایند تا تغییرات در قیمت‌های سهام کاملاً تصادفی باشد یا در اصطلاح اقتصادسنجی معادل یک فرآیند نوفه‌ای سفید^۲ باشد. مدل آماری حرکت قیمت‌های سهام در طول زمان، که با P_t نشان داده می‌شود به صورت زیر خواهد بود:

$$P_t = \eta + P_{t-1} + \vartheta_t, \vartheta_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \Sigma) \quad \text{رابطه (۵)}$$

در رابطه فوق، η تغییر قیمت مورد انتظار یا جهش^۳ و $(0, \Sigma)$ نشان دهنده مستقل و هم‌توزیع بودن عبارات ϑ_t با میانگین صفر و واریانس Σ است.

الگوی حرکت قیمت‌های سهام براساس فرآیند گام تصادفی با توضیحات فوق با واقعیت‌های تجربی سازگار نیست. واقعیت‌های تجربی بیانگر آن است که فرضیه بازار کارا در صورت صحت تنها به معنای پیش‌بینی ناپذیر^۴ بودن میانگین تغییرات قیمت‌های سهام با توجه به سوابق تاریخی‌اش می‌باشد و برای واریانس تغییرات قیمت، با توجه به سوابق تاریخی آن، برقرار نیست. به عبارت دیگر فرض استقلال بازده در هر نقطه از زمان نقض می‌شود. لذا برای آنکه در رابطه (۵) این واقعیت گنجانده شود باید فرض استقلال جملات خطای معادله میانگین رابطه (۵) به فرض ضعیف‌تر عدم خودهمبستگی تقلیل یابد. همانگونه که دنیا سون^۵ (۲۰۱۱) بیان می‌کند در این صورت جمله خطا ε_t باید از نوع تفاضل مارتینگل باشد [۱۶].

یک مارتینگل زمان-گسسته با استفاده از امید در زمان t برای دوره $t+1$ مشروط به اطلاعات زمان t تعریف می‌شود. این تعریف معادل با نمو انتظاری برابر با صفر از دوره t تا دوره $t+1$ است. به رغم عدم خودهمبستگی سریالی، تفاضل مارتینگل‌ها به طور کلی در طول زمان مستقل محسوب نمی‌شوند. این نوع تصریح، بررسی تلاطم را به صورت متغیر در طول زمان با استفاده از این فرآیندها ممکن ساخته است. نتایج این شیوه تصریح فرضیه بازارهای کارا موافق نظر مالکیل^۶ (۲۰۰۳) است [۳۲].

براساس این توضیحات، رابطه (۵) را در فرم لگاریتمی باید به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned} \ln(P_t) &= \eta + \ln(P_{t-1}) + \vartheta_t, \quad \vartheta_t | \Xi_{t-1} \sim MD(0, \Sigma_t) \\ P_t &= P_{t-1} \exp[\mu + \vartheta_t] \end{aligned} \quad \text{رابطه (۶)}$$

^۱. Random Walk

^۲. White Noise

^۳. Drift

^۴. باید توجه داشت که کارا بودن بازار و پیش‌بینی ناپذیر بودن آن دو مفهوم متفاوتند. زمانی یک بازار کارا پیش‌بینی ناپذیر است که افراد شرکت کننده در بازار ریسک خنثی باشند و در حالی که افراد ریسک‌گریز باشند هرچند بازار پیش‌بینی پذیر خواهد بود اما فرضیه بازارهای کارا نیز می‌تواند برقرار باشد.

^۵ Danielsson

^۶. Malkiel

در رابطه‌ی فوق همانگونه که مشاهده می‌شود واریانس شرطی ε_t تابعی از زمان است و بنابراین فرض استقلال فرآیند نقض می‌شود. در عین حال به دلیل آنکه ε_t تفاضل مارتینگل است فاقد خودهمبستگی است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

مدل‌هایی که در این پژوهش برای محاسبه تلاطم مورد استفاده قرار گرفته‌اند با کلاس GARCH دارای تفاوت اساسی هستند. زیرا مفهوم تلاطم در آن‌ها با مفهوم واریانس شرطی یکسان نیست. این مدل‌ها تلاطم را به مثابه یک متغیر پنهان تلقی می‌کنند که ارتباطی با دینامیک اطلاعات قابل مشاهده در جمله اخلاص ندارد.

۳.۱. بررسی تلاطم با استفاده از مدل تغییر وضعیت مارکوفی

رفتار نامتقارنی که در نرخ بازده سهام دیده می‌شود نشان دهنده آن است که تاثیرات یک شوک معین بستگی به رژیم غالب در انتشار اخبار دارد. براساس آنچه در مقدمه گفته شد دینامیک رفتار بازده به این موضوع که واریانس در چه رژیمی قرار می‌گیرد بستگی دارد. بعبارت دیگر از آنجا که در هر رژیمی واریانس رفتار منحصر بفردی دارد دینامیک رفتار بازده دارای نیز به این مسئله بستگی خواهد داشت. به منظور توضیح دقیق‌تر این پدیده، نرخ بازده دارای به صورت $r_t = \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}}$ تعریف و فرض می‌شود که r_t به‌طور تقریبی دارای میانگینی نزدیک به صفر است (فرض برقراری فرضیه ضعیف بازارهای کارا). اینکه در هر نقطه‌ی از زمان واریانس در چه رژیمی قرار می‌گیرد بسته به اطلاعات محققین می‌تواند امری تصادفی یا قطعی تلقی شود. در پژوهش حاضر فرض شده است که نمی‌توان به‌طور قطعی تعیین کرد که در هر نقطه از زمان واریانس در چه رژیمی قرار می‌گیرد. در چنین وضعیتی توزیع شرطی r_t را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$r_t | (R_t = k, \Xi_{t-1}) \sim D(0, \sigma_{k,t}^2, \gamma_k) \quad \text{رابطه (۷)}$$

در رابطه فوق $D(0, \sigma_{k,t}^2, \gamma_k)$ توزیع بازده r_t مشروط به اینکه در رژیم k قرار گرفته باشد را توصیف می‌کند. در این رابطه واریانس در طول زمان متغیر و وابسته به رژیم k تعریف شده است. همچنین پارامتر شکل توزیع است. متغیر حالت R_t یک متغیر پنهان است که مقادیرش را از میان مجموعه رژیم‌های غیر هم پوشان $\{1, 2, \dots, k\}$ انتخاب می‌کند فرض می‌شود که متغیر R_t از یک فرآیند مارکوفی (بعنوان یک الگوی تصادفی) مرتبه اول همگن تبعیت می‌کند. ماتریس انتقال وضعیت‌های مارکوفی برای یک وضعیت دو رژیمی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad \text{رابطه (۸)}$$

در این رابطه $p_{ij} = P(R_t = j | R_{t-1} = i)$ احتمال شرطی انتقال از وضعیت $s_{t-1} = i$ به وضعیت $s_t = j$ است. به دلیل آنکه این مقادیر احتمال وقوع یک رخداد هستند لذا لازم است که محدودیت $0 < p_{ij} < 1$ برای تمامی $i, j \in \{1, 2, \dots, k\}$ برقرار باشد. همچنین خاصیت مارکوفی $\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1$ به ازای تمامی $i \in \{1, 2, \dots, k\}$ برقرار باشد.

بعد از معرفی دینامیک رفتار بازده و نحوه ارتباط آن به واریانس متغیر در زمان و در رژیم‌های مختلف به تبعیت از هاس^۱ و همکاران (۲۰۰۴)، واریانس شرطی، بازده r_t از یک مدل تغییر رژیمی GARCH مشروط به آنکه متغیر s_k در رژیم k قرار گیرد را به صورت زیر تعریف می‌کنیم [۵۱]:

$$\sigma_{k,t}^2 = f(r_{t-1}^q, \sigma_{k,t-1}^2, \varphi_k) \quad \text{رابطه (۹)}$$

در رابطه (۹) فرم $f(\cdot)$ تابعی واریانس شرطی است و بسته به تصریح مدل GARCH و بردار پارامترهای مشخص‌سازی رژیم φ_k متغیر q می‌تواند برابر با یک یا دو باشد.

۲،۳. تخمین پارامترهای الگوی MSGARCH

بعد از تصریح مدل به منظور تخمین پارامترها تابع راستنمایی تشکیل می‌شود. البته به دلیل آنکه متغیر حالت s_t غیرقابل مشاهده است مسئله تخمین ضرایب در این روش تا درجه ی بالایی غیراستاندارد است. اگر بردار پارامترها را به صورت مجموعه‌ی $\Phi = \{\Theta_1, \varphi_1, \dots, \Theta_k, \varphi_k, P\}$ نشان دهیم، تابع راستنمایی آن به صورت زیر خواهد بود:

$$L(\Phi | G_T) = \prod_{t=1}^T f(r_t | \Phi, G_{t-1}) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

که در آن $f(y_t | \Phi, G_{t-1})$ تابع چگالی احتمال r_t مشروط به فیلتر G_{t-1} و بردار پارامتر Φ است. برای مدل تغییر رژیم GARCH چگالی r_t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$f(r_t | \Phi, G_{t-1}) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k p_{ij} w_{i,t-1} f_D(y_t | s_t = j, \Phi, G_{t-1}) \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

در رابطه فوق $w_{i,t-1} = P(s_{t-1} = i | \Phi, G_{t-1})$ فیلتر همیلتونی احتمال وضعیت i در زمان $t-1$ است.

در پژوهش حاضر با رویکرد بی‌زی تابع چگالی $f(r_t | \Phi, G_{t-1})$ با استفاده از الگوریتم MCMC تخمین زده شده است. برای این منظور براساس قاعده بی‌زی، نیاز است که از تابع چگالی احتمال پیشین $f(\Phi)$ در ترکیب با تابع راستنمایی رابطه (۱۲) استفاده گردد تا توزیع احتمال

^۱ Haas

پسین $f(\Phi|G_T)$ بدست آید. فرم تابعی توزیع احتمال پسین نامشخص است زیرا توابع توزیع احتمال پیشین از نوع مزدوج^۱ نمی باشند. لذا، لازم است از الگوریتم های نمونه برداری گیبس یا متروپولیس - هیستینگز برای تخمین استفاده گردد.

۳,۳. مدل تلاطم تصادفی کانونی و آزمون وجود اثر اهرمی

در سالیان اخیر مدل های تلاطم تصادفی کانونی یا CSV در ادبیات اقتصادسنجی مالی و قیمت گذاری اختیارات^۲ توجه زیادی را به خود جلب کرده اند و به تدریج از یک مدل صرفاً نظری به یک مدل عملی به منظور پیش بینی تلاطم تبدیل شده اند. برای مثال ملینو و ترنبول^۳ (۱۹۹۰) نشان داده اند که قیمت گذاری اختیارات بر مبنای مدل پایه ای CSV از مدل بلک - شولز^۴ دقیق تر است [۳۵]. کیم و دیگران^۵ (۱۹۹۸) شواهدی را ارائه کرده اند که CSV نسبت مدل های نوع GARCH برازش درون نمونه ایی بهتری دارند. همچنین تلقی تصادفی بودن تلاطم در مقابل قطعی بودن تلاطم سبب انعطاف بیشتر الگوی CSV، نسبت به مدل های GARCH می شود [۲۹]. یافته های تجربی حاکی از آن است که این رویکرد نسبت به کلاس GARCH برازش بهتری با داده های بازده بازارهای مالی دارد. برای محاسبه تلاطم الگوی CSV را می توان به شکل یک مدل فضای حالت غیرخطی نوشت. به طور کلی یک متغیر سری زمانی قابل مشاهده (مانند بازده) r_t را می توان به صورت مجموعی از مولفه های، روند، تناوب فصلی و چرخه ها به همراه جزء تصادفی یا یک فرآیند نوفه به صورت زیر نشان داد:

$$y_t = \eta_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t, \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

trend cycle seasonal noise

در روش مدل سازی فضا - حالت^۶، هر کدام از مولفه های رابطه ی فوق از یک فرآیند تصادفی تبعیت می کنند. مدل های خطی فضا - حالت فرض می کنند که واریانس در معادله سیگنال و در معادلات حالت ثابت هستند، اما اغلب در چنین واریانسی بخصوص در داده های اقتصاد مالی نامانایی وجود دارد [۱۳]. به عنوان مثال بسیاری از داده ها همچون نرخ ارز و بازده سهام به طور ویژه در بر دارنده اثرات خوشه ایی هستند که سبب نوسانات در واریانس شرطی آنها در طول زمان خواهد شد. در این شرایط دوره های زمانی حاوی تلاطم بالا و تلاطم پایین می باشد. این موضوع مشابه این است که گفته شود دو رژیم بر واریانس بازده دارایی حاکم است. الگوی CSV فرض می کند که مکانیسم انتقال بین این دو رژیم برای واریانس نسبتاً هموار است.

^۱ - تابع توزیع احتمال پیشین مزدوج به توزیع پیشینی گفته می شود که تابع توزیع پسین پارامترها هم خانواده خود را تولید نماید. این نوع پیشین ها پیچیدگی های محاسباتی گشتاورهای توزیع پسین پارامترها را کاهش می دهند.

^۲. Options

^۳. Melino and Turnbull

^۴. Black-Scholes

^۵. Kim et al

^۶. State Space

برهمن اساس هاروی و شفارد^۱ (۱۹۹۶) توسیعی از مدل CSV فوق ارائه کرده‌اند که اثر اهرمی را با معرفی ضریب همبستگی میان توزیع اخلاص‌های بازده سهام و لگاریتم تلاطم به صورت $corr(v_t, \omega_{t+1}) = \rho$ در بر می‌گیرد و لذا می‌توان وجود یا عدم وجود اثر اهرمی در بازار دارایی را با استفاده از آن بررسی کرد. الگوی که آن‌ها معرفی می‌کنند به صورت زیر است (رستمی و مکیان^۲، ۲۰۲۰): [۳۸]:

$$\begin{aligned} (a) r_t &= V_t \cdot v_t = \exp\left(\frac{\theta_t}{\gamma}\right) v_t \\ (b) \theta_{t+1} &= \eta + \phi(\theta_t - \eta) + \sigma_\omega \omega_t t > 1 \\ (c) \theta_1 &\sim N\left(\eta, \frac{\sigma_\omega}{1 - \phi^2}\right) \\ (d) \begin{pmatrix} v_t \\ \omega_{t+1} \end{pmatrix} &\sim N\left(\begin{pmatrix} \cdot \\ \rho \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \rho & \\ & 1 \end{pmatrix}\right) \end{aligned} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

رابطه فوق بیان می‌دارد که توزیع شرطی r_t و θ_{t+1} نرمال دو متغیره می‌باشد. بنابراین می‌توان آن را به فرم توزیعی زیر بازنویسی کرد (یو، ۲۰۰۵):

$$\begin{aligned} \theta_{t+1} | \theta_t, \eta, \phi, \sigma_\omega^2 &\sim N(\eta + \phi(\theta_t - \eta), \sigma_\omega^2) \\ r_t | \theta_{t+1}, \theta_t, \eta, \phi, \sigma_\omega^2 &\sim N\left(\frac{\rho}{\sigma_\omega} e^{\frac{\theta_t}{\gamma}} (\theta_{t+1} (\eta + \phi(\theta_t - \eta))), e^{\theta_t(1 - \rho^2)}\right) \end{aligned} \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

علاوه بر این، برخلاف تعریف جاکوایر و دیگران (۲۰۰۴) از اثر اهرمی در مدل CSV، تعریف اثر اهرمی به صورت فوق با فرضیه بازارهای کارا سازگار است. زیرا فرآیند بازده دارایی در این تعریف از اثر اهرمی یک فرآیند تفاضل مارتینگل است یا (رستمی و مکیان، ۱۳۹۹)

$$\begin{aligned} E(r_{t+1} | r_t, \theta_t) &= \\ e^{\delta/(\eta + \phi(\theta_t - \eta))} E(e^{\delta/\sigma_\omega \omega_{t+1}}) E(\varepsilon_{t+1} | r_t, \theta_t) &= \cdot \end{aligned} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

در زمینه این مدل‌ها در ادبیات داخلی می‌توان اطلاعات جامعی را در رستمی و مکیان (۲۰۲۰) مشاهده کرد [۳۸].

۴.۳. روش تخمین بیزی

به طور کلی استنباط در اقتصادسنجی پارامتری به معنای استخراج اطلاعات در مورد بردار پارامتر ψ با استفاده از نمونه بدست آمده از جامعه. استنباط‌های بیزی براساس توزیع پسین بردار پارامتر ψ صورت می‌گیرد که با استفاده از قضیه بیز بدست می‌آید. براساس این قضیه، توزیع پسین یک پیشامد متناسب با حاصلضرب توزیع پیشین در تابع لگاریتم راستمایی تغییر می‌کند. به بیان ریاضی قضیه بیز به صورت زیر است:

^۱ Harvey & Shephard

^۲ Rostami & Makiyan

$$\xi(\psi|X) = C \prod_{i=1}^n \xi(x_i|\psi)\xi(\psi), X_i \in \mathbb{R} \wedge \psi \in \Omega \in \mathbb{R}^m \quad (15) \text{ رابطه}$$

در رابطه (۱۵) فرض شده است که متغیر تصادفی X یک متغیر تصادفی پیوسته و فضای پارامتر بردار پارامترهای ψ 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:

- $\xi(\psi)$ احتمال حاشیه‌ایی ψ است که احتمال پیشین^۱ ψ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر ψ پیش از مشاهده داده‌ها را بیان می‌کند.
- $\xi(\psi|X)$ احتمال شرطی ψ به شرط مصادیق نمونه تصادفی $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ است که احتمال پسین^۲ ψ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر ψ پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پسین در این عبارت نشان دهنده احتمال بعد از مشاهده از اطلاعات X است.

- $\prod_{i=1}^n \xi(x_i|\psi)$ احتمال شرطی داده‌های $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ به شرط بردار پارامتر ψ است که تابع راستنمایی^۳ نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.
- C احتمال حاشیه‌ایی X را نشان می‌دهد و بعنوان یک ثابت نرمال ساز عمل می‌کند تا از اینکه $\xi(\psi|x_i)$ یک مقدار احتمالی باشد مطمئن شویم.

به منظور استنباط آماری (تخمین پارامترها و آزمون فرضیه‌ها) باید فرم تابع راستنمایی و تابع توزیع پیشین مشخص شود. مشخص‌نمایی تابع راستنمایی بستگی به توزیع احتمال داده‌ها دارد. با این حال روشی که بهترین روش مشخص‌نمایی توزیع پیشین و تبدیل اطلاعات ذهنی محقق یا محققین به مقادیر پیشین برای توزیع پارامترها باشد، وجود ندارد.

به‌طور کلی سه دسته مشخص‌نمایی برای توزیع پیشین بردار پارامتر ψ وجود دارد. زمانی که اطلاعاتی مناسب و مفید در مورد پارامتر در دسترس است می‌توان از دسته‌ی خاصی از توابع پیشین که اصطلاحاً پیشین آگاهی بخش^۴ نامیده می‌شوند استفاده کرد. اما در موارد بسیاری، باورهای پیشین مبهم هستند و بنابراین تبدیل آنها به یک پیشین آگاهی بخش دشوار است. در این حالت می‌خواهیم بدون آنکه بر استنباط پارامترهای پسین تاثیر بگذاریم نااطمینانی خودمان را درباره پارامترها بیان کنیم. پیشین‌های اصطلاحاً ناآگاهی بخش^۵ برخی اوقات پیشین‌های مبهم یا

¹. Prior Probability

². Posterior Probability

³. Likelihood Function

⁴. Informative Prior

⁵. Non Informative Prior

پیشین‌های پخشی ۱ نیز نامیده می‌شوند. همچنین در بسیاری از شرایط، انتخاب توزیع پیشین تحت تاثیر قابلیت محاسبه توزیع پسین به روش‌های تحلیلی است. استفاده از پیشین‌های مزدوج ۲ تضمین کننده هم‌خانواده بودن توزیع پسین با توزیع پیشین است. بنابراین، در این حالت محاسبه توزیع پسین پارامتر ψ با استفاده از روش‌های تحلیلی و بدون نیاز به روش‌های شبیه‌سازی ممکن خواهد بود. اگرچه در این حالت توزیع‌های پیشین و پسین فرم یکسانی دارند اما پارامترهای آنها متفاوت خواهد بود. زیرا توزیع پسین تحت تاثیر مبادله درستیابی و پیشین با یکدیگر است [۳۷].

نحوه بیان اطلاعات پیشین درباره پارامترها در فرم تحلیلی (یا توزیعی)، ψ ، و تحلیل حساسیت استنباط پسین به فرم توزیع پیشین منتخب از مسائل قابل ملاحظه ادبیات بیزی می‌باشد [۴۴]. نتایج تخمین بیزی در قالب میانگین پسین، انحراف استاندارد پسین و فاصله اعتبار ۳ که مشابه مفهوم فاصله اطمینان اما متفاوت از آن است بیان می‌شود که اطلاعات مناسبی در این زمینه می‌توان اطلاعات مناسبی را در منابعی همچون جفریز^۴ (۱۹۳۹)، هاتینگ^۵ و همکاران (۱۹۹۹)، لی^۶ و همکاران (۲۰۱۵) پیدا کرد [۲۸، ۲۵، ۳۰]. در زمینه تجزیه و تحلیل بیزی و کلاسیک به ویژه در سری‌های زمانی استاک^۷ (۱۹۹۲) و سیمز^۸ (۱۹۸۸) اطلاعات ارزنده‌ای ارائه کرده است [۴۲، ۴۱].

۵.۳. تخمین پارامترهای یک مدل بیزی

برای استنباط پسین پارامترهای مدل اقتصادسنجی بیزی با استفاده از تکنیک‌های شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکوفی^۹ (MCMC) از توزیع پسین هدف نمونه‌گیری می‌شود. دو تکنیک معروف MCMC برای نمونه‌گیری از توزیع هدف عبارتند از (۱) متروپولیس-هستینگ^{۱۰} و (۲) نمونه‌برداری گیبس^{۱۱} (برای آشنایی بیشتر به پسران (۲۰۱۵) مراجعه کنید [۳۷]). در این مطالعه از روش نمونه‌برداری گیبس به منظور نمونه‌گیری از توزیع پسین چندبعدی پارامترها استفاده شده است.

تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. این روش‌ها برای نمونه‌گیری از توزیع هدف $\psi | x$ از تکنیک‌های زنجیره مارکوفی استفاده می‌کنند که هر نمونه تنها به نمونه ماقبل آخر بستگی دارد. با تقریبی از توزیع هدف آغاز می‌کنند و در هر گام از روش

^۱. Vague or Diffuse Priors

^۲. Conjugate Prior

^۳. Credible Interval

^۴. Jeffreys

^۵. Hoeting

^۶. Li

^۷. Stock

^۸. Sims

^۹. Markov Chain Monte Carl (MCMC)

^{۱۰}. Metropolis-Hasting

^{۱۱}. Gibbs sampling

دنباله‌ای که بکار می‌برند تقریب‌شان را بهبود می‌بخشند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک بودن، توزیع مانای همگرا به توزیع هدف به دست خواهد داد. بدین معنا که با ادامه تکرارها، خواص زنجیره‌های مارکف دچار جهش و تغییر نمی‌شود و تمام سطح زیر یک توزیع را شبیه‌سازی می‌کند. همچنین شبیه‌سازی توزیع تحت تاثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد. این الگوریتم نمونه‌برداری بر مفهومی که توزیع تمام شرطی^۲ نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها به جز پارامتری که بر آن تمرکز داریم را ثابت نگه می‌داریم. با فرض آن که بردار پارامترها به صورت $\psi = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ و $\theta_k^{(i)}$ امین مقدار شبیه‌سازی شده پارامتر باشد، برای شبیه‌سازی با استفاده از نمونه‌برداری گیبس به صورت زیر عمل خواهیم کرد:

$$\begin{aligned} \theta_1^{(i)} &\sim \xi(\theta_1, q_t, \theta_2^{(i-1)}, \dots, \theta_k^{(i-1)}) \\ \theta_2^{(i)} &\sim \xi(\theta_2, q_t, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i-1)}, \dots, \theta_k^{(i-1)}) \\ &\vdots \\ \theta_k^{(i)} &\sim \xi(\theta_k, q_t, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i-1)}, \dots, \theta_{k-1}^{(i)}) \\ \theta_1^{(i+1)} &\sim \xi(\theta_1, q_t, \theta_2^{(i)}, \dots, \theta_k^{(i)}) \\ &\vdots \end{aligned}$$

و با ادامه دادن این کار حجم مطلوب نمونه برای تخمین توزیع پسین پارامترها و گشتاورهای پسین نمونه‌ای متناظر آنها به دست می‌آید (گویک^۳، ۱۹۸۹) [۲۳]. در مورد تخمین الگوهای GARCH با استفاده از روش MCMC می‌توان به مقاله آوسین^۴ (۲۰۰۶) مراجعه کرد [۵].

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

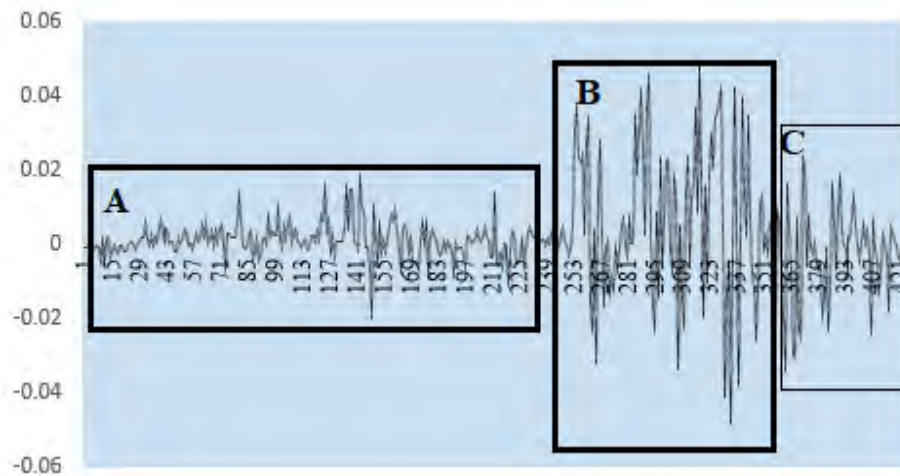
در نمودار (۲) داده‌های بازده سهام ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال ۱۳۹۶/۱/۵ تا ۱۳۹۷/۱۱/۲۹ نشان داده شده است. این نمودار به سه مستطیل A، B و C تقسیم گردیده تا ویژگی خوشه‌ایی بودن تلاطم و تغییر پذیری نوسانات در بازده سهام را نشان دهد. همانگونه که قبلاً توضیح داده شد، خوشه‌ایی بودن تلاطم دال بر وجود نوعی وابستگی در تلاطم بازده سهام است. همچنین این نمودار نشان می‌دهد که با وجود تلاطم‌های بزرگ، سری زمانی به میانگین سراسری (غیر شرطی) باز می‌گردد که اصطلاحاً به دلیل خاصیت میرایی تلاطم در بازارهای مالی قابل انتظار است.

^۱. Ergodic

^۲. Full Conditional Distribution

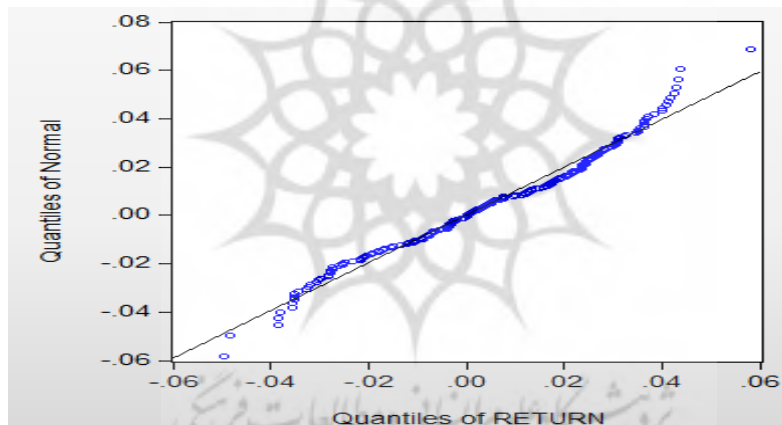
^۳. Geweke

^۴. Ausin



نمودار ۲. بازده شاخص سهام ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران

در نمودار (۳) چندک-چندک بازده نشان داده شده است. شکل این نمودار به صورت محدب - مقعر می‌باشد. معمولاً چنین حالتی وقتی روی می‌دهد که داده‌های بازده بخاطر فروش‌های کوتاه مدت^۱ یا کاهش کلی ذخایر سرمایه شرکت‌ها تحت تاثیر قرار گیرند. ویژگی محدب - مقعر منجر به کشیدگی بالای داده‌های بازده نسبت به توزیع نرمال می‌شود بدین معنی که بازده‌های مثبت بزرگ یا منفی بزرگ بیشتر از حالت نرمال روی می‌دهند.



نمودار ۳. چندک بازده سهام ۵۰ شرکت فعال بورس در مقابل چندک نرمال استاندارد

همچنین جدول (۱) ویژگی‌های توصیفی داده‌های بازده سهام را نشان می‌دهد. براساس نتایج ارائه شده در این جدول میانگین بازده سهام عددی مثبت و بسیار نزدیک به صفر بوده است (تقریباً ۰/۰۱۷٪ در روز). همچنین این متغیر دارای چولگی مثبت می‌باشد که نشان دهنده آن است که

^۱. Selling Short

بازده مثبت محتمل تر از بازده منفی می باشد. ضریب کشیدگی این متغیر ۶/۵۹ است که نشان دهنده کشیدگی بالای توزیع این مجموعه از داده ها نسبت به توزیع نرمال است.

جدول ۱. ویژگی های توصیفی متغیرها

کشیدگی	چولگی	انحراف استاندارد	کمترین	بیشترین	میانگین	آماره توصیفی
۶/۵۹۳۰۵۷	۰/۴۷۳۱۹۹	۰/۰۱۱۷۴۵	-۰/۰۴۶۱۶۴	۰/۰۴۶۳۷۸	۰/۰۰۱۷۸	بازده

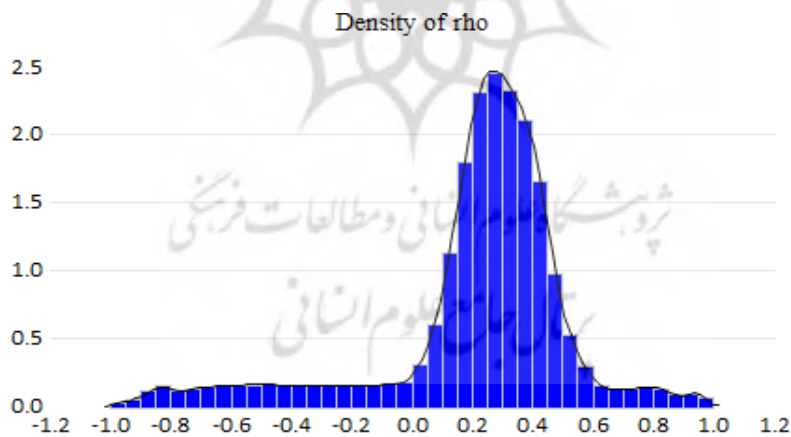
این نتایج نشان دهنده توزیع حاشیه ایی غیرنرمال برای داده های بازده سهام در فاصله زمانی پژوهش است.

جدول (۲) نتایج تخمین وجود اثر اهرمی با استفاده از ضریب ρ در رابطه (۱۵) را نشان می دهد. براساس یافته های ارائه شده در این جدول ρ به احتمال ۹۵٪ در یک فاصله گسترده (۰/۷۴۴۳/۷۰۸۸، -۰/۰۰۰۰) تغییر می کند. این موضوع به معنای آن است که اثر اهرمی برابر با مقدار حدی -۰/۷۰۸۸ نیز مورد انتظار است.

جدول ۲. برآورد ضریب اهرمی

ضرایب	$\hat{E}_p(\psi)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\psi)$	MC_Error	فاصله اعتبار ۹۵٪
ρ	۰/۲۲۰۵	۰/۳۰۹۷	۰/۰۰۹۲۶۹	-۰/۰۷۴۴۳/۷۰۸۸

میانگین پسین این ضریب که در جدول (۲) با $\hat{E}_p(\psi)$ نشان داده شده است برابر با ۰/۲۲۰۵ با انحراف استاندارد پسین، $\hat{V}_p^{0.5}(\psi)$ ، ۰/۳۰۹۷ و خطای شیه سازی نسبتا اندک ۰/۰۰۹۲۶۹ است. با این وجود، با توجه به توزیع پسین ρ در نمودار (۴) مشخص گردید که میانگین پسین، شاخص مناسبی برای مرکزیت توزیع ρ نیست. چولگی این توزیع مبین این موضوع است.



نمودار ۴. توزیع پسین ρ با حجم ۱۰۰۰۰۰ شبیه سازی

فرضیه وجود اثر اهرمی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{cases} H_1: \rho \leq 0 \\ H_2: \rho = 0 \end{cases}$$

شایان ذکر است که آزمون فرضیه بیزی با آزمون فرضیه کلاسیک تفاوت‌های آشکاری دارد [۲۸، ۵۰] که به همین خاطر در نمادگذاری رابطه فوق بجای H_0 و H_1 مرسوم در آزمون فرضیه‌های کلاسیک از نمادگذاری H_1 و H_2 استفاده شده است. برخلاف شیوه کلاسیک در شیوه بیزی آزمون فرضیه‌ها می‌توان در طول زنجیره‌های مارکوفی شبیه‌سازی شده، میزان احتمال صحت فرضیه‌ها را بررسی کرد که در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها از شیوه بیزی استفاده شد. نتایج همانگونه که در جدول (۳) نشان داده شد بیانگر احتمال صحت بسیار بالای فرضیه عدم وجود اثر اهرمی در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج این آزمون نیز با ۱۰۰۰۰۰ شبیه‌سازی MCMC بدست آمده است.

جدول ۳. آزمون فرضیه اثر اهرمی

فرضیه	میزان احتمال صحت فرضیه در شبیه‌سازی
H_1	۰/۱۳۲۶
H_2	۰/۸۶۷۴

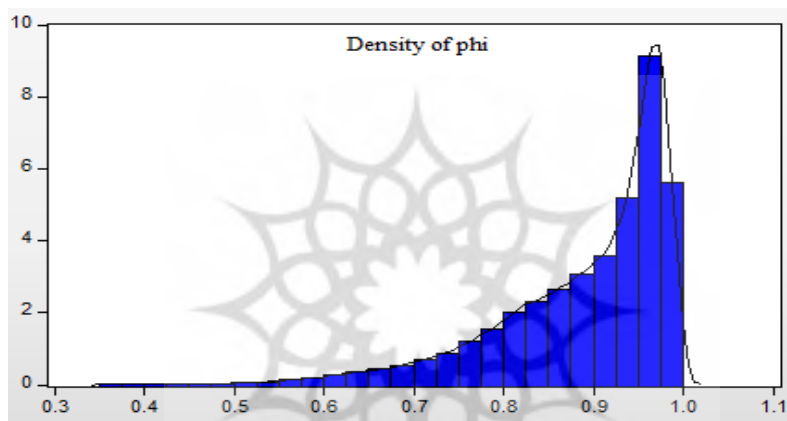
با توجه به این نتیجه، در بازه زمانی یکساله این پژوهش شواهد ضعیفی از وجود اثر اهرمی در بازار سهام مشاهده گردید که از نتیجه وجود اثر اهرمی در این بازه حمایت نمی‌کند. بنابراین، در ادامه این پژوهش از مدل تلاطم تصادفی کانونی و MSGJR_GARCH برای مدلسازی تلاطم استفاده گردید.

در جدول (۴) نتایج تخمین مدل تلاطم تصادفی کانونی (CSV) یا بردار پارامترهای $\psi = (\mu, \phi, \sigma_\omega, \rho)$ ارائه شده در رابطه (۷) نشان داده شده است که با استفاده از شبیه‌سازی به حجم ۱۰۰۰۰۰ با MCMC بدست آمده است. در تمامی تخمین‌ها میزان خطای مونت کارلو (که با MC_Error نشان داده شده است) کمتر از ۵٪ انحراف استاندارد پسین ضرایب است. این موضوع به معنای پایداری ضرایب تخمین زده شده است. فواصل اعتماد ۹۵٪ ترسیم شده برای تمامی ضرایب شامل صفر نمی‌باشد که نشان دهنده عدم احتمال برابری این ضرایب با صفر در این فاصله احتمالی است. بنابراین، این ضرایب معنی‌دار می‌باشند.

جدول ۴. تخمین بیزی تلاطم براساس فرآیند CSV

ضرایب	$\hat{E}_p(\psi)$	$\hat{V}_p^{0.5}(\psi)$	MC_Error	فاصله اعتبار ۹۵٪
η	-۴/۸۴۷	۰/۴۱۷	۰/۰۲۱۸۵	-۴/۵۷۲، -۵/۸۵۱
ϕ	۰/۷۷۷۴	۰/۰۹۵۷۵	۰/۰۰۴۴۱۱	۰/۰، ۰/۹۳۸۷/۵۷۴۵
σ_ω	۰/۰۴۱۴۹	۰/۰۲۹۴۷	۰/۰۰۲۹۲۷	۰/۰، ۰/۱۲۱۱/۰۱۵۱۸

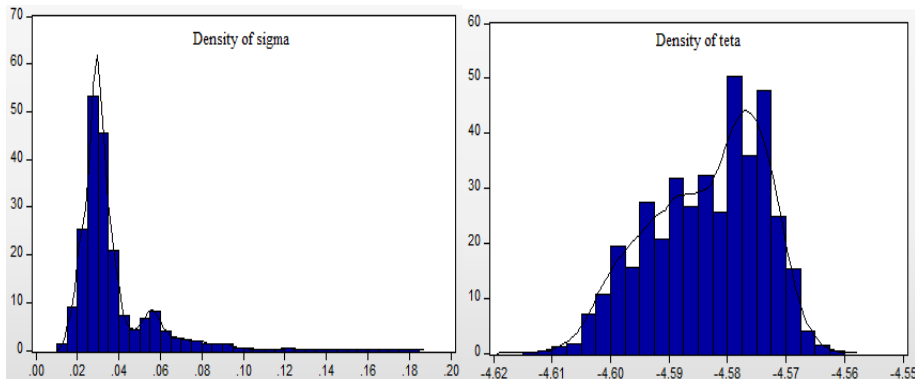
مهمترین ضریب در این جدول ضریب ϕ می باشد که پایداری تلاطم را در طول زمان نشان می دهد. براساس نتایج ارائه شده در جدول (۴) پایداری تلاطم در بازه زمانی ۱۳۹۶ تا انتهای ۱۳۹۷ به شدت بالا بوده است. فاصله اعتماد ۹۵٪ این ضریب نشان می دهد که این پایداری حتی احتمال برابری با ۰/۹۳۸۷ را داشته است. توزیع پسین این ضریب در نمودار (۵) گزارش شده است. این نمودار تک مدی و چوله به سمت چپ است. لذا میانه پسین شاخص مناسبتری برای نمایندگی مرکزیت این توزیع نسبت به میانگین پسین که در جدول ۴ با $\hat{E}_p(\psi)$ نشان داده شده است، دارد.



نمودار ۵. توزیع پسین ضریب ϕ در مدل CSV

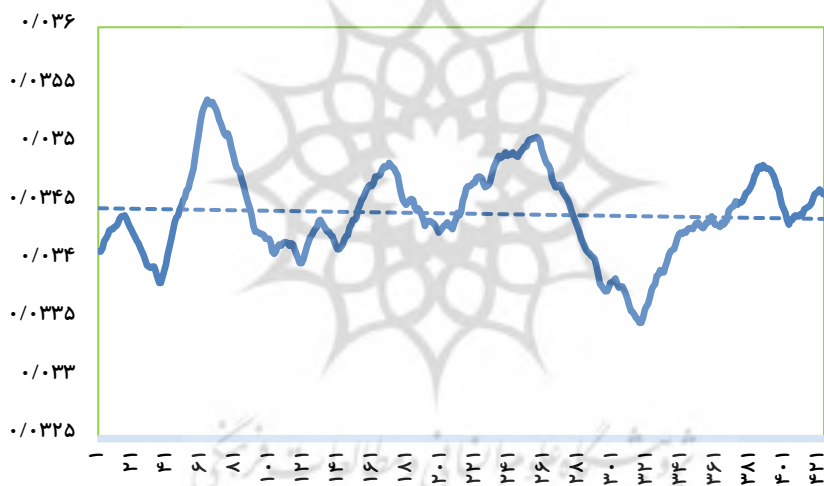
انحراف استاندارد الگوی CSV که در جدول (۴) با σ_ω نشان داده شده است. نمودار (۶) توزیع پسین این ضریب (نمودار سمت چپ) و فشردگی این فاصله در نمودار (۴) مشخص است و نشان دهنده دقت مناسب تخمین بیزی معادله تلاطم با استفاده از مدل CSV است.

پرتال جامع علوم انسانی



نمودار عم توزیع پسین ضرایب σ_{θ} (چگالی چپ) و η (چگالی راست) در مدل CSV (مأخذ: محاسبات تحقیق)

نمودار (۷) تلاطم شرطی (در نمودار با استفاده از منحنی نشان داده شده است) و غیرشرطی (در نمودار با نقطه چین نشان داده شده است) درون نمونه‌ای استخراج شده براساس مدل CSV کانونی را نشان می‌دهد. همانگونه که در این نمودار مشاهده می‌شود تلاطم غیرشرطی در طول زمان شیب کاهشی ملایمی دارد که با موج‌های تلاطمی شرطی کاهش یابنده در طول زمان مرتبط است. همواری چشمگیر این نمودار پایداری بالای تلاطم شرطی را در طول زمان نشان می‌دهد که با ضریب ϕ جدول (۴) در ارتباط است.



نمودار ۷. تلاطم شرطی (نمودار خطی) و غیرشرطی (نمودار نقطه چین) محاسبه شده با CSV

به منظور مدل‌سازی تلاطم با استفاده از مدل MSGJR_GARCH با توزیع حاشیه‌ای t -استیودنت از معادله زیر استفاده شده است

$$r_t | (s_t = k, E_{t-1}) \sim S(\cdot, k, t, \nu),$$

$$k, t = GJR_GARCH(\nu, \nu) \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

در رابطه فوق فرض شده است که تنها دو رژیم تلاطمی وجود دارد که عبارت‌اند از رژیم متلاطم و رژیم ملایم. با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی^۱ این رابطه برآورد و نتایج آن در جدول شماره ۵ نشان داده شده است:

جدول ۵. نتایج تخمین MSGJR_GARCH

ضریب	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
$\alpha_{\cdot,1}$	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۶۵۲۰	۰/۰۴۹۲۷
$\alpha_{1,1}$	۰/۱۱۰۱	۰/۰۸۹۱	۱/۲۳۵۲	۰/۱۰۸۴
$\alpha_{2,1}$	۰/۰۱۳۲	۰/۰۰۰۸۳	۱۵/۹۰۶	۰/۰۰۰
β_1	۰/۸۲۹۵	۰/۰۳۰۱	۲۷/۵۶۰۰	۰/۰۰۰
u_{-1}	۴/۴۷۷۱	۰/۰۶۳۸	۴/۲۰۸۴	۰/۰۰۰۰۱۲۸۶
$\alpha_{\cdot,2}$	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹۰۹	۰/۱۶۰۹
$\alpha_{1,2}$	۰/۰۹۹۰	۰/۱۸۹۰	۰/۵۲۳۹	۰/۳۰۰۲
$\alpha_{2,2}$	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲	۵/۰۰۱	۰/۰۰۰
β_2	۰/۶۷۶۴	۰/۲۳۲۷	۲/۹۰۷۶	۰/۰۰۱۸۲۱
u_{-2}	۹۹/۷۳۱۹	۱۱/۲۶۴۹	۸/۸۵۳۳	۰/۰۰۰

براساس نتایج جدول فوق، میزان پایداری تلاطم در رژیم یک و رژیم دو به ترتیب به صورت ۰/۹۴۶۲ و ۰/۷۷۵۴۵ می‌باشد. همچنین مقادیر تلاطم غیرشرطی هر دو رژیم در جدول زیر نشان داده شده است:

جدول ۶. واریانس‌های غیرشرطی در هر رژیم

	رژیم دو	رژیم یک
تلاطم غیرشرطی	۰/۳۶۷۹	۰/۰۶۲۹

به طور خلاصه ویژگی‌های رژیم‌های یک عبارت است از:

- تلاطم شرطی پایین
 - پایداری بالای تلاطمی در طول زمان
 - واکنش به شوک‌های منفی قویتر
- ویژگی‌های رژیم دو عکس، ویژگی‌های رژیم یک خواهد بود؛ بنابراین، رژیم یک، رژیم تلاطم ملایم و رژیم دو، رژیم واریانس متلاطم است.

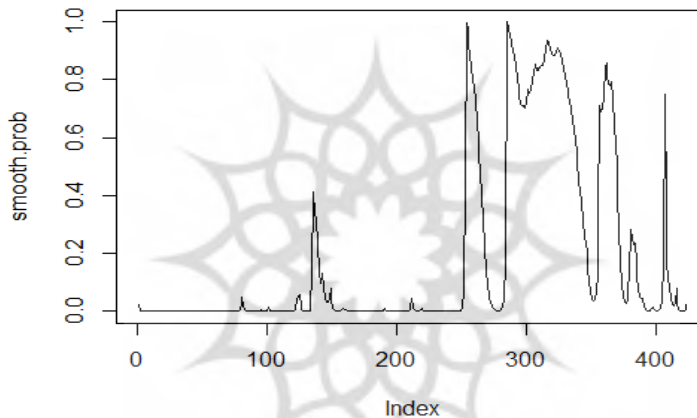
^۱. Maximum Likelihood

بر اساس نتایج ماتریس انتقال وضعیت‌های مارکفی احتمال انتقال از هر رژیم به رژیم دیگر به صورت زیر می‌باشد:

جدول ۷. ماتریس تبدیل وضعیت مارکف

	رژیم یک در زمان $t+1$	رژیم دو در $t+1$
رژیم یک در زمان t	۰/۹۹۰۱	۰/۰۰۹۹
رژیم دو در زمان t	۰/۰۴۱۱	۰/۹۵۸۹
احتمال غیرشرطی هر رژیم	۰/۸۰۶۳	۰/۱۹۳۷

بر اساس این نتایج، احتمال انتقال بین رژیم‌ها در دوره بلافاصله بعد وقتی در رژیم یک قرار داریم به همان رژیم یک $۰/۹۹$ و به رژیم دو $۰/۰۰۹۹$ است که پایداری بالای توقف در رژیم یک را وقتی در دوره قبل در همین رژیم قرار داریم نشان می‌دهد. نمودار (۸) استخراج احتمال غیرشرطی قرارگیری سیستم را در هر یک از رژیم‌ها در طول نمونه با روش هموار را نشان می‌دهد. همانگونه که از این نمودار مشخص است داده‌های مربوط به اواسط و اواخر سال ۱۳۹۷ بیشترین احتمال قرار گرفتن در رژیم دو را دارند.



نمودار ۸: احتمال غیرشرطی قرارگیری سیستم در رژیم متلاطم (رژیم دو) و رژیم ملایم تالاطمی

مقایسه الگوی CSV و MSGJR_GARCH

همانگونه که در مقدمه پژوهش حاضر بیان شد، یکی از اهداف این پژوهش انتخاب مدل مناسب برای پیش‌بینی تالاطم است. در ادبیات بی‌زی، برای مقایسه مدل‌ها برحسب قدرت پیش‌بینی‌شان از معیار انحراف اطلاعاتی که به‌طور خلاصه به‌صورت DIC نشان داده می‌شود، استفاده می‌شود. این معیار به تعداد پارامترها حساس است و مدل‌های با پارامتر زیاد را جریمه^۱ می‌کند. مقادیر کمتر DIC برای هر مدل نشان دهنده توانایی بالاتر پیش‌بینی آن مدل است. محاسبه این معیار نیازمند

^۱. Penalize

داشتن مقادیری است که به راحتی با استفاده از نمونه‌گیری MCMC بدست می‌آیند. در این زمینه اطلاعات مفیدی برناردو و اسمیت (۲۰۰۰) می‌توان یافت [۸].^۱ دلیل استفاده از این معیار، استفاده فراوان از آن در شیوه استنباطی بیزی است. برای مثال می‌توان به آردیا^۲ (۲۰۱۰) و جاکوایر و همکاران^۳ (۲۰۰۴) اشاره کرد [۲۷، ۲].

جدول ۸. مقایسه مدل‌ها بر اساس معیار اطلاع انحرافی بیزی

الگو	DIC
CSV	-۲۸۱۷/۰۰۰۰
MSGJR_GARCH	-۲۹۹۷/۱۱۸۶

مقایسه نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که با اختلاف بسیار زیادی الگوی MSGJR_GARCH برای مدل‌سازی حرکات شاخص قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال بورس در بازه زمانی مورد نظر مناسب‌تر است زیرا DIC کمتری دارد.

پیش‌بینی ریسک بر مبنای مدل MSGJR_GARCH

پس از اینکه مدل مناسب برای مدل‌سازی تلاطم در میان کلاس مدل‌هایی که تلاطم را به شکل یک متغیر پنهان برآورد می‌کنند، انتخاب شد؛ می‌توان از آن برای پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک (VaR) و کسری مورد انتظار (ES) استفاده کرد. در این پژوهش بر مبنای مدل MSGJR_GARCH هر دو معیار VaR و ES در دو چندک ۱٪ و ۵٪ برای هفته اول معاملاتی سال ۱۳۹۸ به صورت زیر تخمین زده شده است:

جدول ۹. تخمین VaR و ES بر اساس مدل MSGJR_GARCH

روزهای معاملاتی	چندک ۱٪		چندک ۵٪	
	VaR	ES	VaR	ES
روز اول	-۰/۰۱۳۸	-۰/۰۱۹۰	-۰/۰۰۷۴	-۰/۰۱۱۴
روز دوم	-۰/۰۱۵۸	-۰/۰۲۲۰	-۰/۰۰۷۶	-۰/۰۱۲۵
روز سوم	-۰/۰۱۸۴	-۰/۰۲۴۷	-۰/۰۰۸۵	-۰/۰۱۴۵
روز چهارم	-۰/۰۲۰۱	-۰/۰۲۷۷	-۰/۰۰۸۷	-۰/۰۱۵۶
روز پنجم	-۰/۰۲۱۳	-۰/۰۲۷۸	-۰/۰۰۹۶	-۰/۰۱۶۶

^۱ باید توجه داشت که در شیوه استنباط بیزی استفاده از معیاری همچون معیار میانگین مربعات خطا (MSE) به نتیجه‌ی مطلوب نمی‌انجامد زیرا در شیوه بیزی علاوه بر مقدار آتی متغیر، پارامترها نیز تصادفی هستند و این معیار از محاسبه عدم قطعیت آن‌ها ناتوان است در حالی که معیار انحراف اطلاعاتی (DIC) این موضوع را نیز در بر می‌گیرد.

^۲ Ardia

^۳ Jacquier et al.

بر مبنای یافته‌های ارائه شده در جدول (۹) بیشترین زیان مورد انتظار با احتمال یک درصد و پنج درصد وقوع مربوط به روز پنجم معاملاتی می‌باشد. با این حال میزان زیان احتمالی وارد آمده بر مبنای چندک ۵٪ به مراتب از زیان احتمالی در چندک ۱٪ کمتر می‌باشد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

تلاطم بازار بورس اوراق بهادار نقش بسیار مهمی در ادبیات اقتصادی دارد. بسیاری از محققین همچون صادروسکی^۱ (۱۹۹۹) تاثیرات تلاطم بازار سهام بر سایر بازارها را بررسی کرده‌اند [۳۹]. در بسیاری از تحقیقات داخلی و خارجی در زمینه بازارهای مالی، تلاطم صرفاً با استفاده از رویکرد GARCH بررسی شده است. کلاس مدل‌سازی GARCH از لحاظ ساختار احتمالی دارای نقائصی است که ساختار دینامیکی آن را تحت شعاع قرار می‌دهد. مدل‌هایی که ساختار احتمالی قویتر دارند کارایی به مراتب بیشتری در محاسبه تلاطم و ریسک دارند زیرا امکان ساخت گزاره‌های احتمالی و محاسبه عدم قطعیت ناشی از تخمین پارامترها و تلاطم بدست آمده از مدل را فراهم می‌آورند. نظر به اهمیتی که بازارهای مالی در رشد و توسعه کشورها دارند و مسائلی همچون وقوع بحران شدید بازارهای مالی، برای نمونه بحران سال ۲۰۰۸، و عواقب خسارت بار آنها بر اقتصاد جهان، استفاده از رویکردهای جایگزین برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی تلاطم به عنوان یک واقعیت تجربی چنین بازارهایی، ضرورتی انکارناپذیر است. در این پژوهش، تلاطم در بازده سهام بازار بورس تهران با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی کانونی یا CSV و تغییر رژیم مارکوفی یا MSGJR_GARCH مورد بررسی قرار گرفته است. الگوی CSV به دلیل آنکه شامل دو نوع فرآیند نوفه، یکی برای مشاهدات و یکی برای تلاطم به عنوان متغیری پنهان، است نسبت به الگوهای GARCH واقعی‌تر و منعطف‌تر در مدل‌سازی تلاطم است. به دلیل وجود متغیر نامشهود تلاطم (به طور دقیق‌تر لگاریتم تلاطم) فرم تابع راستنمایی برای تخمین پارامترهای چنین الگویی غیر بسته است. بدین خاطر با روش‌های کلاسیک نمی‌توان پارامترها را برآورد کرد. به این دلیل، در پژوهش حاضر از رویکرد بیزی و روش MCMC برای تخمین استفاده شده است. نتایج تخمین الگوی CSV نشان داد که ضریب پایداری تلاطم، ϕ ، در معادله حالت لگاریتم تلاطم برابر با ۰/۷۷ است که عددی نسبتاً بزرگ می‌باشد. این امر دال بر پایداری بالای تلاطم در بوری اوراق بهادار تهران است. بنابراین، براساس یافته‌های این مدل؛ تلاطم در بازار سهام ایران پدیده‌ایی با پایداری بالاست و در نتیجه وقوع شوک‌های مختلف در این بازار دارای پیامدهای ماندگاری است. همچنین اثر اهرمی در مدل CSV تایید نشد. نتایج تجربی مقایسه مدل‌ها با استفاده

^۱ Sadrosky

از روش فاکتور بیزی نشان داد که مدل MSGJR_GARCH با داده‌های بازده سهام سازگارتر از مدل CSV است. این بدان معنی است که وقوع شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت با رژیم بندی تلاطم رفتار متفاوتی را در مدل نشان خواهد داد. نتایج نشان داد که در رژیم ملایم امواج تلاطمی بزرگ‌تری با استفاده از شوک‌های منفی نسبت به رژیم متلاطم تولید می‌شود که آثار زیانباری خواهند داشت. همچنین، براساس مدل MSGJR_GARCH ریسک برای هفته معاملاتی سال ۱۳۹۸ در دو چندک ۵٪ و ۱٪ پیش‌بینی گردید. نتایج در این زمینه نشان دهنده آن بود که روزهای انتهای هفته می‌توانند در صورت وقوع تلاطم‌های منفی زیان‌های بزرگتری در مقایسه با روزهای ابتدایی هفته داشته باشند.



منابع

1. Andersen, T. G., & Benzoni, L. (2009). Realized volatility. In T. G. Andersen, R. A. Davis, J.-P. Kreiss, & T. V. Mikosch (Eds.), *Handbook of financial time series* (pp. 555–576). Berlin, Heidelberg: Springer.
2. Ardia, D., & Hoogerheide, L. F. (2010). *Bayesian Estimation of the GARCH (1,1) Model with Student-t Innovations*. In R. the R Journal, 2(2), 41–47.
3. Ari, Y. & Papadopoulos, S. A. (2016). *Bayesian Estimation of the Parameters of the ARCH Model with Normal Innovations Using Lindley's Approximation*. Journal of Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research, 50(4), 217–234
4. Asai, M. (2006). *Comparison of MCMC Methods for Estimating GARCH Models*. Journal of the Japan Statistical Society, 36, 199–212.
5. Ausin MC, Galeano P (2007). "Bayesian Estimation of the Gaussian Mixture GARCH Model." Computational Statistics and Data Analysis, 51(5), 2636-2652. DOI: 10. 1016/j.csda.01/2006.006.
6. Baghjari, M., Nilchi, M., Rasoolian, A. (2016). Examining the Return and the Return Volatility of Investment Industry in the Months of Ramadan and Muharram. *Journal of Financial Management Perspective*, 6(15), 25-41.
7. Baillie, R.T., Bollerslev, T. and Mikkelsen, H.O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 74, 3–30.
8. Bernardo, J. M., & Smith, A. F. M. (2000). *Bayesian Theory*. Chichester: John Wiley.
9. Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2018). *Investments management*. Taipei: McGraw-Hill/Irwin.
10. Bollerslev, T. (1986). Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*
11. Bollerslev, T., Engle, R.F. and Nelson, D.B. (1994). ARCH Models, in R.F. Engle and D. McFadden (Eds.), *Handbook of Econometrics* Vol. IV, Amsterdam: North-Holland, PP. 2959–3038.
12. Broto, C., Ruiz, E. (2004). Estimation methods for stochastic volatility models: a survey. *Journal of Economic Surveys* 18:613–649.
13. Bühlmann, P. and McNeil, A. J. (2002). An Algorithm for Nonparametric GARCH Modelling. *Computnl Statist. Data Anal.*, 40, 665–683
14. Cao, C.Q., and R.S. Tsay (1992) Nonlinear time-series analysis of stock volatilities, *Journal of Applied Econometrics*, December, Supplement, 1, S165–S185.
15. Chou, R.Y. (1988). Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH, *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279–294.
16. Danielsson, J. (2011). *Financial risk forecasting: the theory and practice of forecasting market risk with implementation in R and Matlab* (Vol. 588). John Wiley & Sons.
17. Engle RF (2004). *Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice*. The American Economic Review, 94(3), and 405-420. Doi: 1257/10/0002828041464597.
18. Engle, R. (1982) Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, 987–1007
19. Engle, R. F., & Patton, A. J. (2006). What good is a volatility model? In *Forecasting volatility in the financial markets* (pp. 47-63). Butterworth-Heinemann.

20. Engle, R.F. and Ng, V. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, *Journal of Finance*, 48, 1749–1778.
21. Engle, R.F., Ng, V.K. and Rothschild, M. (1990). *Asset Pricing with a Factor-ARCH Covariance Structure*, *Journal of Econometrics*, 45, 235–237.
22. Fama, E.F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices, *Journal of Business*, 38, 34–105.
23. Geweke, J. (1989), "Bayesian Inference in Econometric Models Using Monte Carlo Integration," *Econometrica*, 57, 1317-1339.
24. Glosten LR, Jaganathan R, Runkle DE (1993). *On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
25. Hoeting, J. A., Madigan, D., Raftery, A. E., & Volinsky, C. T. (1999). *Bayesian Model Averaging: A Tutorial*. *Statistical Science*, 14 (4), 382–417.
26. Hull, J., and White, A. (1987). The pricing of options on assets with stochastic volatilities. *Journal of Finance*, 42:281–300.
27. 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.
28. Jeffreys, H. (1939). *Theory of Probability*. Oxford: Oxford University Press.
29. Kim, S., N. Shephard, and S. Chib (1998). Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with ARCH models. *Review of Economic Studies* 65, 361–393.
30. Li, Y., Zeng, T., & Yu, J. (2014). A new approach to Bayesian hypothesis testing. *Journal of Econometrics*, 178, 602-612.
31. Lopez, J.A. (2001) Evaluating the predictive accuracy of volatility models, *Journal of Forecasting*, 20, 2, 87–109.
32. Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of economic perspectives*, 17(1), 59-82.
33. Mandelbrot, B. (1963). *The Variation of Certain Speculative Prices*, *Journal of Business*, 36, 394–419. Nelson, D.B. (1991). *Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach*, *Econometrica*, 59, 347–370.
34. Marcucci, J. (2005). Forecasting Stock Market Volatility with Regime-Switching GARCH models." Working Paper, University of California at San Diego.
35. Melino, Angelo and Stuart Turnbull, 1989, Pricing foreign currency options with stochastic volatility, *Journal of Econometrics* 45, 239-266
36. Meyer, R. and Yu, J. (2000). BUGS for a Bayesian analysis of stochastic volatility models. *Econometrics Journal*, 3, 198–215.
37. Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.
38. Rostami M, Makiyan S N. (2020). Modeling Stock Return Volatility Using Symmetric and Asymmetric Nonlinear State Space Models: Case of Tehran Stock Market. *Jemr*, 11 (41) :197-229
39. Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy economics*, 21(5), 449-469.
40. Schwert, G.W. (1989). *Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?* *Journal of Finance*, 44, 1115–1153.
41. Sims, C.A. (1988), *Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 463-474.

42. Stock, J. H. (1991). Bayesian Approaches to the Unit Root Problem: A Comment. *Journal of Applied Econometrics*, 403-411.
43. Taylor, J.W. (2004) Volatility forecasting with smooth transition exponential smoothing, *International Journal of Forecasting*, 20, 273-286.
44. Taylor, S.J (1986). *Modelling Financial Time Series*. John Wiley, New York.
45. Taylor, Stephen J., 1984, estimating the variances of auto correlations calculated from financial time series, *Journal of the Royal Statistical Association, Series C (Applied Statistics)* 33, 300-308.
46. Withers, S. D. (2002). *Quantitative Methods: Bayesian Inference, Bayesian Thinking*, *Progress in Human Geography*, 26 (4), 553-566.
47. Y Omori, S Chib, N Shephard, J Nakajima (2007). Stochastic volatility with leverage: Fast and efficient likelihood inference. *Journal of Econometrics* 140 (2), 425-449, 2007. 295, 2007.
48. Yu, J. (2005). On leverage in a stochastic volatility model. *Journal of Econometrics*, 127(2), 165-178.
49. Zakoian, J.-M. (1994). *Threshold Heteroskedastic Models*, *Journal of Economic Dynamics Control*, 18, 931-955.
50. Zellner, A. (1971). *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. New York: John Wiley.
51. Haas, M., Mittnik, S., & Paoletta, M. S. (2004). A new approach to Markov-switching GARCH models. *Journal of financial econometrics*, 2(4), 493-530.

