



## Modeling Price Dynamics and Risk Forecasting in Tehran Stock Exchange Market: Nonlinear and Non-gaussian Models of Stochastic Volatility

Moslem Nilchi 

Ph.D. Candidate, Department of Financial Engineering, Yazd University, Yazd, Iran.  
E-mail: moslem.nilchi@gmail.com

Daryush Farid \* 

\*Corresponding Author, Associate Prof., Department of Accounting and Finance, Yazd University, Yazd, Iran. E-mail: fareed@yazd.ac.ir

### Abstract

**Objective:** The daily observations of the total index of the Tehran Stock Exchange show that in the last few years, stock prices have been very volatile. This volatility can harm the economic environment of Iran. Modeling and predicting price volatility in this market can provide important information about uncertainty and risk to actors and thus help with managing possible unwanted changes in the field of financial investments. This, along with the rise in the value of the stock market in recent years, has caused the investigation of the issue of volatility to become increasingly popular among academicians and financial policymakers. Volatility and risk measurements are essential parameters in risk management programs and can affect a country's economic activity and public confidence. These are also key parameters in studies that examine the relationship between the stock market, economic growth, and other financial variables. Tehran Stock Exchange markets have been volatile in recent years. Controlling the negative effects caused by stock price volatility has made it necessary to predict and model price dynamics for participants in this market.

**Methods:** In this paper, the class of Parameter-Driven volatility models (stochastic volatility models) is used to predict the price volatility and calculate the risk of the price index in the Tehran stock market. Therefore, four stochastic volatility models were used. To make a comprehensive review, the asymmetry in the volatility (leverage effect) and the heavy tail of the stock price return distribution (with t- student distribution and Skew normal) have been included in the models. To estimate the models, the Gibbs sampling method was used, and to accurately compare the models, the test based on the posterior distribution of the models and the Bayesian factor was used.

**Results:** The results indicated that the canonical stochastic volatility model with Skew normal distribution (SNSV) is more effective than other stochastic volatility models in predicting the price of stock market volatility based on the Bayesian factor. Therefore, to analyze stock market risks using stochastic volatility models, there is no need to include the leverage effect in the state space of the Volatility equation.

**Conclusion:** The SNSV model makes it possible to observe volatility and make predictions related to it, thereby improving market transparency and ultimately making diversification and risk management easier to implement. Also, the backtests of VaR and CVaR market risk assessment using Kupiec and DQ tests do not show evidence that the estimation is over or under the risk limit. As a result, the calculation of volatility and pricing with this model will lead to more precision risk management for professionals, especially fund managers who intend to include Tehran Stock Exchange stocks for asset allocation.

**Keywords:** Stock market, VaR, Stochastic volatility, Risk, Kupiec test, DQ test.

**Citation:** Nilchi, Moslem & Farid, Daryush (2023). Modeling Price Dynamics and Risk Forecasting in Tehran Stock Exchange Market: Nonlinear and Non-gaussian Models of Stochastic Volatility. *Financial Research Journal*, 25(2), 275-299. <https://doi.org/10.22059/FRJ.2022.350231.1007402> (in Persian)

Financial Research Journal, 2023, Vol. 25, No.2, pp. 275-299  
Published by University of Tehran, Faculty of Management  
<https://doi.org/10.22059/FRJ.2022.350231.1007402>  
Article Type: Research Paper  
© Authors

Received: October 22, 2022  
Received in revised form: November 22, 2022  
Accepted: November 28, 2022  
Published online: July 22, 2023



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
رتال جامع علوم انسانی

## مدل سازی پویایی های قیمت و پیش بینی ریسک در بورس اوراق بهادار تهران: مدل های

### غیر خطی - غیر گوسی تلاطم تصادفی

مسلم نیلچی

دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، دانشگاه یزد، یزد، ایران. رایانامه: moslem.nilchi@gmail.com

داریوش فرید\*

\* نویسنده مسئول، دانشیار، بخش حسابداری و مالی، دانشگاه یزد، یزد، ایران. رایانامه: fareed@yazd.ac.ir

#### چکیده

**هدف:** تلاطم و سنج ریسک، پارامترهای ضروری در برنامه های مدیریت ریسک هستند که بر فعالیت های اقتصادی و اعتماد عمومی در بازار سهام تأثیر می گذارند. همچنین این دو، پارامترهای کلیدی در مطالعاتی هستند که ارتباط بین بازار سهام، رشد اقتصادی و سایر متغیرهای مالی را بررسی می کنند. بی ثباتی در بورس اوراق بهادار تهران در سالیان اخیر، کنترل اثرهای منفی ناشی از تلاطم قیمت های سهام، پیش بینی و مدل سازی پویایی های قیمت و اندازه گیری ریسک را برای مشارکت کنندگان در این بازار ضروری کرده است.

**روش:** در پژوهش حاضر، از کلاس مدل های پارامترمحور تلاطم تصادفی برای پیش بینی تلاطم قیمت های سهام و محاسبه ریسک بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. برای بررسی جامع، مدل ها به گونه ای انتخاب شده است که ویژگی های خوشه ای بودن تلاطم، عدم تقارن در تلاطم (اثر اهرمی) و دم سنگین بودن توزیع بازده قیمت سهام (با توزیع  $t$  و نرمال چوله) را دربرگیرند.

**یافته ها:** بر اساس فاکتور بیزی، مدل تلاطم تصادفی با توزیع نرمال چوله (SNSV) در پیش بینی تلاطم بازار سهام، از سایر مدل ها کارا تر است؛ بنابراین به منظور تجزیه و تحلیل ریسک های بازار سهام با استفاده از مدل های تلاطم تصادفی، به لحاظ کردن اثر اهرمی در فضای حالت معادله تلاطم این مدل ها نیازی نیست.

**نتیجه گیری:** نتایج حاکی از آن است که مدل SNSV برآورد مناسبی از تلاطم ارائه می دهد و پیش بینی ها با استفاده از آن، شفافیت بازار و مدیریت ریسک را بهبود می بخشد. همچنین پس از آزمون های ارزیابی ریسک بازار VaR و CVaR با استفاده از آزمون کوپیک و DQ، شواهدی از برآورد بیش از حد یا کمتر از حد ریسک را نشان نمی دهد.

**کلیدواژه ها:** ارزش در معرض ریسک، بازار سهام، تلاطم تصادفی، ریسک، آزمون کوپیک، آزمون DQ.

**استناد:** نیلچی، مسلم و فرید، داریوش (۱۴۰۲). مدل سازی پویایی های قیمت و پیش بینی ریسک در بورس اوراق بهادار تهران: مدل های غیر خطی - غیر گوسی تلاطم تصادفی. *تحقیقات مالی*، ۲۵(۲)، ۲۷۵-۲۹۹.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۳۰

تاریخ ویرایش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۷

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۴/۳۱

doi: <https://doi.org/10.22059/FRJ.2022.350231.1007402>

تحقیقات مالی، ۱۴۰۲، دوره ۲۵، شماره ۲، صص. ۲۷۵-۲۹۹

ناشر: دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

نوع مقاله: علمی پژوهشی

© نویسندگان

## مقدمه

مشاهدات روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نشان‌دهنده آن است که در چند سال اخیر قیمت‌های سهام بسیار ناپایدار بوده است که می‌تواند تأثیری نامطلوب بر فضای اقتصادی کشور گذارد. مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم این بازار اطلاعات ارزشمندی در مورد عدم قطعیت و ریسک موجود را به بازیگران ارائه دهد و از این طریق کمک می‌کند تا تغییرات احتمالی ناخواسته در زمینه سرمایه‌گذاری‌های مالی، مدیریت شود. این موضوع در کنار افزایش ارزش بازار سهام در سالیان اخیر سبب شده است که بررسی موضوع تلاطم به‌طور فزاینده‌ای در بین دانشگاهیان و سیاست‌گذاران حوزه مالی رواج پیدا کند.

به‌طور کلی، درک رفتار تلاطم قیمت‌ها برای ارزش‌گذاری دارایی‌های مالی و اجرای استراتژی‌های پوشش ریسک مهم است (اوگنیدیس<sup>۱</sup>، ۲۰۱۸). در پژوهش‌های تجربی انجام شده در زمینه بازارهای مالی این است که تلاطم در طول زمان متغیر می‌باشد (بنتس<sup>۲</sup>، ۲۰۲۱). تعداد زیادی از چنین مدل‌هایی در دهه گذشته ایجاد شده‌اند که در گروه (۱) مدل‌های نوع GARCH (انگل<sup>۳</sup>، ۱۹۸۲) و (۲) مدل‌های تلاطم تصادفی (SV)<sup>۴</sup> (تایلر<sup>۵</sup>، ۱۹۸۶) جای می‌گیرند. کوپمن<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۱۶) گروه مدل‌های SV را با عنوان مدل‌های پارامتر محور<sup>۷</sup> معرفی می‌کنند. این گروه، در مدل‌سازی تلاطم انعطاف‌پذیر است. مایر و یو<sup>۸</sup> (۲۰۰۰)، برگ<sup>۹</sup> و همکاران (۲۰۰۴) و شفارد<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۵) نقطه قوت مدل‌های SV را در مقایسه با مدل‌های GARCH وجود یک فرایند نوفه سفید مازاد در معادله حالت می‌دانند.

در ادبیات پژوهشی داخلی حوزه مالی، کمتر به مدل‌های SV در زمینه مدیریت ریسک توجه شده است و پژوهش‌های موجود عمدتاً به بررسی وجود یا عدم وجود اثر اهرمی در بازار سهام پرداخته و سایر ویژگی‌ها از قبیل چولگی، دم سنگین بودن توزیع بازده سهام و نوع توزیع بازده بررسی نشده است. همچنین، ارزیابی ریسک که در بازارهای مالی با استفاده از معیارهای چندکی از قبیل معیار ارزش در معرض ریسک<sup>۱۱</sup> (VaR) و ارزش در معرض ریسک شرطی<sup>۱۲</sup> (CVaR) صورت می‌پذیرد. علاوه بر این، روش‌های تخمین و آزمون پارامترهای مدل SV با روش‌های کلاسیک همچون حداکثر راست‌نمایی و گشتاورهای تعمیم یافته انجام شده است، در حالی که آردیا و هوگرهید<sup>۱۳</sup> (۲۰۱۰) نشان داده‌اند که روش‌های بی‌زی در زمینه تخمین و آزمون عملکرد بهتری دارند. در این پژوهش به‌منظور ایجاد دیدگاهی جامع از رفتاری پویای بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، ابتدا عملکرد مهم‌ترین مدل‌های SV

1. Evgenidis
2. Bentes
3. Engle
4. Stochastic Volatility (SV)
5. Taylor
6. Koopman
7. Parameter-Driven Models
8. Meyer & Yu
9. Berg
10. Shephard
11. Value at Risk
12. Conditional Value at Risk
13. Ardia & Hoogerheide

با استفاده از فاکتور بیزی مورد بررسی قرار گرفته است و سپس براساس مدل منتخب، ارزش در معرض ریسک شرطی و غیرشرطی برای بازار سهام تهران محاسبه شد.

در ادامه، ساختار این پژوهش به صورت زیر خواهد بود:

در بخش دوم تصریح مدل‌ها و مروری بر ادبیات پژوهشی در بخش سوم نحوه برآوردها را شامل می‌شود، در بخش چهارم یافته‌های تجربی مورد بحث قرار می‌گیرد و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

### مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ریسک جز لاینفک بازارهای مالی است. در زمینه اندازه‌گیری ریسک در ادبیات مالی به‌طور کلی سه روش اندازه‌گیری رایج است که به ترتیب استفاده در پژوهش‌ها عبارت‌اند از: تلاطم، ارزش در معرض ریسک (VaR) و ارزش در معرض ریسک شرطی (CVaR). در بین معیارهای یاد شده، تلاطم معیاری برای اندازه‌گیری عدم قطعیت‌های محاسبه‌پذیر است و هرچند با ریسک در ارتباط است، اما با ریسک یکی نیست؛ زیرا ریسک با پیامدهای نامطلوب آتی بازار در ارتباط است، اما تلاطم با پیامدهای مثبت نیز مرتبط است. با این حال کسانی مانند شارپ<sup>۱</sup> (۱۹۶۶) در تعریف نسبت شارپ<sup>۲</sup>، از تلاطم به‌عنوان متغیر نماینده<sup>۳</sup> مناسب به‌منظور اندازه‌گیری ریسک استفاده کرده است. همچنین مارکوویتز<sup>۴</sup> (۱۹۵۲) و توین<sup>۵</sup> (۱۹۵۸) ریسک را با استفاده از واریانس تعریف کرده‌اند. این شیوه اندازه‌گیری ریسک زمانی درست است که توزیع احتمال بازده نرمال باشد. در این صورت تفاوتی میان ریسک و تلاطم نیست (پون<sup>۶</sup>، ۲۰۰۵).

روش اندازه‌گیری VaR که اولین بار توسط مورگان<sup>۷</sup> (۱۹۹۴) ارائه شد، به‌عنوان یکی از رایج‌ترین رویکردها در بازارهای مالی برای مدیریت ریسک بازار توسعه یافته است. VaR حداکثر زیان‌هایی را که یک سرمایه‌گذار می‌تواند برای یک سطح تحمل معین در طی یک افق زمانی خاص با آن روبرو شود، تعریف می‌کند. اگرچه VaR توسط بازل II و III توصیه می‌شود و مورد استقبال گسترده مؤسسه‌های مالی قرار گرفته است. به‌طور کلی، هر قاعده‌ای برای اندازه‌گیری ریسک (که با  $\eta(\cdot)$  نشان می‌دهیم) باید ویژگی‌های زیر را داشته باشد (تسای<sup>۸</sup>، ۲۰۱۲):

$$1. \text{ زیر جمع‌پذیری: } \eta(X + Y) \leq \eta(X) + \eta(Y)$$

$$2. \text{ یک‌نوایی: اگر برای تمامی پیشامدهای ممکن } X \leq Y \text{ آنگاه باید } \eta(X) \leq \eta(Y)$$

$$3. \text{ متجانسی مثبت: برای هر ثابت مثبت } c \text{ باید } \eta(cX) = c\eta(X)$$

#### 1. Sharpe

۲. نسبت شارپ میزان بازده یک دارایی را به ازای میزان ریسک پذیرفته شده توسط یک سرمایه‌گذار را نشان می‌دهد. براساس معیار شارپ از میان دو دارایی آن دارایی برتر است که نسبت شارپ بالاتری داشته باشد.

3. Proxy

4. Markowitz

5. Tobin

6. Poon

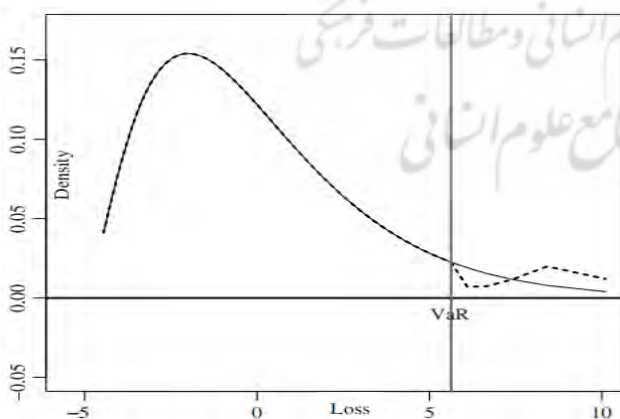
7. Morgan

8. Tsay

$$4. \quad \eta(c + X) = c + \eta(X) \text{ باید } c \text{ هر ثابت مثبت } c$$

در موارد فوق  $X$  و  $Y$  متغیرهای تصادفی می‌باشند که بر فضای نمونه‌ای پیشامدهای ساده ریسکی تعریف شده‌اند. مفهوم موارد فوق در آرتزرنر و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) توضیح داده شده است. ویژگی زیرجمع‌پذیری بیان می‌کند که اندازه‌گیری ریسک یک موقعیت ترکیبی نباید از مجموع ریسک دو موقعیت که به‌طور جداگانه تحت بررسی قرار می‌گیرند بیشتر باشد. علت این موضوع آن است که ریسک یک سبد متنوع نباید از ریسک اجزای فردی بیشتر باشد. بنابراین، زیرجمع‌پذیری به سادگی فایده‌تنوع بخشی را در کاهش ریسک بیان می‌کند. یکنوایی بیان می‌کند که اگر یک موقعیت همیشه تحت هر شرایطی زیان بیشتری نسبت به موقعیت دیگری داشته باشد، باید اندازه ریسک آن همیشه بیشتر باشد. متجانسی مثبت نیز پیامدهای مهمی دارد. اول، اظهار می‌دارد که با دو برابر کردن موقعیت مالی باید خطر آن را نیز دو برابر کرد. دوم و مهم‌تر آنکه ریسک به ارزش پولی که در آن ریسک اندازه‌گیری می‌شود بستگی ندارد. تغییرناپذیری انتقالی بدین معنی است که اگر عدم قطعیت اضافی وجود نداشته باشد ریسک اضافی وجود ندارد، زیرا در آمار اضافه کردن ثابت به یک متغیر تصادفی بر تغییرپذیری آن تأثیر نمی‌گذارد. هر تابع اندازه‌ای که موارد فوق را رعایت کند، یک اندازه منسجم<sup>۲</sup> ریسک نامیده می‌شود. موارد فوق محدودیت‌های فرمالیسم ریاضی یک تابع اندازه ریسک را بیان می‌کند. علاوه بر این، در اندازه‌گیری ریسک باید توجه داشت که ریسک به خواص فرایند تصادفی مولد داده‌های قیمت نفت (دم سنگین یا دم سبک بودن فرایند، چوله بودن یا غیرچوله بودن فرایند، وجود پرش یا عدم پرش در فرایند)، نوع بازار (بازارهای تکامل یافته یا نوظهور)، افق زمانی (کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت)، محیط اقتصاد کلان وابسته است (چان و گرن<sup>۳</sup>، ۲۰۱۶).

اما مطابق نظر کمیته بانکی تسویه حساب بین‌المللی (BIS)<sup>۴</sup> معیار VaR نمی‌تواند پیشامدهای نادر در دم‌های توزیع بازده را به خوبی ارائه نماید (چن و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۹).



شکل ۱. نمودار ناتوانی معیار VaR در محاسبه دم‌های دو توزیع متفاوت  
منبع: تسای<sup>۶</sup> (۲۰۱۲)

1. Artzner and et al
2. Coherence
3. Chan and Grant
4. International Settlements (BIS) Committee
5. Chen et al
6. Tsay

این نمودار دو نوع تابع چگالی زیان را نشان می‌دهد. براساس تعریف مقدار VaR این دو تابع یکسان است اما همان گونه که این نمودار نشان می‌دهد رفتار حدی این دو نوع تابع زیان همانند نیست. علاوه بر این، آرتزور و همکاران (۱۹۹۹) استدلال می‌کنند که VaR الزام زیرجمع‌پذیری را رعایت نمی‌کند و بنابراین یک معیار منسجم از ریسک نیست.

معیار CVaR هرچند به شکلی محافظه‌کارانه اما منسجم ریسک را اندازه می‌گیرد. پژوهش‌های مالی که از VaR و CVaR برای اندازه‌گیری ریسک استفاده می‌کنند، عموماً روی سناریوی کاهش قیمت سهام (یعنی ریسک نزولی) متمرکزند. بنابراین، هنگامی که قیمت سهام به دلیل خبرهای ناگهانی منفی سقوط می‌کند، سرمایه‌گذاران در بازار به ناچار ضرر می‌کنند.

کارایی روش‌های VaR و CVaR در ارزیابی ریسک بازار به روش‌های مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم بستگی دارد. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که مدل‌های گروه SV در مدل‌سازی و پیش‌بینی تلاطم بهتر از مدل‌های گروه GARCH بهتر عمل می‌کنند (هانسن<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۲).

به‌منظور پس‌آزمون<sup>۲</sup> ارزیابی دقت VaR‌های تخمینی، لازم است نرخ شکست تجربی برآوردها محاسبه شود. نرخ شکست<sup>۳</sup>، نسبت تعداد دفعاتی را که بازده‌ها از VaR‌های تخمینی فراتر می‌رود به تعداد کل مشاهدات محاسبه می‌کند. اگر نسبت محاسبه شده برابر با سطح VaR از پیش تعیین شده (یعنی  $\alpha = 1\%$  و  $\alpha = 5\%$ ) باشد، گفته می‌شود که مدل به درستی تصریح شده است. اگر نرخ شکست بالاتر از چندک مورد نظر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که مدل ریسک را دست‌کم می‌گیرد.

نرخ شکست برای ریسک نزولی یک موقعیت معاملاتی طولانی (که با  $FRVaR_s$  نشان داده می‌شود)، به‌عنوان درصد بازده منفی که کوچک‌تر از چندک سمت چپ است، محاسبه می‌شود. همچنین، نرخ شکست برای ریسک صعودی یک موقعیت معاملاتی کوتاه (که با  $FRVaR_u$  نشان داده می‌شود)، به‌صورت نسبت بازده‌های بزرگ‌تر از چندک سمت راست VaR تعریف می‌شود.  $FRVaR_s$  و  $FRVaR_u$  به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$FRVaR_d = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_t(y_t < -VaR_{d,t}) \quad \text{رابطه ۱}$$

$$FRVaR_u = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_t(y_t > VaR_{u,t})$$

در این رابطه  $VaR_{d,t}$  و  $VaR_{u,t}$  مقادیر تخمینی برای ریسک نزولی و صعودی در زمان  $t$  برای یک بازه اطمینان معین هستند. همچنین  $T$  تعداد مشاهدات و  $I_t(\cdot)$  تابع نشانگر است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Hansen  
2. Back Test  
3. Failure Rate (FR)

$$\text{Downside : } I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } y_t < -\text{VaR}_{d,t} \\ 0 & \text{if } y_t \geq -\text{VaR}_{d,t} \end{cases} \quad (\text{رابطه } ۲)$$

$$\text{Upside : } I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } y_t > \text{VaR}_{u,t} \\ 0 & \text{if } y_t \leq \text{VaR}_{d,t} \end{cases}$$

آزمون‌های متعدد رسمی بر اساس معیارهای بالا برای پس آزمون تخمین‌های VaR وجود دارد. در پژوهش حاضر از آزمون پوشش نامشروط ( $LR_{UC}$ )، پیشنهاد شده توسط کوپیک<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) و آزمون چندکی پویا (DQ) که توسط انگل و مانگنلی<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) معرفی شده است؛ استفاده می‌شود. هر دو آزمون فرضیه صفر  $H_0: FR = \alpha$  را بررسی می‌کنند. عملکرد خوب مدل VaR باید با پوشش دقیق بدون قید و شرط همراه باشد، یعنی از نظر آماری انتظار می‌رود که میزان شکست با سطح معناداری تجویز شده برابر باشد.

در ادامه، تعدادی از جدیدترین پژوهش‌ها که با استفاده از مدل‌های SV به مدل‌سازی تلاطم و ارزیابی ریسک با معیارهای VaR و CVaR در بازارهای مختلف پرداخته‌اند معرفی شده است:

اویونا و یائوبین<sup>۳</sup> (۲۰۲۱) مدل تلاطم تصادفی با زمان‌های پیوسته را برای پیش‌بینی تلاطم قیمت‌های نفت خام مورد استفاده قرار دادند. آن‌ها با استفاده از تقریب اویلر - مارویاما<sup>۴</sup> مدل هستون را برآورد می‌کنند. براساس نتایج پژوهش آن‌ها، مدل تلاطم تصادفی به‌منظور پیش‌بینی بازده نفت خام WTI و برنت نسبت به مدل‌های GARCH کارایی بیشتری دارد. چن و همکاران (۲۰۱۹) مدل‌های مختلف تلاطم تصادفی برحسب توزیع احتمال‌های مختلف را برای داده‌های نفت برنت و WTI برآورد می‌کنند. آن‌ها نشان دادند مدل تلاطم تصادفی با اثرات اهرمی (SVI) برای پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک (VaR) و ارزش در معرض ریسک شرطی (CVaR) مناسب‌تر از سایر مدل‌های SV و مدل‌های GARCH است.

تیواری<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های روزانه بازدهی قیمت بیت‌کوین و لیت‌کوین، نشان می‌دهند که مدل‌های SV با جزء AR(1) و توزیع  $t$  می‌توانند ویژگی‌های اصلی داده‌های بیت‌کوین را به شکلی کارآمدتر نسبت به مدل‌های GARCH مدل‌سازی کنند. آگبیه‌به<sup>۶</sup> (۲۰۲۲) در پژوهشی به مقایسه ۷ مدل تلاطم تصادفی در مقابل مدل‌های GARCH می‌پردازد. وی نتیجه می‌گیرد که برای ارزیابی و پیش‌بینی تلاطم بازار سهام جامائیکا، مدل‌های تلاطم تصادفی به شکل کارآمدتری عمل می‌کنند. سولی باکه<sup>۷</sup> (۲۰۲۲) در پژوهشی به بررسی تلاطم‌های بازار انرژی‌های الکتریکی با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی می‌پردازد. وی نتیجه می‌گیرد که کنترل ریسک در بازار انرژی‌های تجدیدپذیر با استفاده از مدل‌های تلاطم تصادفی به‌صورت کارآمدتری ممکن است.

رستگار و همتی (۱۴۰۰) در مقاله‌ای به تحلیل حساسیت سه روش مختلف در محاسبه ارزش در معرض ریسک

1. Kupiec
2. Engle and Manganelli
3. Oyuna and Yaobin
4. Euler-Maruyama
5. Tiwari
6. Agbeyegbe
7. Solibakke



پرداختند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند، روش‌های تخمین با استفاده از تابع زیان، روش‌های گارچ - کاپولا، نظریه ارزش فرین و همبستگی شرطی پویا، در محاسبه VaR به ترتیب در رتبه‌های اول تا سوم قرار گرفتند.

بهزادی (۱۳۹۹) در مقاله‌ای به منظور مدل‌سازی و اندازه‌گیری ریسک پرتفوی، به بررسی اثربخایی تطبیف شده مالی در مدل‌های GARCH می‌پردازد. وی نتیجه می‌گیرد که هنگام استفاده از خانواده گارچ، مدل گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل، در مقایسه با دو روش دیگر، عملکرد بهتری دارد که اهمیت در نظر گرفتن اثرهای اهرم در مدل‌سازی ریسک برای بازده سهام در بورس تهران را نشان می‌دهد.

فرهادیان و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله‌ای به بررسی مدل‌های تلاطم تصادفی و تغییر رژیم مارکوفی گارچ پرداختند. نتیجه‌گیری آن‌ها نشان می‌دهد برای محاسبه ریسک، مدل‌های MS-GJRGARCH بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کند که گویای اهمیت سیستم تغییر وضعیت در مدل‌سازی ریسک می‌باشد.

راعی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به ارزیابی معیار CVaR با استفاده از روش‌های واریانس ثابت و واریانس متغیر در بازار سهام ایران می‌پردازند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که به منظور ارزیابی و مدیریت ریسک با معیار CVaR استفاده از روش‌های واریانس متغیر در زمان عملکرد بهتری را نشان می‌دهد.

سارنج و نوراحمدی (۱۳۹۵) در پژوهشی به مقایسه مدل‌های مختلف ارزش فرین و GARCH در برآورد معیارهای VaR و CVaR می‌پردازند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که براساس روش مک نیل و فری و آزمون رتبه بندی MCS روش‌های ارزش فریندر تخمین معیارهای VaR و CVaR بهتر از روش‌های GARCH عمل می‌کنند.

نجفی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی این مسئله پرداختند که چگونه می‌توان بازه سبدهای سهام را بهینه نمود. آن‌ها نشان می‌دهند که استفاده از معیار CVaR با کارایی بیشتری بازه سبدهای سهام را بهینه می‌کند.

## روش‌شناسی پژوهش

برای پژوهش حاضر از داده‌های روزانه شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۵ مهرماه ۱۳۸۹ تا اول مرداد ۱۴۰۱ استفاده شده است. برای محاسبه بازده داده‌ها از فرمول بازده لگاریتمی به صورت زیر استفاده می‌کنیم:

$$R_{it} = \ln \frac{P_{it}}{P_{it-1}} \quad (۱)$$

در ادامه این بخش روش‌های اقتصادسنجی مطابق اهداف پژوهشی ارائه شده است.

## مدل‌سازی تلاطم با مدل‌های پارامتر محور و معیارهای چندگانه اندازه‌گیری ریسک

### تعریف مدل‌های پارامتر محور و مشاهده محور

تفاوت بین مدل‌سازی‌های مختلف تلاطم را می‌توان از طریق مفاهیم مدل‌های مشاهده محور و مدل‌های پارامتر محور که توسط کاکس<sup>۱</sup> (۱۹۸۱) معرفی شد و همچنین توسط کوپمن و همکاران (۲۰۱۶) مورد بازبینی قرار گرفت، درک کرد. اگر

$\phi_t$  یک پارامتر در زمان  $t$  و  $\varepsilon_t$  یک متغیر تصادفی مشاهده شده در زمان  $t$  باشد، در یک مدل مشاهده‌محور خواهیم داشت:

$$\phi_t = \Phi(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \quad \text{رابطه ۳}$$

که  $\Phi$  یک تابع اندازه‌پذیر است. در مدل پارامتر محور رابطه به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\phi_t = \Phi^*(\phi_{t-1}, \phi_{t-2}, \dots, \eta_t) \quad \text{رابطه ۴}$$

که در آن  $\eta_t$  یک تغییر جدید و خاص در زمان  $t$  است. همچنین  $\Phi^*$  یک تابع قابل اندازه‌گیری است. در مورد اخیر، ساختار پنهانی در مدل وجود دارد که به طور کلی نمی‌توان آن را مستقیماً با مشاهدات مرتبط دانست. در این پژوهش عملکرد یک دسته از مدل‌های تلاطم پارامتر محور - مدل‌های تلاطم تصادفی (SV) که شکل مشاهده‌محور ندارد، در ارزیابی و پیش‌بینی ریسک بازار سهام تهران بررسی خواهد شد.

#### مدل تلاطم تصادفی پایه (SV) و نرمال چوله

به طور کلی در تمام مدل‌های پارامتر محور تلاطم تصادفی، متغیر تلاطم یک متغیر پنهان است که نمی‌توان به‌عنوان تابعی از متغیرهای قابل مشاهده (مانند مدل GARCH) بیان کرد. با این حال تلاطم،  $\sigma_t$ ، و شوک‌های وارد آمده بر بازده،  $\varepsilon_t$ ، از طریق رابطه زیر در ارتباط هستند:

$$y_t | \sigma_t = \varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t} \eta_t \quad \text{رابطه ۵}$$

در این رابطه  $\eta_t$  نوفه سفید و با توزیعی به شکل  $\eta_t \sim N(0,1)$  و  $\sigma_t$  متغیر تلاطم نامعلوم است. رابطه ۵ با تصریح معادله‌ای که پویایی‌های  $\sigma_t$  را بیان می‌کند کامل خواهد شد. بدین منظور، با قرار دادن  $h_t = \text{Log}(\sigma_t)$  و فرض تبعیت مقدار اولیه  $h_1$  از یک رابطه AR(1) ما خواهیم داشت:

$$\left\{ \begin{array}{l} (a) y_t = \sigma_t \eta_t = e^{\frac{h_t}{2}} \eta_t \\ (b) h_t = \alpha + \phi(h_{t-1} - \alpha) + \sigma_\omega \omega_t, \quad \phi > 1 \\ (c) h_1 \sim N\left(\alpha, \frac{\sigma_\omega}{1 - \phi^2}\right) \\ (d) \begin{pmatrix} \eta_t \\ \omega_t \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}\right) \\ (e) \begin{pmatrix} \eta_t \\ \omega_t \end{pmatrix} \sim SN\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \vartheta\right) \end{array} \right. \quad \text{رابطه ۶}$$

در رابطه ۶ ضریب  $\phi$  با محدودیت  $|\phi| < 1$  در معادله (b) یا معادله حالت تلاطم، پایداری در تلاطم را اندازه‌گیری می‌کند و  $\eta_t$  و  $\omega_t$  که در طول زمان می‌توانند مستقل یا غیر مستقل (حاوی اثرات اهرمی) از همدیگر باشند دو نوع شوک در دینامیک بازده دارایی می‌باشند. فرایند  $h = \{h_1, h_2, \dots, h_n\}$  که در معادلات (a) و (c) ظاهر می‌شود غیر قابل مشاهده است. همچنین در رابطه فوق  $h_1$  (مقدار اولیه لگاریتم تلاطم) مطابق توزیع یک فرایند AR(1) ما

توزیع شده است. شایان ذکر است که در معادله (b) پارامتر  $\alpha$  میانگین لگاریتم واریانس و  $\sigma_\omega$  انحراف استاندارد شوک وارد آمده بر لگاریتم تلاطم را نشان می‌دهند. همچنین، رابطه (e) ترکیب مدل SV را با توزیع نرمال چوله نشان می‌دهد. در این رابطه عبارت  $\theta$  درجه چولگی توزیع را نشان می‌دهد.

## تعمیم‌های مختلف مدل SV

### اثر اهرمی

از واقعیت‌های مشاهده شده بسیار مهم در بازارهای مالی عدم تقارن میزان اثرگذاری شوک‌های منفی و مثبت بر تلاطم است. این عدم تقارن برخی اوقات تحت عنوان اثر اهرمی<sup>۲</sup> توصیف می‌شود. بر اساس شواهدی که هال و وایت (۱۹۸۷) ارائه کرده‌اند که نادیده انگاشتن اثر اهرمی زمانی که واقعاً وجود دارد، به آریبی در تخمین قیمت‌گذاری اختیارات منجر می‌شود. برای غلبه بر این مشکلات، هاروی و شفارد (۱۹۹۶) توصیفی از مدل SV فوق ارائه کردند که اثر اهرمی را با معرفی ضریب هم‌بستگی میان اخلاص بازده دارایی ( $\eta_t$ ) و اخلاص معادله لگاریتم تلاطم ( $\omega_{t+1}$ ) به صورت  $\text{corr}(\eta_t, \omega_{t+1}) = \rho$  در بر می‌گیرد. در این شرایط معادله (d) رابطه ۶ به صورت زیر بازنویسی خواهد شد:

$$(d) \begin{pmatrix} \eta_t \\ \omega_{t+1} \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right) \quad \text{رابطه ۷}$$

### توزیع t

مدل SV قابلیت لحاظ کردن توزیع‌های دم سنگین همچون توزیع t را دارد. چوی<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۹) از تصحیح زیر برای وارد کردن توزیع t به معادلات SV استفاده می‌کنند:

$$\begin{cases} (c) h_1 \sim N \left( \alpha, \frac{\lambda_0 \sigma_\omega}{1 - \phi^2} \right) \\ (d) \begin{pmatrix} \eta_t \\ \omega_t \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \lambda_t \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right) \\ (e) \lambda_t | v \sim IG \left( \frac{v}{2}, \frac{v}{2} \right) \end{cases} \quad \text{رابطه ۸}$$

رابطه فوق بیان می‌کند که برای مدل‌سازی مدل‌سازی با استفاده از توزیع t کافی است که در ساختار ماتریس کواریانس و واریانس مقدار اولیه تلاطم،  $h_1$ ، پارامتر تصادفی  $\lambda$  را که از یک توزیع گامای معکوس با پارامترهای مقیاس و شکل  $\frac{v}{2}$  استفاده کنیم. در این حالت  $v$  درجه آزادی توزیع t خواهد بود. شایان ذکر است که این تعدیل در ماتریس کواریانس به همین صورت در مدل با اثرات اهرمی انجام می‌شود.

مدل‌های تلاطم تصادفی مورد استفاده در این پژوهش در جدول ۱ به همراه نماد خلاصه‌سازی شده معرفی شده‌اند. در ادامه این پژوهش تنها از فرم خلاصه نویسی شده برای اشاره به مدل‌ها استفاده خواهد شد.

1. Hyper Parameter  
2. Leverage Effect  
3. Choy

جدول ۱. مدل‌های تلاطم تصادفی استفاده شده در پژوهش

| نماد | مدل                              |
|------|----------------------------------|
| SV   | تلاطم تصادفی                     |
| SVI  | تلاطم تصادفی با مؤلفه اثر اهرمی  |
| SVt  | تلاطم تصادفی با توزیع دم سنگین t |
| SNSV | تلاطم تصادفی با توزیع نرمال چوله |

تخمین پارامترهای مدل‌های SV با مؤلفه‌های نامتقارنی و دم سنگینی توزیع داده‌ها با استفاده از روش‌های استنباط کلاسیک دشوار است. یونگ و ژانگ (۲۰۱۴) دو دلیل عمده برای این موضوع برمی‌شمارند:

۱. محاسبه تحلیلی تابع راست‌نمایی این مدل‌ها به دلیل انتگرال‌های چندگانه بعد بالا با روش‌های حداکثر راست‌نمایی بسیار دشوار است و
۲. روش‌های استنباط کلاسیک تقریباً همواره بر مبنای نظریه مجانبی<sup>۱</sup> قرار دارند که برای این مدل‌ها شناخته شده نیستند.

به دلایل فوق بسیاری از محققان در این حوزه همچون لی و یو<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) تکنیک‌های شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکوفی مونت کارلو<sup>۳</sup> (MCMC) را که بر اساس شیوه بیزی مورد استفاده قرار می‌گیرند را پیشنهاد می‌کنند. روش بیزی بر اساس استنباط از توزیع پسین قرار دارد و برخلاف روش کلاسیک به منظور استنباط در مورد پارامترهای مدل نیازی به تئوری مجانبی ندارد (چیب<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۰۲؛ لی و یو، ۲۰۱۲).

• رویکرد بیزی به تخمین پارامترها

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

$$P(\psi|y) = C \prod_{i=1}^n P(y_i|\psi)P(\psi), y_i \in \mathbb{R} \wedge \psi \in \Omega \in \mathbb{R}^m \quad \text{رابطه ۹}$$

در رابطه ۹ فرض شده است که متغیر تصادفی  $y$  یک متغیر تصادفی پیوسته و فضای پارامتر بردار پارامترهای  $\psi$  مجموعه  $\Omega \in \mathbb{R}^m$  است. اجزا تشکیل دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند عبارت‌اند از:

1. Asymptotic Theory
2. Li & Yu
3. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)
4. Chib

- $P(\psi)$  احتمال حاشیه‌ای  $\psi$  است که احتمال پیشین<sup>۱</sup>  $\psi$  نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر  $\psi$  پیش از مشاهده داده‌ها را بیان می‌کند.
- $P(\psi|y)$  احتمال شرطی  $\psi$  به شرط مصادیق نمونه تصادفی  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  است که احتمال پسین<sup>۲</sup>  $\psi$  نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر  $\psi$  پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پسین در این عبارت نشان‌دهنده احتمال بعد از مشاهده از اطلاعات  $y$  است.
- $\prod_{i=1}^n P(y_i|\psi)$  احتمال شرطی داده‌های  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  به شرط بردار پارامتر  $\psi$  است که تابع راست‌نمایی<sup>۳</sup> نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.
- $C$  احتمال حاشیه‌ای  $y$  را نشان می‌دهد و به‌عنوان یک ثابت نرمال ساز عمل می‌کند تا از اینکه  $P(\psi|y_i)$  یک مقدار احتمالی باشد مطمئن شویم.

به‌منظور 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 محققان به مقادیر پیشین برای توزیع پارامترها باشد، وجود ندارد.

به‌طور کلی سه دسته مشخص‌نمایی برای توزیع پیشین بردار پارامتر  $\psi$  وجود دارد. زمانی که اطلاعاتی مناسب و مفید در مورد پارامتر در دسترس است می‌توان از دسته خاصی از توابع پیشین که اصطلاحاً پیشین آگاهی بخش<sup>۴</sup> 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 تأثیر بگذاریم نااطمینانی خودمان را درباره پارامترها بیان کنیم. پیشین‌های اصطلاحاً ناآگاهی بخش<sup>۵</sup> برخی اوقات پیشین‌های مبهم یا پیشین‌های پخشی<sup>۶</sup> نیز نامیده می‌شوند. همچنین در بسیاری از شرایط، انتخاب توزیع پیشین تحت تأثیر قابلیت محاسبه توزیع پسین به روش‌های تحلیلی است. استفاده از پیشین‌های مزدوج<sup>۷</sup> تضمین‌کننده هم‌خانواده بودن توزیع پسین با توزیع پیشین است. بنابراین، در این حالت محاسبه توزیع پسین بردار پارامتر  $\psi$  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 تأثیر مبادله درست‌نمایی و پیشین با یکدیگر است.

نحوه بیان اطلاعات پیشین درباره پارامترها در فرم تحلیلی (یا توزیعی)،  $P(\psi)$ ، و تحلیل حساسیت استنباط پسین

1. Prior Probability
2. Posterior Probability
3. Likelihood Function
4. Informative Prior
5. Non Informative Prior
6. Vague or Diffuse Priors
7. Conjugate Prior

به فرم توزیع پیشین منتخب از مسائل قابل ملاحظه ادبیات بیزی می‌باشد (برگر<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶). نتایج تخمین بیزی در قالب میانگین پسین، انحراف استاندارد پسین و فاصله اعتبار<sup>۲</sup> که مشابه مفهوم فاصله اطمینان در روش کلاسیک، اما متفاوت از آن است، بیان می‌شود.

به دلیل وجود متغیرهای پنهان همچون تلاطم و پرش استفاده از رابطه ۹ برای محاسبه توزیع پسین و گشتاورهای بردار پارامتر  $\psi$  در مدل‌های مختلف تلاطم تصادفی مناسب نیست. زیرا همان گونه که در مقدمه گفته شد، محاسبه تابع راست‌نمایی که در رابطه ۹ با عبارت  $P(y_i|\psi)$  نشان داده شده است بسیار دشوار است. برای کاهش این مشکل محاسباتی، استراتژی شناخته شده افزایش داده وانگ و تنر<sup>۳</sup> (۱۹۸۷) را می‌توان برای افزایش فضای پارامتر با مؤلفه‌های بردار  $LC$  اعمال کرد. در این صورت توزیع پسین رابطه ۹ به صورت زیر بازنویسی می‌گردد:

$$P\left(\psi, \underbrace{h, q, k, J}_{LC} | y\right) = C \prod_{i=1}^n P(y_i | \psi, LC) P(\psi) \quad \text{رابطه ۱۰}$$

برای استنباط پسین پارامترهای مدل. متغیرهای پنهان با استفاده از تکنیک‌های شبیه‌سازی MCMC از توزیع پسین هدف نمونه‌گیری می‌شود.

### تکنیک‌های تخمین بیزی مدل‌ها

دو تکنیک معروف MCMC برای نمونه‌گیری از توزیع هدف عبارت‌اند از: ۱. متروپولیس - هستینگ<sup>۴</sup> و ۲. نمونه‌برداری گیبس<sup>۵</sup> (گلمن<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۱۳). در این مطالعه از روش نمونه‌برداری گیبس به منظور نمونه‌گیری از توزیع پسین چند بعدی پارامترها استفاده شده است.

تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. این روش‌ها برای نمونه‌گیری از توزیع هدف  $P(\psi, LC | y)$  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 دنباله‌ای که به کار می‌برند تقریب‌شان را بهبود می‌بخشند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک<sup>۷</sup> 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 تأثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد.

این الگوریتم نمونه‌برداری بر مفهومی که توزیع تمام شرطی<sup>۸</sup> 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

1. Berger
2. Credible Interval
3. Wong & Tanner
4. Metropolis-Hasting
5. Gibbs sampling
6. Gelman
7. Ergodic
8. Full Conditional Distribution

به منظور تخمین توزیع پسین حاشیه‌های مؤلفه‌های مختلف مدل‌های تلاطم تصادفی که در جدول ۱ ارائه شده‌اند با استفاده از نمونه‌برداری گیبس به صورت زیر عمل خواهیم کرد:

$$\psi^{(i)} \sim P(\psi|y, h^{(i-1)}, q^{(i-1)}, k^{(i-1)}, J^{(i-1)}) \rightarrow \text{Step}_1 \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$k^{(i)} \sim P(k|y, \psi^{(i)}, h^{(i-1)}, q^{(i-1)}, J^{(i-1)}) \rightarrow \text{Step}_2$$

$$J^{(i)} \sim P(J|y, \psi^{(i)}, h^{(i-1)}, q^{(i-1)}, k^{(i)}) \rightarrow \text{Step}_3$$

$$q^{(i)} \sim P(q|y, \psi^{(i)}, h^{(i-1)}, k^{(i)}, J^{(i)}) \rightarrow \text{Step}_4$$

$$h^{(i)} \sim P(h|y, \psi^{(i)}, q^{(i)}, k^{(i)}, J^{(i)}) \rightarrow \text{Step}_5$$

و با ادامه دادن این کار به تعداد تکرارهای دلخواه، حجم مطلوب نمونه برای تخمین توزیع پسین  $LC$  و  $\psi$  و گس‌تاورهای پسین نمونه‌های متناظر آن‌ها به دست می‌آید (ناکاجیما و آموری، ۲۰۰۹).

### گزینش مدل با استفاده معیار فاکتور بیزی

یکی از موضوعات مهم در بررسی تلاطم قیمت‌های دارایی‌ها، انتخاب مدل مناسب برای بازده قیمت (انتخاب از میان رابطه‌های ۵ تا ۸) است. روش‌شناسی بیزی این امکان را فراهم می‌کند تا با استفاده از مقایسه نسبت احتمال‌های پسین مدل‌های مختلف، مشروط به داده‌های معلوم، مدلی را که حداکثر احتمال تطابق با داده‌ها را داشته باشد انتخاب کنیم. در این بخش، نمای کلی از مقایسه مدل بیزی از طریق فاکتور بیزی<sup>۲</sup> ارائه می‌دهیم.

با فرض آنکه تعداد  $\{\Gamma_j\}_{j=1}^k$  مدل در دسترس باشد، با استفاده از محاسبه احتمال پسین  $Z$  زمین مدل به شرط داده‌ها به صورت زیر صورت می‌پذیرد:

$$P(\Gamma_j|y) = \frac{P(y|\Gamma_j)P(\Gamma_j)}{\int_{k \in \Gamma} P(y|\Gamma_k)P(\Gamma_k)d\Gamma} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

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

$$Y_{ji} = \frac{P(\Gamma_j|y)}{P(\Gamma_i|y)} = \frac{P(\Gamma_j)P(y|\Gamma_j)}{P(\Gamma_i)P(y|\Gamma_i)} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

$$B_{ji} = \frac{P(y|\Gamma_j)}{P(y|\Gamma_i)}$$

که در آن

$$P(y|F_k) = \int P(y|\theta_k, F_k) P(\theta_k|F_k) d\theta_k \quad \text{رابطه ۱۴}$$

تابع راست‌نمایی حاشیه‌ای مدل  $F_k$  ( $k=i, j$ ) است. این راست‌نمایی حاشیه‌ای را می‌توان به‌عنوان پیش‌بینی چگالی داده‌ها تحت صحت مدل  $F_k$  که با استفاده از داده‌های مشاهده شده واقعی  $y$  ارزیابی می‌شود تفسیر کرد. بنابراین، اگر داده‌های مشاهده شده احتمالاً توسط مدل  $F_k$  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  $B_{ji} \geq 1$  نشان‌دهنده آن است که به‌ازای داده‌های معلوم  $y$  و پیشین‌های  $P(F_j)$  و  $P(F_i)$  مدل  $F_j$  با احتمال بیش‌تری به‌طور دقیق‌تری پدیده تحت بررسی را نسبت به مدل  $F_i$  بررسی می‌کند (در صورت تساوی  $P(F_j) = P(F_i)$ ). بنابراین، این روش معیاری از عملکرد مدل‌ها را نسبت به هم به‌دست می‌دهد (کوپ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳؛ چان و گرت<sup>۲</sup>، ۲۰۱۶). شایان ذکر است که از آنجایی که فاکتور بیز به سادگی نسبت دو راست‌نمایی حاشیه‌ای<sup>۳</sup> است، پژوهشگران تنها راست‌نمایی‌های حاشیه‌ای مجموعه مدل‌های رقیب را گزارش می‌دهند.

## یافته‌های پژوهش

در این بخش تجزیه و تحلیل توصیفی داده‌ها و تخمین مدل‌های معرفی شده در بخش دوم ارائه می‌شود. همچنین، به‌منظور انتخاب مدل مناسب به‌منظور ارزیابی ریسک از فاکتور بیزی استفاده خواهد شد. تمامی مدل‌ها با استفاده از روش بیزی که در بخش سوم توضیح داده شد برآورد می‌شوند.

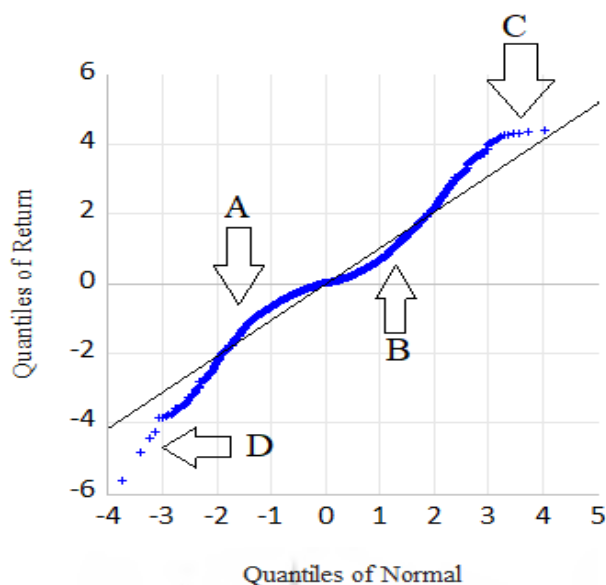
## تحلیل توصیفی داده‌ها

شکل ۲ توزیع تجربی داده‌های شاخص کل قیمت را در مقابل توزیع نرمال نشان می‌دهد. شکل ۲ نشان می‌دهد که رفتار بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در مورد وقوع مقادیر بسیار بزرگ بازده (منفی یا مثبت) تقریباً مشابه سایر بازارهای مالی است. همان‌گونه که با پیکان‌های C و D نشان داده شده است، مقادیر بازده بسیار بزرگ و بسیار منفی در این بازار بیش از آنچه از یک متغیر نرمال انتظار می‌رود روی داده است. همچنین، مقادیر بازده نسبتاً کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از میانگین تاریخی (به‌ترتیب پیکان A و پیکان B) بیشتر از حالت نرمال روی داده است. بنابراین، بازار در دوران آرامش بازده‌های مناسبی را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد.

به‌طور کلی پراکندگی مقادیر بازده بازار سهام نشان می‌دهد که ریسک و مخاطره در این بازار به‌طور یکنواختی توزیع نشده است، بلکه در رویدادهای حدی (دنباله‌ای) به شکل متراکمی خود را نشان می‌دهد. این نحوه توزیع داده‌های بازده، نشان‌دهنده آن است که بازار سهام به‌شدت تحت تأثیر وقایع غیرقابل پیش‌بینی انسانی (همچون رفتار توده‌ای) است.

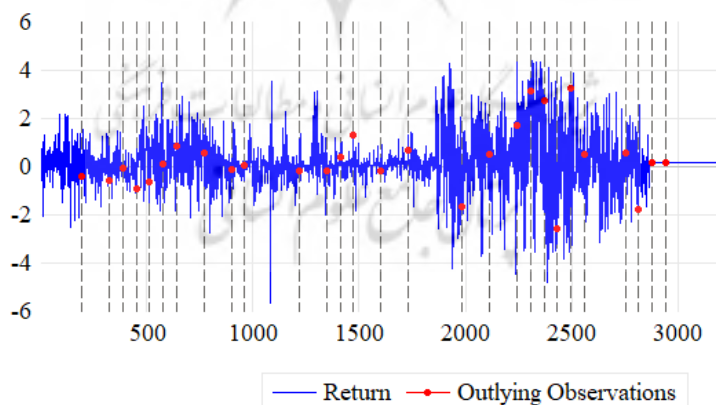
1. Koop
2. Chan and Grant
3. Marginal Likelihoods





شکل ۲. چندک - چندک تجربی داده‌های بازده شاخص کل در مقابل چندک نرمال

تجزیه و تحلیل داده‌های تاریخی بورس در شکل ۳ نشان می‌دهد که ۲۸ نقطه بازده پرت منفی یا مثبت در دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ قابل شناسایی است. از این تعداد، فقط ۱۱ مشاهده مربوط به بازده‌های منفی است و ۱۷ مشاهده دیگر مربوط به بازده‌های مثبت است. بنابراین، براساس اطلاعاتی که داده‌های تاریخی در اختیار ما قرار می‌دهند، بورس اوراق بهادار تاکنون بازاری مطلوب برای سرمایه‌گذاری بوده است.



شکل ۳. توزیع بازده‌های پرت در داده‌های نمونه

همچنین جدول ۲ علاوه بر شاخص‌های مرکزی و پراکندگی، ضریب چولگی داده‌های بازده قیمت را نشان می‌دهد. باین ضریب، فراوانی نسبی وقوع بازده‌های بزرگ را در یک جهت خاص (راست یا چپ) اندازه می‌گیرد. از واقعیت‌های بازار سهام تهران آن است که این بازار به‌طور تقریباً برابری مقادیر منفی و مثبت بازده‌های بزرگ یا حدی را تجربه کرده است (با اندکی انحراف به سمت مقادیر مثبت بزرگ بازده به دلیل آنکه ضریب چولگی این داده‌ها مثبت، اما کمتر از ۰/۵ است).

است (۰/۱۷۶۸) نمی‌توان این انحراف را چندان قابل اهمیت دانست). چنین رفتاری از توزیع بازده در بازار سهام مطابق تئوری مطوبیت انتظاری است؛ زیرا بیانگر آن است که سرمایه‌گذار در این بازار شانس کوچک کسب بازده بزرگ را به شانس بزرگ کسب بازده کوچک ترجیح می‌دهد. با این وجود به دلیل تقریباً کم اهمیت بودن این ضریب در بازار سهام می‌توان رگه‌هایی از رفتار غیرمنطقی شرکت‌کنندگان در بازار را حدس زد.

جدول ۲. آمار توصیفی بازده قیمت‌های بورس اوراق بهادار تهران

| انحراف استاندارد       | کمترین           | بیشترین | میانگین |
|------------------------|------------------|---------|---------|
| ۱/۰۸۷۲                 | -۵/۶۷۰۲          | ۴/۳۷۸۸  | ۰/۱۵۱۶  |
| ارزش احتمال نرمال بودن | آماره جارکیو-برا | کشیدگی  | چولگی   |
| ۰/۰۰۰                  | ۱۰۱۴/۹۸          | ۵/۸۹۵۷  | ۰/۱۶۴۴  |

### تخمین مدل‌ها

در این بخش نتایج تخمین پسین پارامترهای مدل‌های مختلف تلاطم تصادفی ارائه می‌شود. این نتایج با استفاده از ۲۰۰ هزار شبیه‌سازی MCMC به دست آمده است که ۱۰۰ هزار شبیه‌سازی ابتدایی به منظور استنباط دقیق‌تر سوخت شده است و از ۱۰۰ هزار شبیه‌سازی انتهایی استفاده شده است. نتایج در جدول ۳ براساس میانگین پسین و انحراف استاندارد (در پرانتز) برای هر ضریب در مدل‌های مختلف گزارش شده است.

جدول ۳ نشان می‌دهد که تلاطم در بازار سهام پایداری بالایی دارد، زیرا؛ ضریب  $\phi$  در تمام این مدل‌ها برابر با عددی بین ۰/۹ تا ۰/۹۳ است که بسیار نزدیک به یک می‌باشد. بنابراین، وقوع یک جریان تلاطمی در بازار به سادگی به ثبات منتهی نمی‌شود و برای مدت زیادی بازار متلاطم خواهد بود. این واقعیت به این معناست که تلاطم نقش پررنگی در تعیین قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران خواهد داشت (پوتربا و سامرز، ۱۹۸۶). واریانس معادله حالت یا معادله تلاطم با معکوس سازی ضریب  $\sigma_{\omega}^{-2}$  (که در ادبیات بیزی ضریب دقت نامیده می‌شود) به دست می‌آید و اندازه این ضریب در مدل SNSV نسبت به سایر مدل‌ها بزرگ‌تر است. این موضوع (کوچک بودن این واریانس نسبت به سایر مدل‌ها) تطابق مناسب داده‌ها را با مدل SNSV بیان می‌کند. همچنین، بزرگ‌ترین واریانس تلاطم مربوط به SVt است که بیانگر ضعف بالاتر این مدل در مقایسه سایر مدل در تطابق با داده‌هاست. همچنین، مقدار پارامتر سطح که با پارامتر  $\mu_h$  نشان داده شده است در مدل SVt از لحاظ اندازه نسبت به همه مدل‌ها بالاست. این موضوع نشان داده آن است که مدل SVt نمایش مناسبی از داده‌های بازده قیمت بورس اوراق بهادار نیست.

ضریب  $\rho$  که اثر اهرمی را اندازه‌گیری می‌کند در مدل SVI منفی است و نشان می‌دهد که شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت امواج تلاطمی بزرگ‌تری را در بازار بورس اوراق بهادار تولید می‌کنند. با این حال، این ضریب معنادار نیست. در نتیجه، این موضوع بیانگر عدم وجود شواهد کافی برای تأیید اثر اهرمی در مدل SVI در این بازار است.

جدول ۳. میانگین بسین و انحراف استاندارد (در پرانتز) پارامترها در مدل‌های مختلف تلاطم تصادفی

|                        | SV                  | SVt                 | SNSV               | SVI                 |
|------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| $\sigma_{\omega}^{-2}$ | ۲/۷۴۳<br>(۰/۰۲۸۰)   | ۳/۴۹۶۵<br>(۰/۰۲۸۹)  | ۲/۵۶۴<br>(۰/۰۷۴۶)  | ۲/۷۵۲۵<br>(۰/۰۲۸۳)  |
| $\mu_h$                | -۰/۲۹۰۸<br>(۰/۰۲۸۸) | -۰/۳۰۰۹<br>(۰/۰۳۶۸) | -۰/۲۹۵<br>(۰/۰۹۸۴) | -۰/۲۷۴۱<br>(۰/۰۲۶۸) |
| $\phi$                 | -۰/۹۶۷<br>(۰/۰۰۶۱)  | -۰/۹۷۹۶<br>(۰/۰۰۵۱) | -                  | -۰/۹۶۶۳<br>(۰/۰۰۶۱) |
| $\rho$                 | -                   | -                   | -                  | -۰/۸۹۱<br>(۰/۰۳۸۴)  |
| $v$                    | -                   | ۹/۸۲۰۸<br>(۲/۳۴۰۹)  | -                  | -                   |
| $Logit(\phi)$          | -                   | -                   | ۴/۰۳۰<br>(-۰/۱۸۵۷) | -                   |
| $\vartheta$            | -                   | -                   | -۱/۷۱۲۵<br>(۰/۱۸)  | -                   |

پارامتر  $v$  که درجه آزادی توزیع  $t$  استفاده شده در مدل SVt نشان می‌دهد رقم تقریباً کوچکی است (۹/۸۲) و بیانگر شدت تراکم داده‌های بازده در دنباله‌های توزیع حاشیه‌ای بازده است. همچنین پارامترهای  $v$  و  $Logit(\phi)$  اندازه‌گیری چولگی توزیع در مدل SNSV نشان‌دهنده چولگی معنادار تلاطم بازده سهام می‌باشند و تناسب مناسب توزیع شرطی داده‌های بازده سهام را با این مدل بیان می‌کنند.

### نتایج مقایسه مدل‌ها

با توجه به آنکه مدل‌هایی این پژوهش با استفاده از روش بیزی برآورد شده‌اند، برای محاسبه راست‌نمایی شرطی این مدل‌ها از رویکرد معرفی شده توسط لنک و دسرپو<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) می‌توان استفاده کرد. برای محاسبه راست‌نمایی حاشیه‌ای مدل‌های تلاطم تصادفی، تابع راست‌نمایی به صورت تحلیلی در دست نیست و بنابراین؛ استفاده از روش‌های نمونه‌گیری الزامی است (چان و گرنر، ۲۰۱۶). به‌طور کلی تابع راست‌نمایی مدل‌های تلاطم تصادفی به صورت زیر قابل بیان است:

$$P(y|\theta) = \int P(y|\theta, h) P(h|\theta) dh \quad \text{رابطه ۱۴}$$

که  $P(y|\theta, h)$  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  $P(\cdot)$  باشد، آنگاه می‌توان تابع راست‌نمایی  $P(y|\theta)$  را با استفاده از برآوردگر نمونه‌گیری زیر به دست آورد:

$$P(y|\theta) = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R \frac{P(y|\theta, h^{(i)})P(h^{(i)}|\theta)}{P(h^{(i)})} \quad \text{رابطه ۱۵}$$

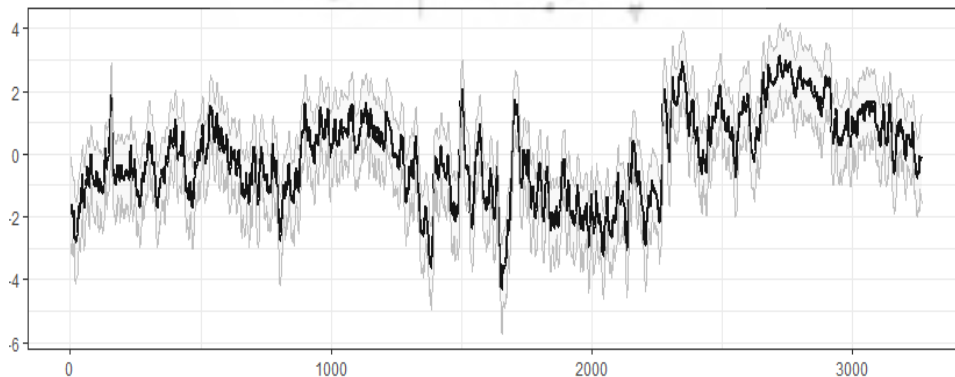
در این پژوهش،  $P(\cdot)$  به‌گونه‌ای انتخاب شده است که بیشترین نزدیکی را با تابع  $P(h|y, \theta)$  (توزیع پسین متغیر تصادفی  $h$ ) داشته باشد.

براساس این توضیحات، لگاریتم راست‌نمایی محاسبه و در جدول ۴ برای مدل‌های مختلف تلاطم تصادفی استفاده شده گزارش شده است. نتایج نشان‌دهنده آن است که مناسب‌ترین مدل برای مدل‌سازی پویای قیمت‌های سهام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مدل SNSV است. از نکات با ارزش جدول ۴ امکان مقایسه دو به دو مدل‌ها با استفاده از فاکتور بیزی است که برای این کار، کافی است تا لگاریتم حاشیه‌ای هر دو مدل را برهم تقسیم کرد.

جدول ۴. لگاریتم راست‌نمایی حاشیه‌ای مدل‌های تلاطم تصادفی و انحراف استاندارد متناظر (در پراتنز)

| رتبه مدل در مقایسه با سایر مدل‌ها | لگاریتم راست‌نمایی حاشیه‌ای | مدل  |
|-----------------------------------|-----------------------------|------|
| ۴                                 | ۱۹۳۰/۰۹۴۶                   | SV   |
| ۳                                 | -۱۹۵۳/۵۳۸                   | SVI  |
| ۲                                 | -۱۹۶۱/۹۲۲                   | SVt  |
| ۱                                 | -۱۹۶۵/۰۹۴                   | SNSV |

پس از انتخاب مدل مناسب، تلاطم بازار براساس آن تخمین زده می‌شود. براساس اطلاعات شکل ۴ سال ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ در مقایسه با سایر سال‌ها بازار سهام در متلاطم‌ترین وضعیت قرار داشته است. از شروع روز کاری ۳۰۰۰ (معادل با اواسط سال ۱۴۰۰) تلاطم در بازار به آرامی شروع به کاهش کرده است. این یافته‌ها در مطابقت کامل با شواهد تاریخی بورس اوراق بهادار تهران است. برای مثال سقوط تاریخی بازار در مردادماه ۱۳۹۹ و اعتراضات به گران شدن بنزین در آبان ماه ۱۳۹۸ روی داده است.



شکل ۴. تلاطم در روزهای کاری بورس اوراق بهادار تهران (تا ابتدای مرداد ۱۴۰۱)

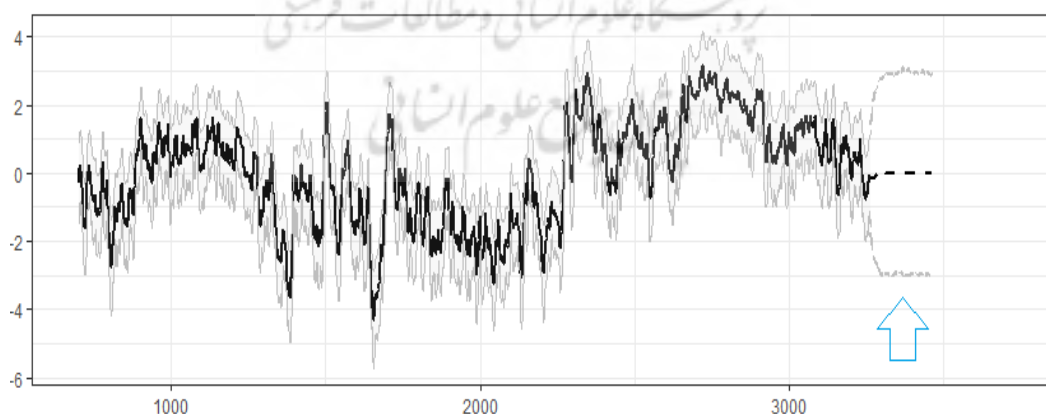
### محاسبات ریسک

پس از انتخاب مدل مناسب برای مدل سازی تلاطم در کلاس مدل های پارامتر محور، از آن برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک (VaR) و ارزش در معرض انتظار شرطی (CVaR) استفاده می شود. در پژوهش حاضر، بر مبنای مدل SNSV ابتدا تلاطم آتی در قیمت های سهام برآورد و سپس هر دو معیار VaR و CVaR در دو سطح ۱ درصد و ۵ درصد برای هفته اول معاملاتی مردادماه سال ۱۴۰۱ به صورت زیر تخمین زده شده است:

جدول ۵. میزان تلاطم پیش بینی شده با استفاده از مدل SNSV در کوانتیل های مختلف

| زمان       | چندک ۲/۵ % | چندک ۹۷/۵ % | میانگین |
|------------|------------|-------------|---------|
| روز کاری ۲ | -۰/۱۲۲۲    | -۰/۶۱۳۰     | -۰/۲۹۵۳ |
| ۳          | -۰/۱۱۵۶    | -۰/۶۵۵۲     | -۰/۳۰۳۵ |
| ۴          | -۰/۱۰۸۵    | -۰/۷۰۷۳     | -۰/۳۰۸۹ |
| ۵          | -۰/۱۰۴۴    | -۰/۷۳۰۷     | -۰/۳۱۱۹ |
| ۶          | -۰/۰۹۹۱    | -۰/۷۶۵۵     | -۰/۳۱۳۹ |
| ۷          | -۰/۰۹۵۵    | -۰/۷۹۸۰     | -۰/۳۲۱۱ |
| ۸          | -۰/۰۹۳۶    | -۰/۸۱۷۶     | -۰/۳۲۳۱ |

نتایج پیش بینی تلاطم نشان دهنده آن است تلاطم به آرامی در مردادماه افزایش پیدا می کند (بازار متلاطم تر می شود) و لذا، سطح مخاطرات آن افزایش می یابد و سپس در سطحی معین تثبیت می شود. این وضعیت می تواند بیانگر حالت انتظار بازار به مذاکرات برجام باشد.



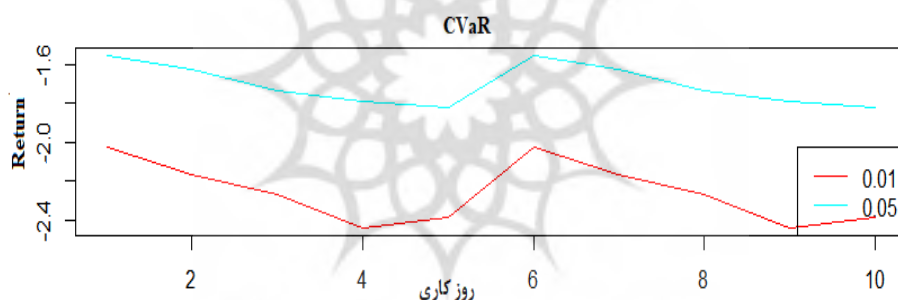
شکل ۵. پیش بینی ۵۰ روز آتی تلاطم بورس اوراق بهادار تهران (از ابتدای مرداد ۱۴۰۱)

همچنین در جدول ۶ مقادیر VaR و CVaR محاسباتی نشان داده شده است.

جدول ۶. مقادیر VaR و CVaR محاسبه شده مدل SNSV

| چندک ۵ درصد |       | چندک ۱ درصد |        | روزهای معاملاتی |
|-------------|-------|-------------|--------|-----------------|
| CVaR        | VaR   | CVaR        | VaR    |                 |
| -۱/۵۵       | -۱/۲۴ | -۲/۰۲۴      | -۱/۷۷  | روز اول         |
| -۱/۶۲       | -۱/۲۷ | -۲/۱۶۷      | -۱/۸۶  | روز دوم         |
| -۱/۷۳       | -۱/۳۵ | -۲/۲۷       | -۱/۹۴  | روز سوم         |
| -۱/۷۹       | -۱/۳۸ | -۲/۴۴       | -۲/۰۲۸ | روز چهارم       |
| -۱/۸۲       | -۱/۴۲ | -۲/۳۸       | -۲/۰۶۹ | روز پنجم        |

بر مبنای یافته‌های ارائه شده در جدول ۶ 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 درصد به مراتب از زیان احتمالی در چندک ۱ درصد کمتر می‌باشد. شکل ۶ ارزش در معرض ریسک شرطی را در ده روز کاری اول مردادماه ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های ارائه شده در شکل ۶ تا روز چهارم ریسک کاهش یافته و پس از آن به آرامی افزایش می‌یابد.



شکل ۶. ارزش در معرض ریسک شرطی (CVaR) ده روز کاری مردادماه ۱۴۰۱

### پس آزمون‌های کوپیک و DQ

در جدول ۷ نتایج آزمون کوپیک برای مدل SNSV ارائه شده است.

جدول ۷. آزمون کوپیک

| موقعیت کوتاه  |            |                       |             |
|---------------|------------|-----------------------|-------------|
| $\alpha$      | نرخ موفقیت | نسبت راست‌نمایی کوپیک | ارزش احتمال |
| ۵٪            | ۰/۹۴۵۱     | ۱/۵۵۳                 | ۰/۲۱۲۶      |
| ۱٪            | ۰/۹۹۲۳     | ۱/۹۶۹                 | ۰/۱۶۰۴      |
| موقعیت طولانی |            |                       |             |
| $\alpha$      | نرخ شکست   | نسبت راست‌نمایی کوپیک | ارزش احتمال |
| ۵٪            | ۰/۰۴۳۴     | ۱/۵۵۳                 | ۰/۰۸۱۲      |
| ۱٪            | ۰/۰۰۸۲     | ۱/۰۴۹                 | ۰/۳۰۵       |

نتایج آزمون کوپیک برای مدل SNSV نشان‌دهنده عدم رد فرضیه  $H_0: FR = \alpha$  است. در نتیجه می‌توان گفت که مدل به شکل مناسبی ارزش در معرض ریسک بازار بورس اوراق بهادار تهران را محاسبه می‌کند. روش ارائه شده توسط کوپیک (۱۹۹۵) قادر به آزمایش بیش از حد یا کمتر برآورد یک مدل VaR است. با این حال، در نظر نمی‌گیرد که آیا استثناها پراکنده هستند یا به صورت خوشه ظاهر می‌شوند. عبارتی دیگر، رویکرد کوپیک به پس آزمون VaR خودهم‌بستگی در دم‌های توزیع بازده و در مقادیر VaR نادیده می‌گیرد. برای غلبه بر این ضعف در پژوهش حاضر از آزمون انگل و مانگلی (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون به نام آزمون چندک پویا (DQ) شناخته می‌شود. همان گونه که جدول ۸ نشان می‌دهد، مقادیر VaR برآوردی در کوانتیل ۵ درصد و ۱ درصد نه در حالت نزول (موقعیت کوتاه) و نه در حالت صعود (موقعیت طولانی) فرضیه صفر ( $H_0: FR = \alpha$ ) رد نمی‌شود. در نتیجه، می‌توان کارآمدی روش SNSV را در برآورد ریسک پذیرفت.

جدول ۸. آزمون DQ

| موقعیت کوتاه  |        |             |
|---------------|--------|-------------|
| $\alpha$      | آماره  | ارزش احتمال |
| ۵٪            | ۷/۳۸۴۲ | ۰/۲۸۶۷      |
| ۱٪            | ۷/۴۸۵۶ | ۰/۲۷۸۲      |
| موقعیت طولانی |        |             |
|               | آماره  | ارزش احتمال |
| ۵٪            | ۸/۵۹۱۹ | ۰/۱۹۷۸      |
| ۱٪            | ۱/۹۶۲۶ | ۰/۹۲۳۱      |

### خلاصه و نتیجه‌گیری

به دلیل آنکه بازار سهام نقش اساسی در تجمیع اطلاعات، کاهش ریسک و جانشینی بین زمانی دارد، قیمت‌های سهام از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی در کشورهای مختلف جهان می‌باشند که سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران، تولیدکنندگان و سایر فعالان بازارهای مالی از نزدیک آن را زیر نظر دارند. ارزیابی ریسک در این بازار مهم بخش اصلی وظایف هر مدیر و سرمایه‌گذار را تشکیل می‌دهد. VaR در اوایل دهه ۱۹۹۰ در صنعت مالی ایجاد شد تا یک عدد واحد را که بتواند به سرعت و به راحتی اطلاعات مربوط به ریسک یک سبد را در خود جای دهد در اختیار مدیران ارشد قرار دهد. امروزه VaR بخشی از جعبه ابزار هر مدیر ریسک است. در واقع، VaR می‌تواند به مدیریت کمک کند تا هزینه موقعیت‌ها را بر حسب ریسک تخمین بزند، و به آن‌ها اجازه می‌دهد ریسک را به روشی کارآمدتر تخصیص دهند. همچنین، کمیته بازل در مورد نظارت بانکی (۱۹۹۶) در بانک تسویه بین‌المللی از VaR استفاده می‌کند تا مؤسسه‌های مالی مانند بانک‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری را ملزم به برآورده کردن نیازهای سرمایه برای پوشش ریسک‌های بازار که در نتیجه عملیات عادی خود متحمل می‌شوند، باشد. مهم‌ترین ضعف VaR در اندازه‌گیری اولیه ریسک فرض همواری دم‌های توزیع بازده

دارایی است که با استفاده از معیار CVaR برطرف شده است. در زمینه آزمون نتایج، اگر ریسک اساسی به درستی تخمین زده نشود، الزامات بر مبنای VaR و CVaR ممکن است باعث شود مؤسسه‌های مالی ریسک‌های بازار خود را بیش از حد برآورد (یا دست کم گرفتن) و در نتیجه سطوح سرمایه بیش از حد بالا (پایین) را حفظ کنند. نتیجه چنین برآوردی، تخصیص ناکارآمد منابع مالی است که در نهایت می‌تواند شرکت‌ها را وادار کند تا فعالیت‌های خود را به حوزه‌های قضایی با مقررات مالی کمتر محدود کنند.

در پژوهش حاضر ویژگی‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش‌های مدل‌سازی مالی مدرن مورد بررسی قرار گرفت. به این منظور، مجموعه‌ای از مدل‌های کلاس تلاطم تصادفی را برآورد و مقایسه گردید. این مدل‌ها دارای چندین ویژگی مطلوب هستند و می‌توانند انواع مختلفی از پویایی را به نمایش بگذارند. همه مدل‌ها بر اساس داده‌های روزانه با استفاده از روش شبیه‌سازی MCMC برآورد شدند. این روش برآوردهای مناسبی از پارامترهای مدل و همچنین فرایند تلاطم پنهان، دم سنگینی و اثر اهرمی ارائه می‌کند. برآورد متغیرهای پنهان یک مزیت مهم برای تصریح مدل ارائه می‌کند و به ما اجازه می‌دهد تا دید بسیار بهتری از دینامیک مدل‌های مختلف داشته باشیم. بنابراین، می‌توانیم شواهد مهم و جدیدی را در مورد اینکه مدل‌های مالی مدرن چگونه می‌توانند ساختارهای موجود در داده‌های قیمت سهام را نشان دهند، ارائه کنیم. در بخشی دیگر از این پژوهش، با استفاده از روش راست‌نمایی شرطی مدل‌های استفاده شده مورد مقایسه قرار گرفتند. نتایج حاکی از این بود که وجود مؤلفه دم سنگینی در بازده کارایی مدل‌های تلاطم تصادفی را نسبت به حالت‌های جایگزین بهبود می‌بخشد. لذا، مدل SNSV سازگارترین مدل برای داده‌های بازده شاخص قیمت‌های سهام است. بر مبنای این مدل، VaR و CVaR محاسبه شد. نتایج حاکی از آن بود که ریسک در مرداد ماه به تدریج افزایش می‌یابد. بر اساس یافته‌های این پژوهش، استفاده از مدل SNSV برای محاسبه تلاطم و قیمت‌گذاری نتایج مدیریت ریسک دقیق‌تری را برای متخصصان، به ویژه مدیران صندوق‌های مالی که قصد دارند سهام بورس اوراق بهادار تهران را برای تخصیص دارایی لحاظ کنند، ارائه می‌دهد. به منظور ارزیابی نتایج تخمین ریسک بازار مدل SNSV از دو آزمون کوپیک و DQ استفاده گردید. در هر دو آزمون شواهدی علیه مدل SNSV در برآورد ریسک یافت نشد.

به منظور انجام پژوهش‌های آتی، پیشنهاد می‌شود که مدل‌های تلاطم تصادفی با مؤلفه پرش در بازده و تلاطم (پرش دوگانه) در مورد بازار سهام مورد استفاده قرار گیرد. همچنین معادله تلاطم در مدل‌های مختلف تلاطم تصادفی را می‌توان با استفاده از مؤلفه‌های ARMA توسعه داد و بررسی نمود که افزودن اجزا بیشتر کارایی این مدل‌ها را در ارزیابی و پیش‌بینی ریسک بهبود می‌بخشد یا خیر. همچنین، می‌توان از الگوهای چندمتغیره تلاطم تصادفی برای بررسی ارتباط متقابل بازار سرمایه و سایر بازارها استفاده کرد.

## منابع

بهزادی، عادل (۱۳۹۹). اندازه‌گیری ریسک سبد سهام با در نظر گرفتن هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران.

تحقیقات مالی، ۲۲(۴)، ۵۶۷-۵۴۲.



- راعی، رضا؛ باسرخا، حامد و مهدی‌خواه، حسین (۱۳۹۹). بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از روش Mean-CVaR و رویکرد ناهم‌سانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن. *تحقیقات مالی*، ۲۲(۲)، ۱۴۹-۱۵۹.
- رستگار، محمد علی و همتی، مهدی (۱۴۰۰). تحلیل حساسیت آزمون‌های پس‌آزمایی چندجمله‌ای دومرحله‌ای برای ارزیابی ارزش در معرض ریسک. *تحقیقات مالی*، ۲۳(۴)، ۵۲۳-۵۴۴.
- سارنج، علیرضا و نوراحمدی، مرضیه (۱۳۹۵). تخمین ارزش در معرض ریسک (VaR) و ریزش مورد انتظار (ES) با استفاده از رویکرد ارزش فرین شرطی در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۳)، ۴۳۷-۴۶۰.
- فرهادیان، علی؛ رستمی، مجتبی و نیلچی، مسلم (۱۳۹۹). مقایسه مدل تلاطم تصادفی کانونی و MSGJR-GARCH در اندازه‌گیری تلاطم بازده سهام و محاسبه ارزش در معرض ریسک. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۰(۳۲)، ۱۳۱-۱۵۸.
- نجفی، امیرعباس؛ نوپور، کبری و قهطرانی، علیرضا (۱۳۹۶). بهینه‌سازی بازه‌ای سبد سهام با سنج ریسک ارزش در معرض خطر مشروط. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۱)، ۱۵۷-۱۷۲.

## References

- Agbeyegbe, T. D. (2022). Modeling JSE Stock Returns Dynamics: GARCH Versus Stochastic Volatility. *The Journal of Developing Areas*, 56(1), 175-191.
- Ardia, D., & Hoogerheide, L. F. (2010). Bayesian estimation of the garch (1, 1) model with student-t innovations. *The R Journal*, 2(2), 41-47.
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J. M., & Heath, D. (1997). Thinking coherently. *Risk*, 10. November, 68, 71.
- Behzadi, A. (2021). Portfolio Risk Measurement with Asymmetric Tail Dependence in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 22(4), 542-567. (in Persian)
- 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.
- Berg, A., Meyer, R., & Yu, J. (2004). Deviance information criterion for comparing stochastic volatility models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(1), 107-120.
- Berger, J. (2006). The case for objective Bayesian analysis. *Bayesian analysis*, 1(3), 385-402.
- Chan, J. C., & Grant, A. L. (2016). Modeling energy price dynamics: GARCH versus stochastic volatility. *Energy Economics*, 54, 182-189.
- Chen, L., Zerilli, P., & Baum, C. F. (2019). Leverage effects and stochastic volatility in spot oil returns: A Bayesian approach with VaR and CVaR applications. *Energy Economics*, 79, 111-129.
- Chib, S., Nardari, F., & Shephard, N. (2002). Markov chain Monte Carlo methods for stochastic volatility models. *Journal of Econometrics*, 108(2), 281-316.

- Choy, B., Wan, W. Y., & Chan, C. M. (2009). Bayesian student-t stochastic volatility models via scale mixtures. *Wai Yin and Chan, Chun Man, Bayesian Student-T Stochastic Volatility Models Via Scale Mixtures (August 18, 2009)*.
- Cox, D. R., Gudmundsson, G., Lindgren, G., Bondesson, L., Harsaae, E., Laake, P., ... & Lauritzen, S. L. (1981). Statistical analysis of time series: Some recent developments [with discussion and reply]. *Scandinavian Journal of Statistics*, 93-115.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 987-1007.
- Engle, R. F., & Manganelli, S. (2004). CAViaR: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. *Journal of business & economic statistics*, 22(4), 367-381.
- Evgenidis, A. (2018). Do all oil price shocks have the same impact? Evidence from the euro area. *Finance Research Letters*, 26, 150-155.
- 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)
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Dunson, D. B., Vehtari, A., & Rubin, D. B. (2013). *third. Bayesian data analysis*.
- 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.
- Harvey, A.C., Ruiz, E. and Shephard, N. (1994). Multivariate stochastic variance models. *Review of Economic Studies*, 61, 247-264.
- Hull, J., and White, A. (1987). The pricing of options on assets with stochastic volatilities. *Journal of Finance*, 42, 281-300.
- Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. Wiley & Sons, New York.
- Koopman, S. J., Lucas, A., & Scharth, M. (2016). Predicting time-varying parameters with parameter-driven and observation-driven models. *Review of Economics and Statistics*, 98(1), 97-110.
- Kupiec, P. H. (1995). *Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models* (Vol. 95, No. 24). Division of Research and Statistics, Division of Monetary Affairs, Federal Reserve Board.
- Lenk, P. J., & DeSarbo, W. S. (2000). Bayesian inference for finite mixtures of generalized linear models with random effects. *Psychometrika*, 65(1), 93-119.
- Li, Y., & Yu, J. (2012). Bayesian hypothesis testing in latent variable models. *Journal of Econometrics*, 166(2), 237-246.
- Markowitz, H. (1952). The utility of wealth. *Journal of political Economy*, 60(2), 151-158.
- Meyer, R. and Yu, J. (2000). BUGS for a Bayesian analysis of stochastic volatility models. *Econometrics Journal*, 3, 198-215.

- Najafi, A. A., Nopour, K., & Ghatarani, A. (2017). Interval Optimization In Portfolio Selection with Conditional Value At Risk. *Financial Research Journal*, 19(1), 157-172. (in Persian) doi: 10.22059/jfr.2017.132312.1006053
- Nakajima, J., & Omori, Y. (2009). Leverage, heavy-tails and correlated jumps in stochastic volatility models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 53(6), 2335-2353.
- Oyuna, D., & Yaobin, L. (2021). Forecasting the Crude oil Prices Volatility with Stochastic Volatility Models. *Sage Open*, 11(3), 21582440211026269.
- Phelan, M. J. (1997). Probability and statistics applied to the practice of financial risk management: The case of JP Morgan's RiskMetrics™. *Journal of Financial Services Research*, 12(2), 175-200.
- Poon, S. H. (2005). *A practical guide to forecasting financial market volatility*. John Wiley & Sons.
- Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of financial economics*, 22(1), 27-59.
- Raei, R., Basakha, H., & Mahdikhah, H. (2020). Equity Portfolio Optimization Using Mean-CVaR Method Considering Symmetric and Asymmetric Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Financial Research Journal*, 22(2), 149-159. (in Persian)
- Rastegar, M. A., & Hemati, M. (2022). Sensitivity Analysis of Two-Step Multinomial Backtests for Evaluating Value-at-Risk. *Financial Research Journal*, 23(4), 523-544. (in Persian)
- Saranj, A., & Nourahmadii, M. (2016). Estimating of value at risk and expected shortfall by using conditional extreme value approach in Tehran Securities Exchange. *Financial Research Journal*, 18(3), 437-460. doi: 10.22059/jfr.2016.62450 (in Persian)
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *The Journal of business*, 39(1), 119-138.
- Shephard, N. (Ed.). (2005). *Stochastic volatility: selected readings*. Oxford University Press on Demand.
- Tanner, M. A., & Wong, W. H. (1987). The calculation of posterior distributions by data augmentation. *Journal of the American statistical Association*, 82(398), 528-540.
- Taylor, S.J (1986). *Modelling Financial Time Series*. John Wiley, New York.
- Tiwari, A. K., Kumar, S., & Pathak, R. (2019). Modelling the dynamics of Bitcoin and Litecoin: GARCH versus stochastic volatility models. *Applied Economics*, 51(37), 4073-4082.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2), 65-86.
- Tsay, R. S. (2012). *An introduction to analysis of financial data with R*. John Wiley & Sons.
- Yong, L., & Zhang, J. (2014). Bayesian testing for jumps in stochastic volatility models with correlated jumps. *Quantitative Finance*, 14(10), 1693-1700.