



Portfolio Risk Measurement with Asymmetric Tail Dependence in Tehran Stock Exchange

Adel Behzadi

PhD Candidate, Department of Financial Engineering, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: adel.bh145@gmail.com

Abstract

Objective: Portfolio risk measurement has always been one crucial aspect of finance. Several approaches have been modeled through time and some traditional approaches are criticized by researchers. Traditional methods use the Gaussian approach that it been used normal distribution for assets return. Empirical studies indicate that the return of assets has a stylized fact. The stylized facts include the fat tail, negative skewness and volatility clustering. Furthermore, some studies show that there is asymmetric tail dependence. This means in market downsides, dependence is more than upside market. So this concept should be considered in portfolio risk measurement, otherwise, the estimates will end up having a bias.

Methods: To consider the stylized fact, different methods had been proposed. For modeling fat tail and negative skewness, this article uses extreme value theory and to consider volatility clustering, GARCH, EGARCH and GJR are applied. For modeling nonlinear and asymmetric dependence different methods are proposed. In the present article T-skewed copula is used. Mean-variance model is used to compute the weight of the portfolio. To analyze the result, backtesting is examined and for comparing methods, QPS function is applied.

Results: In this article TSE data have been used. At first, stylized facts have been checked. For testing fat tail and negative skewness, JB test is used. to analyze the volatility clustering, Liung Box test is applied. Also to check asymmetric tail dependence, exceedance correlation and paired T-test are used. Findings indicate the existence of the stylized facts in the 30 stock return of TSE. After running the models, the only approach based GJR and EGARCH is accepted in backtesting. Also based on QPS function, findings represent the strength of the applied approach to common ones.

Conclusion: Results show that the use of the GJR model is better than other models for Portfolio risk measurement that it shows the importance of leverage effect in TSE for stock return modeling.

Keywords: Risk management, Portfolio risk measurement, Value at Risk, Asymmetric tail dependence, Extreme value theory.

Citation: Behzadi, Adel (2020). Portfolio Risk Measurement with Asymmetric Tail Dependence in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 22(4), 542-567. (in Persian)

Financial Research Journal, 2020, Vol. 22, No.4, pp. 542-567

DOI: 10.22059/frj.2020.295548.1006976

Received: January 09, 2020; Accepted: July 20, 2020

Article Type: Research-based

© Faculty of Management, University of Tehran

اندازه‌گیری ریسک سبد سهام با در نظر گرفتن هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران

عادل بهزادی

دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: adel.bh145@gmail.com

چکیده

هدف: مدل‌سازی و اندازه‌گیری ریسک پرتفوی، یکی از مشکلات پیش روی سرمایه‌گذاران است. پژوهشگران، همواره به رویکرد سنتی اندازه‌گیری ریسک انتقاد کرده‌اند. پژوهش‌های تجربی، از حقایق آشکار شده در توزیع بازده دارایی‌ها حکایت می‌کند. این حقایق شامل دنباله پهن، چولگی منفی و خوشه‌بندی نوسان است و علاوه بر اینها، شواهد دیگری نیز وجود دارد که هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای در توزیع بازده دارایی‌ها را نشان می‌دهد؛ به این معنا که در بازارهای رو به پایین، هم‌بستگی بین دارایی‌ها، بیشتر از بازارهای رو به بالاست، بنابراین، می‌بایست در مدل‌سازی ریسک، این مسئله در نظر گرفته شود.

روش: مقاله پیش رو، به‌منظور مدل‌کردن حقایق یادشده، به‌ترتیب از تئوری ارزش فرین، گارچ، گارچ نمای و مدل گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل (GJR) و کاپیولای T-skewed استفاده کرده است. همچنین به‌منظور محاسبه وزن‌های پرتفوی، از مدل میانگین - واریانس استفاده شده است.

یافته‌ها: یافته‌ها حقایق را در خصوص بحث مربوط به توزیع بازده دارایی‌ها برای ۳۰ شرکت بررسی شده در بورس تهران آشکار کرد. همچنین، روش‌های بررسی شده، نشان‌دهنده برتری رویکرد پیشنهادی در مقایسه با سایر روش‌های سنتی است.

نتیجه‌گیری: 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.

کلیدواژه‌ها: مدیریت ریسک، هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای، تئوری ارزش فرین، اندازه‌گیری ریسک سبد سهام، ارزش در معرض خطر.

استناد: بهزادی، عادل (۱۳۹۹). اندازه‌گیری ریسک سبد سهام با در نظر گرفتن هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۲(۴)، ۵۴۲-۵۶۷.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۹، دوره ۲۲، شماره ۴، صص. ۵۴۲-۵۶۷

DOI: 10.22059/frj.2020.295548.1006976

دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۹، پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۳۰

نوع مقاله: عملی پژوهشی

© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

از ژانویه ۲۰۰۷ تا سپتامبر ۲۰۰۹، در ایالت متحده آمریکا و اتحادیه اروپا، بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی بیش از یک تریلیون دلار از دست دادند^۱ و در این بین، حدود ۲۳ درصد از ثروت صاحبان املاک ایالات متحده در سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ کاهش یافت. در سال‌های اخیر نیز بحران مالی در مؤسسه‌های مالی و اعتباری ایران به شکل معناداری رنگ واقعیت به خود گرفته و به یکی از مباحث مهم در سطح اقتصاد کلان تبدیل شده است. بنابراین، اهمیت مبحث مدیریت ریسک بیش از پیش نمایان می‌شود. از دیدگاه مالی شرکتی، مدیریت ریسک نیز می‌تواند به‌نحو مؤثری در بالا بردن ارزش شرکت ایفای نقش کند (مک نیل و فری^۲، ۲۰۰۵).

در حوزه مدیریت ریسک، بسیاری از پژوهشگران به رویکرد گوسی انتقاد کرده‌اند. همچنین، به مدل میانگین - واریانس که مارکوویتز ارائه کرده نیز به دلیل تناسب نداشتن با دنیای واقعی نقد شده است (آون^۳، ۲۰۱۳). عمده انتقادهایی که به رویکرد میانگین - واریانس وارد شده، در رابطه با فرضیات در نظر گرفته شده در این روش است. از جمله فرضیات در نظر گرفته شده در این زمینه، به کار گرفتن توزیع نرمال برای بازده دارایی‌ها است. اما شواهد تجربی نشان‌دهنده پیروی نکردن توزیع بازده دارایی‌ها از توزیع نرمال هستند. شواهد نشان دادند که توزیع بازده دارایی‌ها دنباله پهن^۴ و علاوه بر این دارایی‌های مالی دارای چولگی منفی^۵ نیز هستند (مانیک، میتو و راسچندورف^۶، ۲۰۱۵). خوشه‌بندی نوسان^۷، از خواص مهم دیگری است که در مدل کردن بازده دارایی‌های مالی باید مد نظر قرار گیرد (پفاف^۸، ۲۰۱۶). به بیان دیگر، همواره تغییرات بالاتر در بازده دارایی‌ها به ایجاد تغییرات بالاتر در زمان‌های بعدی تمایل دارند. از طرفی، تغییرات کوچک‌تر نیز تغییرات کوچک‌تر را در پی دارند.

علاوه بر مطالب یادشده، شواهد تجربی نشان‌دهنده هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای^۹ نیز هستند، یعنی هنگامی که بازارهای مالی با بحران مواجه می‌شوند، دارایی‌های مالی به‌صورت معنادار و وابسته به یکدیگر نوسان خواهند کرد (وایت، کیم و منگانلی^{۱۰}، ۲۰۱۵). با توجه به مباحث ذکر شده، باید در مدل کردن توزیع بازده دارایی‌ها، خواص زیر در نظر گرفته شوند:

- دنباله پهن
- چولگی منفی
- خوشه‌بندی نوسان
- هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای

از این رو، این مقاله، به دنبال مدل کردن بازده پرتفوی و تخمین ارزش در معرض خطر آن با در نظر گرفتن حقایق

1. Bloomberg-U.S. European Bank Writedowns & Losses-November 5, 2009

2. McNeil & Frey

4. Heavy tail

6. Mainik, Mitov & Rüschendorf

8. Pfaff

10. White, Kim & Manganeli

3. Aven

5. Negative skewed

7. Volatility clustering

9. Asemetric tail dependance

بیان شده است. پرتفوی‌های استفاده‌شده برای محاسبه ارزش در معرض خطر از روش‌های هم‌وزن، میانگین واریانس، میانگین نیمه‌واریانس و میانگین - قدرمطلق انحراف از میانگین است.

پژوهشگران، به‌منظور مدل‌سازی دنباله پهن و چولگی منفی، از رویکردهای مختلفی استفاده کرده‌اند. به‌طور عمده یکی از این رویکردها، استفاده از توابع عمومی‌شده هایپربولیک است که شامل توابعی مانند توزیع واریانس گاما (VG)، توزیع معکوس نرمال (NIG) و توزیع کوشی و توزیع‌های لاپلاس است (بیرج و بدویا، ۲۰۱۶). اما برای استفاده از رویکرد نظریه ارزش فرین (EVT) رویکرد دیگری وجود دارد که پژوهشگران مختلف استفاده از آن را در مقایسه با رویکردهای قبلی نشان داده‌اند و در مقاله پیش رو از این رویکرد استفاده شده است. در ادامه، به‌منظور در نظر گرفتن هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای، یکی از ابزارهایی که برای محاسبه هم‌بستگی غیرخطی استفاده می‌شود، استفاده از کاپیولا است.

روش کاپیولا باعث ایجاد توزیعی چندمتغیره می‌شود که بین متغیرهای آن، انواع مختلف وابستگی وجود دارد. اما در محاسبات مربوط به کاپیولا باید از توابعی استفاده شود که به‌خوبی عدم تقارن توزیع بازده دارایی‌ها را نشان دهند. از طرفی پژوهشگران نشان دادند که استفاده از تابع t -skewed در بین توابع عمومی‌شده هایپربولیک بهترین نتیجه را داشته و دارای بیشترین مقدار لگاریتم Likelihood است (بیرج و بدویا، ۲۰۱۶). بنابراین، در این پژوهش برای در نظر گرفتن هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای از رویکرد Skewed-t Copula استفاده شده است.

همچنین، به‌منظور مدل کردن خوشه‌بندی نوسان از بازده دارایی‌ها می‌توان از مدل‌های مختلف گارچ بهره برد که در این پژوهش از مدل‌هایی از قبیل گارچ، گارچ نمایی و مدل گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل (GJR) استفاده شده است. استفاده از دو مدل گارچ نمایی و گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل (GJR) به‌منظور نشان دادن شک‌های نامتقارن و اثرهای اهرمی نیز استفاده شده است. به‌طور خلاصه، رویکردهای GARCH-EVT-tskewed-copula، EGARCH-EVT-tskewed-copula و GJR-EVT-tskewed copula و رویکردهای سنتی (شامل متریک، میانگین متحرک وزنی نمایی^۲ و شبیه‌سازی تاریخی) مقایسه و بررسی می‌شوند. دقت داشته باشید که پرسش اصلی پژوهش این است که کدام یک از مدل‌های خوشه‌بندی نوسان (گارچ، گارچ نمایی و مدل گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل (GJR))، در رویکردهای نام‌برده (GARCH-EVT-tskewed-copula، EGARCH-EVT-tskewed-copula و GJR-EVT-tskewed copula) به‌نحو بهتری عمل می‌کنند.

در ادامه، ابتدا پیشینه پژوهش بیان شده، سپس بر مبنای نظری مروری می‌شود. در انتها یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

پیشینه پژوهش

همواره یکی از مسائل پیش روی تحلیلگران مالی، انتخاب معیار ریسک و در ادامه انتخاب پرتفوی بر مبنای آن است.

مارکویتز^۱ (۱۹۵۶)، واریانس را به عنوان شاخص ریسک در نظر گرفت (راس^۲، ۱۹۷۶). پس از آن واریانس، به عنوان یکی از معیارهای رایج ریسک در مسئله انتخاب پرتفوی مطرح شد. مارکویتز، در پژوهش دیگری نشان داد که معیار واریانس نقص‌هایی دارد. یکی از مهم‌ترین نقص‌های مطرح‌شده این است که واریانس، به بازده‌های بالا و پایین دید یکسانی دارد، یعنی مقدار بازده خیلی بالا و خیلی پایین برای سرمایه‌گذار ریسک یکسانی را در پی خواهد داشت، اما در جهان واقعی این‌طور به نظر نمی‌رسد. سرمایه‌گذاران فقط نوسانات قسمت نامطلوب از بازده را به عنوان شاخص ریسک در نظر می‌گیرند (رام و فرگوسن^۳، ۱۹۹۴). پژوهش‌های برخی پژوهشگران نشان می‌دهد که بازده دارایی‌ها، توزیع متقارن ندارد (آردیتی^۴، ۱۹۷۱؛ سیمکوزیت و بیدل^۵، ۱۹۷۸؛ فاما^۶، ۱۹۶۵ و چوناچیندا، دانداپانی، حمید و پراکش^۷، ۱۹۹۷) و در ادامه، به دیدگاه گوسی در خصوص بازده دارایی‌ها به شدت مورد انتقاد شد.

مندلبرت^۸ (۱۹۶۳) نشان داد که توزیع بازده دارایی‌ها دنباله پهن است. در ادامه، پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که توزیع بازده دارایی‌ها دارای چولگی منفی هستند (کروس و لیتزنبرگ^۹، ۱۹۷۶، بیدل^{۱۰}، ۱۹۷۹، آلس و کلینگ^{۱۱}، ۱۹۹۴ و هاروی و سیدیک^{۱۲}، ۱۹۹۹).

در ادامه، مندلبرت (۱۹۶۳)، نشان داد که بازده دارایی‌ها دارای خوشه‌بندی نوسان هستند. به بیان دیگر، همواره تغییرات بالاتر در بازده دارایی‌ها به ایجاد تغییرات بالاتر در زمان‌های بعدی تمایل دارند و برعکس. برخی پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که بازده دارایی‌ها دارای اثرهای اهرمی نیز هست، به طوری که بر اساس تئوری اثر اهرمی، تغییرات بازده سهام بر نوسانات تأثیر منفی دارد. بنابراین، کاهش بازده در بازار سهام، موجب افزایش نوسانات در این بازار می‌شود (بلک^{۱۳}، ۱۹۷۶؛ کریست^{۱۴}، ۱۹۸۲ و هانسن و لوند^{۱۵}، ۲۰۰۵). علاوه بر این، پژوهشگران به این نتیجه رسیده‌اند که دارایی‌ها وابستگی نامتقارن دنباله‌ای هستند. یعنی به بیان دیگر، هم‌بستگی بازده دارایی‌ها در حالت بازار رو به بالا (رونق) به طور معناداری کمتر از بازار رو به پایین (رکودی) است (آنگ و چن^{۱۶}، ۲۰۰۲، بینی، کسما و ورمیلوان^{۱۷}، ۲۰۱۰). حال به طور خلاصه می‌توان گفت که در توزیع بازده دارایی‌ها، حقایق آشکارشده زیر مشاهده شده‌اند.

- دنباله پهن
- چولگی منفی
- خوشه‌بندی نوسان
- هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای

1. Markowitz
3. Rom & Ferguson
5. Simkowitz & Beedles
7. Chunhachinda, Dandapani, Hamid & Prakash
9. Kraus & Litznerberger
11. Alles & Kling
13. Black
15. Hansen & Lunde
17. Beine, Cosma & Vermeulen

2. Ross
4. Arditti
6. Fama
8. Mandelbrot
10. Beedles
12. Harvey & Siddique
14. Chirstie
16. Ang & Chen

به‌منظور محاسبه معیارهای مختلف ریسک، می‌توان واقعیت‌های بیان‌شده را در نظر گرفت و از اندازه‌گیری ریسک، برآورد صحیح‌تری ارائه کرد. در این حوزه، به‌منظور در نظر گرفتن این حقایق پژوهش‌های متعددی انجام شده که در ادامه این پژوهش‌ها شرح داده شده است.

نیسترون و اسکگلاند^۱ (۲۰۰۲)، در پژوهش خود، خواص دنباله پهن، چولگی منفی و خوشه‌بندی نوسان را در نظر گرفتند و از رویکرد ARMA/GARCH-EVT استفاده کردند، اما هم‌بستگی دنباله‌ای را در نظر نگرفتند. آنها برای نشان دادن کارایی مدل خود از داده‌های مربوط به دلار به کرون سوئد و S&P ۵۰۰ استفاده کردند و در انتها، نشان دادند که بالاتر از ۹۷ تا ۹۸ درصد از مواقع مقدار VAR تخمین‌زده‌شده با استفاده از رویکرد نام‌برده کارایی لازم را داشته است. هو و کرچوال^۲ (۲۰۰۷)، در پژوهش خود چولگی، هم‌بستگی نامتقارن، خوشه‌بندی نوسان و نیمه دنباله پهن^۳ را در نظر گرفتند و از توزیع‌های هایپربولیک عمومیت‌یافته، به‌منظور تخمین ارزش در معرض خطر استفاده کردند و نشان دادند که توزیع T-Skewed، در بین توزیع‌های هایپربولیک عمومیت‌یافته، کارایی بیشتری دارد.

در ادامه، ژانگ و ایدزوریک^۴ (۲۰۱۱)، در پژوهش خود به‌منظور پیش‌بینی ارزش در معرض خطر فقط فاکتورهای چولگی و دنباله پهن را در نظر گرفتند و خوشه‌بندی نوسان و هم‌بستگی دنباله‌ای را در نظر نگرفتند. در این مقاله نشان داده شده است که طی سال ۲۰۰۸ مدل میانگین - ارزش در معرض خطر شرطی، در مقایسه با مدل میانگین واریانس، کارایی بالاتری دارد.

ویبگ و پودینگ^۵ (۲۰۱۰)، چهار عامل را در نظر گرفتند، اما برای تخمین هم‌بستگی از کاپیولای گوسی، کلایتون^۶ کاپیولا و تی کاپیولا استفاده کردند و از مدل GJR(p,q) نیز برای مدل کردن نوسان شرطی بهره بردند. آنها از رویکرد یادشده برای محاسبه ارزش در معرض خطر تعداد هشت عدد از صندوق‌های پوششی استفاده کردند.

لیو^۷ (۲۰۱۲)، در پژوهشی برای مدل کردن بازده دارایی‌ها، از توزیع‌های هایپربولیک عمومیت‌یافته استفاده کرد و نشان داد که توزیع T-skewed بین توزیع‌های نام‌برده، بهترین برازش را انجام داده است، سپس با استفاده از فیلتر گارچ و استفاده از CCC-GARCH به‌منظور تخمین کواریانس بین دارایی‌ها ارزش در معرض خطر شرطی را تخمین زده و برای بهینه‌سازی دارایی‌ها، مدل میانگین - ارزش در معرض خطر شرطی را به‌کار برد.

لوو^۸ (۲۰۱۶)، در پژوهشی از تابع T-Skewed به‌منظور مدل کردن تابع چگالی بازده دارایی استفاده کرد. همچنین برای نوسان و محاسبه ماتریس کواریانس از مدل‌های OGARCH و تغییرات رژیم استفاده کرد و در ادامه بر مبنای میانگین - ارزش در معرض خطر مدلی ارائه داد و نشان داد که به‌کار بردن OGARCH در دوره بحران مالی کارایی بیشتری دارد.

1. Nystrom & Skoglund
3. Semi heavy tail
5. Viebig & Poddig
7. Liu

2. Hu & Kercheval
4. Xiong & Idzorek
6. Clayton
8. Lou

سمپید و حسیم و دایی^۱ (۲۰۱۷)، در پژوهشی دیگر از مدلی بر مبنای گارچ بیضوی، کاپیولا و نظریه ارزش فرین به منظور تخمین ارزش در معرض خطر استفاده کردند و با استفاده از ۲۸۷۰ مشاهده از سهام بورس لندن نشان دادند که استفاده از این مدل در مقایسه با سایر مدل‌ها، کارایی و ثبات بیشتری دارد.

کرامکار^۲ (۲۰۱۷)، در پژوهش خود با استفاده از رویکرد GARCH-EVT-Coupla ارزش در معرض خطر را برای داده‌های خارجی به دست آورده و سپس پرتفوی کمترین ریسک را بر اساس ارزش در معرض خطر شرطی محاسبه کردند. همچنین برای مدل‌سازی کاپیولا از تابع کلایتون استفاده شده است.

لی و یوو^۳ (۲۰۱۶)، از رویکرد GARCH-EVT-Coupla برای تخمین ارزش در معرض خطر پرتفوی شامل شاخص‌های داو جونز، شانگهای و نیکی استفاده کردند و از توابع کاپیولای گوسی و کاپیولای t-student و کاپیولای کلایتون و فرانک بهره بردند و در انتها نشان دادند که هنگام استفاده از کاپیولای فرانک نتایج بهتری به دست می‌آید.

تانگ، ژو، یوان و سریبونچیتا^۴ (۲۰۱۵)، از رویکرد GARCH-EVT-Copula Model به منظور تشکیل پرتفوی از پنج نوع گاز طبیعی استفاده کردند و بهینه‌سازی را با استفاده از رویکرد میانگین - ارزش در معرض خطر انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که مقادیر ارزش در معرض خطر و ارزش در معرض خطر شرطی محاسبه‌شده در حالت استفاده از کاپیولای T-Student در مقایسه با حالت استفاده از کاپیولای گوسی، دارای مقدار بیشتری است.

در پژوهش‌های داخلی نیز برای اندازه‌گیری ریسک به‌نحوی متفاوت عمل شده است. فلاح‌پور و احمدی (۱۳۹۳)، برای اندازه‌گیری ریسک سبدي متشکل از نفت و طلا بر مبنای معیار ارزش در معرض خطر، از رویکرد ترکیبی توابع کاپیولا و گارچ استفاده کردند و در انتها نشان دادند که روش پیشنهادی از رویکردهای سنتی دقتی بیشتری را به همراه داشته است.

کشاوری حداد و حیرانی (۱۳۹۳)، در پژوهش دیگری با استفاده از داده‌های مربوط به قیمت شاخص محصولات شیمیایی و دارویی نشان دادند که رویکرد کاپیولا - گارچ در مقایسه با مدل‌های متداول در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک سبدي دارایی همچون EWMA, DCC-GARCH, M-GARCH و روش‌های شبیه‌سازی تاریخی از دقت و کفایت بیشتر برخوردار است.

راغفر و آجرلو (۱۳۹۵)، از رهیافت GARCH-EVT-Copula به منظور اندازه‌گیری ریسک سبدي از پنج ارز شامل دلار، یورو، وون کره، ین ژاپن، لیر - ترک و درهم - امارات، استفاده کردند و در انتها نشان دادند که رویکرد پیشنهادی از دو روش شبیه‌سازی تاریخی و واریانس - کواریانس دقت بالاتری را به همراه داشته است.

طالبلو و داوودی (۱۳۹۷)، از ترکیب توابع کاپیولا، گارچ و نظریه ارزش فرین برای محاسبه ارزش در معرض خطر متشکل از چهار شاخص مالی، شیمیایی، دارویی و خودرو در بورس اوراق بهادار تهران استفاده کردند. در این پژوهش توابع کاپیولای نرمال، تی استیودنت، فرانک، کلایتون و گامبل استفاده شد. در انتها یافته‌ها حاکی از برتری مدل توابع کاپیولای فرانک و کلایتون بود.

1. Sampid, Hasim & Dai
3. Lee & Yeo

2. Karmakar
4. Tang, Zhou, Yuan & Sriboonchitta

نوآوری پژوهش

در این پژوهش سعی شده است تا در ابعاد مختلف تمایز ایجاد شود. این پژوهش، مدل‌سازی ریسک را با در نظر گرفتن حقایق آشکار شده مد نظر قرار داد که از مدل‌های مختلف خانواده گارچ، کاپیولای t چوله و نظریه ارزش فرین استفاده شده است. تمرکز پژوهش‌های پیشین روی تابع کاپیولای استفاده شده بوده، اما در این پژوهش استفاده از نوع خانواده گارچ بررسی شده، به‌نوعی در این رویکرد کارایی اثرهای اهرم در مدل‌سازی خوشه‌بندی نوسان بررسی شده است. در عین حال، از تابع کاپیولای t چوله برای در نظر گرفتن هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای استفاده شده است. همچنین نوع داده به‌کاررفته در این مقاله با استفاده از سبیدی از سهام است که ترکیب دارایی‌ها با استفاده از مدل میانگین - واریانس دینامیکی در هر چرخه از چنجره غلتان تغییر می‌کند. در انتهای پژوهش نیز با روش‌های سنتی (متریک، میانگین متحرک وزنی نمایی و شبیه‌سازی تاریخی) مقایسه شده است.

پیشینه نظری پژوهش

مدل‌های خوشه‌بندی نوسان

مدل‌سازی GARCH

در برخی از کاربردهای مدل آرچ، معادلات واریانس شرطی با وقفه‌های به‌نسبت طولانی استفاده می‌شوند که تعیین ساختار وقفه‌ها برای جلوگیری از مشکل پارامترهای منفی در واریانس لازم است تا بتوان فرایندی با حافظه طولانی‌تر و ساختار وقفه انعطاف‌پذیرتر، از رده ARCH انتخاب کرد. برای دستیابی به انعطاف‌پذیری بیشتر، تعمیمی دیگر به‌صورت فرایند آرچ تعمیم‌یافته^۱ پیشنهاد شده است. این فرایند GARCH(p,q) دارای تابع واریانس شرطی به شکل رابطه زیر است (بولورسیو، تاچون و ژو، ۲۰۰۹).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (\text{رابطه ۱})$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha(B)\varepsilon_t^2 + \beta(B)\sigma_t^2$$

که در آن $0 < p$ و $\beta_i \geq 0$ و $1 \leq i \leq p$ است.

مدل‌سازی ناهم‌سانی واریانس شرطی نمایی (EGARCH)

در مدل گارچ از آنجا که توان دوم پس‌ماندها ε_{t-i}^2 در عبارت وارد شده است، علامت (مثبت یا منفی) پس‌ماندها یا شوک‌ها بر نوسان‌های شرطی تأثیری ندارد، با وجود این، می‌دانیم که اخبار بد (شوکه‌های منفی) در مقایسه با اخبار خوب (شوکه‌های مثبت)، بر نوسان‌ها اثر بیشتری دارند. بلک (۱۹۷۶)، این اثر را با این واقعیت تعبیر کرد که اخبار بد در مقایسه

با اخبار خوب، قیمت سهام را بیشتر با تغییر منفی مواجه می‌کند. در حقیقت، اخبار بد اهرم (نسبت بدهی به سرمایه) سهام را افزایش داده و به نوسان بیشتر منجر می‌شود. بر این اساس، اثر نامتقارن اخبار را اغلب اثر اهرمی^۱ می‌نامند. با استفاده از این مدل می‌توان اثرهای اهرمی را مدل‌سازی کرد. بنابراین مفهوم اثرهای اهرمی را بلک (۱۹۷۶) و بعدها فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) مطرح کردند. نلسون (۱۹۹۱)، ساختار مدل EGARCH (۱,۱) را ارائه کرد که به صورت رابطه زیر است (زاکویان^۳، ۱۹۹۴).

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (\text{رابطه ۲})$$

وجود اثرهای اهرمی را می‌توان با فرض $\gamma < 0$ آزمون کرد که اگر $\gamma \neq 0$ باشد، آنگاه اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی به صورت نامتقارن خواهد بود.

مدل گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل (GJR)

مدل دیگری که برای پوشش اثرهای اهرمی و شک‌های نامتقارن به وجود آمد، مدل GJR-GARCH^۴ است که گلوستان، جاگانتان و رانکل^۵ (۱۹۹۳) میلادی به وجود آوردند. مدل GJR(p,q) را می‌توان به صورت زیر نمایش داد.

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^p G_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q A_j \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q L_j S_{t-j} \varepsilon_{t-j}^2 \quad (\text{رابطه ۳})$$

مشروط بر آنکه:

$$\sum_{i=1}^p G_i + \sum_{j=1}^q A_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^q L_j < 1 \quad (\text{رابطه ۴})$$

$$K > 0, \quad G_i \geq 0, \quad A_j \geq 0, \quad A_j + L_j \geq 0 \quad (\text{رابطه ۵})$$

همچنین در معادله S_{t-j} تابع علامت است و اگر $\varepsilon_{t-j} < 0$ باشد، آنگاه مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر به خود می‌گیرد.

شایان ذکر است، برای مدل کردن این خاصیت از بازده دارایی‌ها می‌توان از مدل‌های مختلف GARCH بهره برد که در این پژوهش از مدل‌های از قبیل گارچ، گارچ نمایی و گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل (GJR) استفاده شده است. از دو مدل گارچ و گارچ گولستن - جاگاناتاهان - رانکل (GJR)، به منظور نشان دادن شک‌های نامتقارن و اثرهای اهرمی نیز استفاده شده است.

1. Leverage effect

3. Zakoian

5. Glosten, Jagannathan & Runkle

2. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic

4. Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH

تئوری ارزش فرین: تلاش برای حل مسائل ارزش فرین در نهایت به ارائه نظریه ارزش فرین^۱ منجر شد. نظریه ارزش فرین شاخه‌ای از آمار کاربردی است که برای حل چنین مسائلی توسعه یافته است. این نظریه بر تمایز ارزش‌های فرین و نیز نظریه‌هایی تمرکز دارد که باید در راستای آن ارائه شود. جای تعجب نیست که نظریه ارزش فرین با مفاهیم آشنای آماری‌ای که تاکنون مطرح شده، متفاوت است. دلیل اصلی این است که مفاهیم آماری اغلب بر مبنای قضیه حد مرکزی^۲ است، در حالی که ارزش‌های فرین بر اساس قضیه‌های ارزش فرین شکل می‌گیرد. نظریه ارزش فرین از این قضایا برای تشریح توزیع‌هایی استفاده می‌کند که برآزنده داده‌های فرین است. همچنین، این نظریه به ما در راستای چگونگی برآورد پارامترهای مربوطه یاری می‌رساند. نظریه ارزش فرین مزایایی دارد که از میان آنها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد (هان و فریرا^۳، ۲۰۰۷). در عمل برای به کار بستن تئوری مقدار فرین دو رویکرد اصلی وجود دارد؛ رویکرد بیشینه بلوک و رویکرد فراتر از حد آستانه (POT) که در این پژوهش از رویکرد POT استفاده شده است.

کاپیولا

برای نخستین بار، اسکالر^۴ (۱۹۵۹)، رویکرد کاپیولا را معرفی کرد. این رویکرد می‌تواند توزیع حاشیه‌ای سری‌های زمانی مختلف را به توزیع مشترک آنها مرتبط سازد تا هم‌بستگی میان دو متغیر تصادفی را تشریح کند. بر اساس تئوری اسکالر برای توزیع مشترک دوبعدی $F(x_1, x_2)$ ، برای دو متغیر تصادفی X_1 و X_2 با توزیع‌های حاشیه‌ای $F(x_1)$ و $F(x_2)$ یک تابع کاپیولا C وجود دارد که:

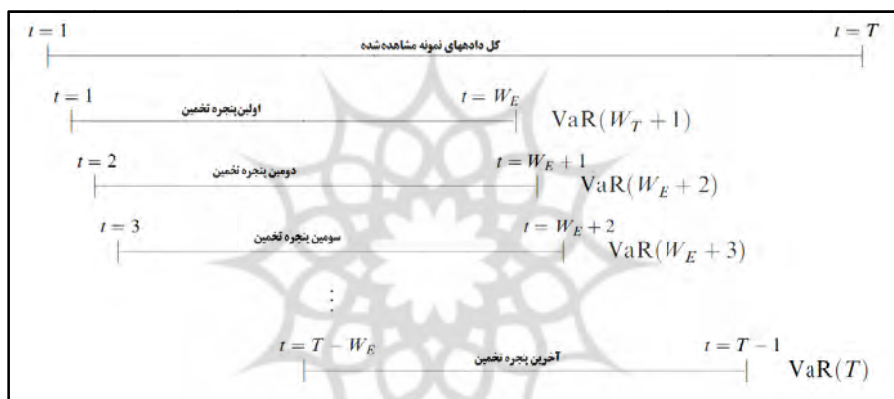
$$F(x_1, x_2) = C[F_1(x_1), F_2(x_2)] \quad \text{رابطه ۶}$$

با مشتق گرفتن از دو طرف معادله بالا داریم:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 F(x_1, x_2)}{\partial x_1 \partial x_2} &= \frac{\partial^2 C[F_1(x_1), F_2(x_2)]}{\partial F_1 \partial F_2} f_1(x_1) \cdot f_2(x_2) = \frac{\partial^2 C[u_1, u_2]}{\partial u_1 \partial u_2} \times \prod_i \frac{\partial F_i(x_i)}{\partial x_i} \\ &= c(\tilde{u}) \times \prod_i f_i(x_i) \end{aligned} \quad \text{رابطه ۷}$$

در رابطه بالا، f_i نشان‌دهنده تابع چگالی $F_i(x_i)$ ؛ u_i برای هر $i = 1$ و 2 و $\tilde{u} = (u_1, u_2)$ و $c(\tilde{u})$ تابع چگالی کاپیولا است. هنگامی که متغیرهای پیوسته باشند، طبق قضیه اسکالر هر تابع توزیع احتمال چندمتغیره می‌تواند با یک توزیع حاشیه‌ای و یک ساختار وابستگی به صورت معادله بالا نشان داده شود. اگر همه حاشیه‌ها پیوسته باشند، کاپیولا یکتاست و به صورت یکتا می‌توان آن را با استفاده از مقادیر مختلف تابع حاشیه‌ای بیان کرد. مهم‌ترین ویژگی نتیجه ذکر شده این است که هیچ الزامی مبنی بر تشابه توزیع‌های حاشیه‌ای وجود ندارد. این تئوری پژوهشگران را قادر می‌سازد که بتوانند با توابع کاپیولای متنوع توزیع حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی را با توزیع مشترک آنها مرتبط کنند و از طریق این ارتباط، الگوهای هم‌بستگی میان این متغیرها را تشخیص دهند.

رویکرد پنجره غلطان: معمولاً آزمون‌هایی که در این زمینه انجام می‌شوند، با استفاده از داده‌های خارج از نمونه هستند و به این فرایند پس‌آزمایی گفته می‌شود. همان‌طور که در بخش قبل مطرح شد، با استفاده از رویکرد پنجره غلطان ارزش در معرض خطر برای دوره‌های مختلف محاسبه شد. در مرحله نخست، با استفاده از WE (این نماد نشان‌دهنده تعداد داده‌های پنجره تخمین است) داده اول، تخمینی از VaR برای روز $WE + 1$ ارائه می‌دهد. در دومین مرحله، داده‌های پنجره تخمین تغییر می‌کند و نخستین داده آن حذف شده و بازه روز $WE + 1$ به مجموعه داده‌های پنجره تخمین افزوده می‌شود و با پنجره تخمین جدید تخمین VaR روز $WE + 2$ محاسبه می‌شود و با تکرار این فرایند به‌طور شهودی به نظر می‌رسد که پنجره تخمین در دوره مشاهدات لغزنده می‌شود. پس می‌توان بیان داشت که لغزاندن پنجره WE در امتداد مشاهدات، به تعداد WT مقدار تخمین VaR برای روزهای متوالی دوره آزمون به دست می‌دهد.



شکل ۱. سازوکار پنجره غلطان در محاسبه ارزش در معرض خطر

در ادامه، بنا بر سری زمانی ارزش در معرض خطر محاسبه شده آزمون‌های مختلف پس‌آزمایی شرح داده شده است.

آزمون‌های پس‌آزمایی

در این بخش آزمون‌های پس‌آزمایی استفاده شده در این پژوهش شرح داده شده است.

• آزمون POF

این آزمون بر این مبنا است که احتمال رخداد استثنائات با مقدار α انطباق داشته باشد. اگر بر این اساس احتمال رخداد استثنائات از مقدار α متفاوت باشد، مدل VaR رد می‌شود. می‌توان آماره توزیع POF را بر اساس نسبت درست‌نمایی به‌صورت زیر تعریف کرد (نئوپولا، ۲۰۰۹).

$$LR_{POF} = -2 \log \left(\frac{(1-p)^{N-x} p^x}{\left(1 - \frac{x}{N}\right)^{N-x} \left(\frac{x}{N}\right)^x} \right) \quad \text{رابطه ۸}$$

در آماره بالا، x نشان‌دهنده تعداد استثنائات؛ $p = \alpha$ و N تعداد کل مشاهدات است. این آماره از توزیع مربع کای با درجه آزادی یک (χ^2_1) پیروی می‌کند. بنابراین با استفاده از این آزمون تشخیص داده می‌شود که ارزش در معرض خطر در سطح مد نظر (α) معتبر است یا خیر.

• آزمون استقلال استثنائات کریستوفرسون

کریستوفرسون نیز آزمونی پیشنهاد داد که هدف از این آزمون، بررسی هم‌بستگی یا استقلال بین استثنائات و تخطی‌ها است. آزمون کریستوفرسون هم‌بستگی تخطی‌های انجام‌شده را بررسی می‌کند. آماره این آزمون به صورت زیر است.

$$LR_{CCI} = -2 \log \left(\frac{\pi^{n_{01}+n_{11}}(1-\pi)^{n_{00}+n_{10}}}{(1-\pi_0)^{n_{00}}\pi_0^{n_{01}}(1-\pi_1)^{n_{10}}\pi_1^{n_{11}}} \right) \quad \text{رابطه ۹}$$

که در این آماره $\pi_{i,j}$ نشان‌دهنده تعداد مشاهداتی است که i پس از i می‌آید. در اینجا i و j می‌توانند اعداد صفر و ۱ باشند که صفر نشان‌دهنده عدم تخطی و ۱ نشان‌دهنده تخطی است. π نشان‌دهنده احتمال تخطی در زمان t به شرط اینکه نشان‌دهنده نبود تخطی در دوره $t-1$ ($n_{\cdot,1}/(n_{\cdot,0} + n_{\cdot,1})$) است. π_1 احتمال تخطی در دوره t به شرط تخطی در دوره $t-1$ ($n_{1,1}/(n_{1,0} + n_{1,1})$) است. همچنین π تخطی در دوره t ($(n_{\cdot,1} + n_{1,1})/(n_{\cdot,0} + n_{1,1})$) است. این آماره نیز از توزیع مربع کای با درجه آزادی یک (χ^2_1) پیروی می‌کند. شایان ذکر است که می‌توان این آماره را با آماره POF ترکیب کرد و آماره پوششی شرطی (CC) را به صورت زیر به وجود آورد.

$$LR_{CC} = LR_{POF} + LR_{CCI} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

این آماره از توزیع مربع کای با درجه آزادی دو (χ^2_2) پیروی می‌کند.

• آزمون ترکیبی کوپیک یا زمان بین شکست‌های هاس

در آزمون دیگری که توسعه یافته آزمون TUFF کوپیک است، از زمان بین تخطی‌های انجام‌گرفته در کل نمونه استفاده می‌شود. هاس از جمع کردن زمان تخطی‌های انجام‌شده، نسبت درست‌نمایی مجموع شکست‌ها را به‌عنوان آماره این آزمون (TBF) به صورت زیر تعریف کرد.

$$LR_{TBF} = -2 \sum_{i=1}^x \log \left(\frac{p(1-p)^{n_i-1}}{\left(\frac{1}{n_i}\right)\left(1-\frac{1}{n_i}\right)^{n_i-1}} \right) \quad \text{رابطه ۱۱}$$

در این آماره، منظور از n_i نشان‌دهنده تعداد روزهای بین تخطی $i-1$ ام و i ام است. این آماره از توزیع مربع کای با درجه آزادی x (χ^2_x) پیروی می‌کند که x نشان‌دهنده تعداد تخطی‌ها است. همانند آزمون استقلال استثنائات کریستوفرسون می‌توان این آزمون را با آزمون POF ترکیب کرد و آزمون ترکیبی TBF با آماره را به شرح زیر به وجود آورد.

$$LR_{CC} = LR_{POF} + LR_{CCI} \quad \text{رابطه ۱۲}$$

این آماره از توزیع مربع کای با درجه آزادی دو (χ^2_{1+}) پیروی می‌کند. در این آزمون، از ترکیب دو آزمون پیشین استفاده شده، یعنی به‌طور هم‌زمان استقلال تخطی‌ها و سطح اطمینان بررسی شده است.

یافته‌های پژوهش

توصیف داده‌ها

در این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که از سال ۱۳۸۸ فعال بودند، بررسی شد. داده‌های مد نظر در بازه زمانی از فروردین سال ۱۳۸۸ تا انتهای سال ۱۳۹۵ به‌صورت بازدهی روزانه به‌کار گرفته شد. در این پژوهش، از اطلاعات ۳۰ شرکت استفاده شده است که این شرکت‌ها بر اساس دو محدودیت زیر انتخاب شدند:

۱. کلیه شرکت‌ها دسته‌بندی شده و شرکت‌هایی که نماد آنها طی دوره نام‌برده توقف طولانی مدتی نداشتند، انتخاب شده‌اند.

۲. معیار نقدشوندگی، یکی از معیارهای مهم در انتخاب سهام در بازار سرمایه است. برای اندازه‌گیری معیار نقدشوندگی از نسبت حجم معاملات به سرمایه استفاده شده و ۳۰ سهام دارای بیشترین معیار نقدشوندگی استفاده شده‌اند.

جامعه آماری، داده‌های مربوط به سهام بورس اوراق بهادار تهران است و حجم نمونه، داده‌های مربوط به ۳۰ شرکت انتخابی است. اطلاعات مربوط به شرکت‌ها در جدول ۱ مشاهده می‌شود.

جدول ۱. ویژگی‌های آماری داده‌های بررسی شده

ردیف	شرح	میانگین	واریانس	چولگی	کشیدگی	ردیف	شرح	میانگین	واریانس	چولگی	کشیدگی
۱	حکشتی	۰/۰۷٪	۰/۱۰٪	-۲۷/۴	۱۰۲۹/۱	۱۶	غمارگ	۰/۱۳٪	۰/۱۰٪	۶/۵	۱۱۷/۷
۲	شیراز	۰/۱۶٪	۰/۰۵٪	۹/۶	۱۶۶/۱	۱۷	ویانک	۰/۱۶٪	۰/۰۳٪	-۲/۶	۲۶/۹
۳	فخوز	۰/۱۳٪	۰/۰۴٪	-۲/۸	۷۵/۸	۱۸	کروی	۰/۰۴٪	۰/۱۰٪	-۵/۱	۱۳۱
۴	چپترو	-۰/۰۴٪	۰/۲۱٪	-۱۷/۹	۴۷۱/۵	۱۹	وغدیر	۰/۰۴٪	۰/۰۸٪	-۱۱/۲	۲۴۴/۲
۵	فولاد	۰/۱۱٪	۰/۰۳٪	۰/۳	۱۰/۶	۲۰	سفارس	۰/۰۲٪	۰/۰۵٪	۴/۷	۱۰۶/۲
۶	فملی	۰/۱۳٪	۰/۰۳٪	-۱/۱	۱۲/۲	۲۱	وتوصا	۰/۰۳٪	۰/۰۴٪	-۲/۳	۵۰/۲
۷	وبهمن	۰/۰۲٪	۰/۰۳٪	-۱/۵	۳۷/۶	۲۲	ومعادن	۰/۱۵٪	۰/۰۴٪	-۰/۲	۷/۵
۸	حتوکا	۰/۰۷٪	۰/۱۴٪	-۱۴/۸	۴۸۰/۸	۲۳	شخارک	۰/۱۸٪	۰/۰۳٪	-۳	۵۰/۷
۹	حتاید	-۰/۰۳٪	۰/۰۸٪	-۱۳	۳۶۹	۲۴	ستران	۰/۰۸٪	۰/۰۴٪	۱/۴	۱۴/۸
۱۰	کاما	۰/۱۲٪	۰/۱۳٪	-۲/۸	۳۳۴/۸	۲۵	وبشهر	۰/۰۶٪	۰/۰۴٪	-۱/۳	۲۲
۱۱	ثمسکن	-۰/۰۲٪	۰/۰۴٪	-۳/۴	۵۳/۴	۲۶	ونیکی	۰/۰۸٪	۰/۰۵٪	-۱۵/۲	۴۸۰
۱۲	کگل	۰/۱۴٪	۰/۰۳٪	۱/۳	۱۷/۳	۲۷	خبهمن	۰/۰۶٪	۰/۰۶٪	-۰/۴	۲۲/۲
۱۳	کچاد	-۰/۰۳٪	۰/۱۱٪	-۱۶/۸	۴۴۸/۳	۲۸	شاراک	۰/۰۵٪	۰/۱۰٪	-۱۶/۶	۵۴۱
۱۴	فاسمین	۰/۱۸٪	۰/۰۷٪	-۳/۸	۶۰	۲۹	خسپا	۰/۱۱٪	۰/۰۷٪	-۲/۳	۵۱/۴
۱۵	غبشهر	۰/۱۷٪	۰/۰۸٪	۱۴/۱	۳۶۳/۴	۳۰	خودرو	۰/۰۶٪	۰/۰۶٪	۰/۴	۲۲/۲

بررسی نرمال بودن، دنباله پهن و چولگی منفی بازده دارایی‌ها

یک آزمون معروف در این زمینه، آزمون جارک - برا^۱ (۱۹۷۸) است. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$JB = \frac{n}{6} \left(s^2 + \frac{(k-3)^2}{4} \right) \quad \text{رابطه ۱۳}$$

در این رابطه، n تعداد نمونه؛ s چولگی و k کشیدگی داده‌ها را نشان می‌دهد. توجه داشته باشید که این آماره از توزیع مربع کای با دو درجه آزادی پیروی می‌کند. این آزمون به وسیله نرم‌افزار متلب و با دستور `jbtest` انجام شده و نتایج آن در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲. اجرای آزمون جارک - برا

ردیف	نماد	فرض مورد قبول	P_value	آماره	مقدار بحرانی	ردیف	نماد	فرض مورد قبول	P_value	آماره	مقدار بحرانی
۱	حکشتی	۱	۰/۱۰٪	۸۵۴۴۸۱۳۳	۶/۰	۱۶	غمارگ	۱	۰/۱۰٪	۱۱۲۸۳۴۷	۶/۰
۲	شیراز	۱	۰/۱۰٪	۲۳۴۹۵۲۹	۶/۰	۱۷	وبانک	۱	۰/۱۰٪	۶۰۳۸۴	۶/۰
۳	فخوز	۱	۰/۱۰٪	۴۶۴۴۳۲	۶/۰	۱۸	کروی	۱	۰/۱۰٪	۱۳۸۸۶۱۹	۶/۰
۴	چپترو	۱	۰/۱۰٪	۱۷۹۹۲۳۸۷	۶/۰	۱۹	وغدیر	۱	۰/۱۰٪	۴۸۳۷۷۴۱	۶/۰
۵	فولاد	۱	۰/۱۰٪	۹۱۴۱	۶/۰	۲۰	سفارس	۱	۰/۱۰٪	۹۱۴۴۱۰	۶/۰
۶	فملی	۱	۰/۱۰٪	۱۲۳۳۷	۶/۰	۲۱	وتوصا	۱	۰/۱۰٪	۲۰۴۵۱۱	۶/۰
۷	وبهمن	۱	۰/۱۰٪	۱۱۴۴۲۰	۶/۰	۲۲	ومعادن	۱	۰/۱۰٪	۴۴۸۷	۶/۰
۸	حتوکا	۱	۰/۱۰٪	۱۸۶۶۷۷۹۹	۶/۰	۲۳	شخارک	۱	۰/۱۰٪	۲۰۹۸۷۱	۶/۰
۹	حتاید	۱	۰/۱۰٪	۱۱۰۰۸۴۶۸	۶/۰	۲۴	ستران	۱	۰/۱۰٪	۱۸۲۱۳	۶/۰
۱۰	کاما	۱	۰/۱۰٪	۹۰۲۱۴۶۲	۶/۰	۲۵	وبشهر	۱	۰/۱۰٪	۳۹۵۷۳	۶/۰
۱۱	ثمسکن	۱	۰/۱۰٪	۲۳۲۷۶۰	۶/۰	۲۶	ونیکی	۱	۰/۱۰٪	۱۸۶۱۱۸۶۶	۶/۰
۱۲	کگل	۱	۰/۱۰٪	۲۴۴۸۲	۶/۰	۲۷	خبهمن	۱	۰/۱۰٪	۳۹۷۲۸	۶/۰
۱۳	کچاد	۱	۰/۱۰٪	۱۶۲۵۹۰۹۷	۶/۰	۲۸	شاراک	۱	۰/۱۰٪	۲۳۶۳۵۸۹۹	۶/۰
۱۴	فاسمین	۱	۰/۱۰٪	۲۹۴۵۰۵	۶/۰	۲۹	خساپا	۱	۰/۱۰٪	۲۱۴۵۸۴	۶/۰
۱۵	غبشهر	۱	۰/۱۰٪	۱۰۶۸۸۰۹۰	۶/۰	۳۰	خودرو	۱	۰/۱۰٪	۳۹۷۲۸	۶/۰

همان طور که مشاهده می‌کنید، فرض نرمال مربوط به این آزمون برای همه دارایی‌ها رد شده است. همچنین همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده شد، حدود ۷۳ درصد از داده‌ها دارای چولگی منفی (معادل ۲۲ سهم) هستند. بنابراین، نمی‌توان از روش‌های سنتی که مبتنی بر تابع توزیع نرمال هستند، ریسک پرتفوی را تخمین زد.

بررسی همبستگی نامتقارن دنباله‌ای بازده دارایی‌ها

در گام بعد می‌بایست همبستگی نامتقارن دنباله‌ای بررسی شود. بدین منظور، از شاخص همبستگی فراگذشت استفاده می‌شود که تعریف این همبستگی به شرح زیر است.

همبستگی فراگذشت: اگر بردارهای تصادفی x_1 و x_2 باشند و c آستانه معین و از پیش تعیین شده باشد، همبستگی فراگذشتی منفی و مثبت به شرح زیر تعریف می‌شود.

$$\rho^-(c) = \text{corr}(x_1, x_2 | x_1 < -c, x_2 < -c) \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

$$\rho^+(c) = \text{corr}(x_1, x_2 | x_1 > c, x_2 > c) \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

حال به منظور بررسی همبستگی نامتقارن دنباله‌ای، ابتدا مقدار همبستگی مثبت و منفی دنباله‌ای محاسبه می‌شود. به منظور محاسبه این مقادیر مقدار C در فرمول بالا معادل با صدک پنجم و نود و پنجم در نظر گرفته شده است.

جدول ۳. محاسبه همبستگی فراگذشتی مثبت و منفی در ۱۵۰ حالت

نوع همبستگی	میانگین همبستگی دنباله‌ای	تعداد حالات بزرگ‌تر بودن	سهم حالات از کل (%)
همبستگی دنباله‌ای منفی	۰/۷۳۶۰	۶۱۷	۷۱
همبستگی دنباله‌ای مثبت	۰/۶۴۲۹	۲۵۳	۲۹

همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌کنید، میانگین همبستگی فراگذشتی منفی (۰/۷۳۶۰)، از مقدار میانگین فراگذشتی مثبت (۰/۶۴۲۹) بیشتر است. همچنین از کل ۸۷۰ حالت همبستگی بین سهام تعداد ۶۱۷ مورد (معادل حدود ۷۱ درصد از کل) مقدار همبستگی فراگذشتی منفی بیشتر از مقدار همبستگی فراگذشتی مثبت است. به منظور مقایسه بهتر همبستگی فراگذشتی منفی و مثبت از آزمون t زوجی استفاده شده است که نتایج حاصل از پیاده‌سازی این آزمون به شرح جدول زیر است. همان طور که مشاهده می‌کنید، فرض یک مبنی بر بزرگ‌تر بودن همبستگی فراگذشتی منفی قبول شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون t زوجی به منظور مقایسه همبستگی فراگذشتی منفی و مثبت

شرح	آماره	P-value	مقدار بحرانی	فرض مورد قبول
مقدار	۱۱/۱۹	۰/۰۰	۰/۱۳	۱

بررسی وجود خوشه‌بندی داده‌ها

به‌منظور بررسی وجود خوشه‌بندی نوسان، از آزمون لیانگ باکس^۱ مجذور اجزای اخلاص استفاده شده است. همان‌طور که در جدول زیر مشاهده می‌کنید، در کلیه سهام بررسی شده فرض یک مبنی بر وجود خوشه‌بندی نوسان و اثرهای آرچ وجود دارد. پس، در مدل‌سازی ریسک، می‌بایست این موضوع مد نظر قرار گیرد.

جدول ۵. نتایج حاصل از انجام آزمون لیانگ باکس برای مربع اجزای خطا

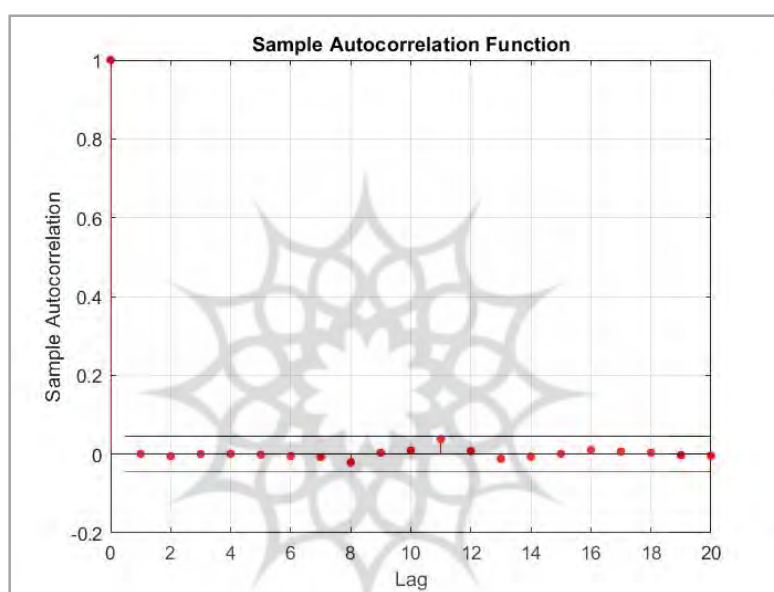
ردیف	نهاد	فرض مورد قبول	P_value	آماره	مقدار بحرانی	ردیف	نهاد	فرض مورد قبول	P_value	آماره	مقدار بحرانی
۱	حکشتی	۱	۰	۹۹۸	۳۱/۴۱۰	۱۶	غمارگ	۱	۰	۹۴۶	۳۱/۴۱۰
۲	شیراز	۱	۰	۱,۴۹۲	۳۱/۴۱۰	۱۷	وبانک	۱	۰	۳۳۷	۳۱/۴۱۰
۳	فخوز	۱	۰	۹۲۶	۳۱/۴۱۰	۱۸	کروی	۱	۰	۳۷۷	۳۱/۴۱۰
۴	چپترو	۱	۰	۶۸۱	۳۱/۴۱۰	۱۹	وغدیر	۱	۰	۶۵۴	۳۱/۴۱۰
۵	فولاد	۱	۰	۷۸۶	۳۱/۴۱۰	۲۰	سفارس	۱	۰	۷۸۴	۳۱/۴۱۰
۶	فملی	۱	۰	۳۴۳	۳۱/۴۱۰	۲۱	وتوصا	۱	۰	۴۶۶	۳۱/۴۱۰
۷	وبهمن	۱	۰	۱,۱۴۰	۳۱/۴۱۰	۲۲	ومعادن	۱	۰	۱,۴۶۲	۳۱/۴۱۰
۸	حتوکا	۱	۰	۶۱۶	۳۱/۴۱۰	۲۳	شخارک	۱	۰	۶۱۳	۳۱/۴۱۰
۹	ختاید	۱	۰	۱,۲۴۵	۳۱/۴۱۰	۲۴	ستران	۱	۰	۵۵۷	۳۱/۴۱۰
۱۰	کاما	۱	۰	۵۲۸	۳۱/۴۱۰	۲۵	وبشهر	۱	۰	۷۲۱	۳۱/۴۱۰
۱۱	ثمسکن	۱	۰	۸۰۵	۳۱/۴۱۰	۲۶	ونیکی	۱	۰	۴۸۷	۳۱/۴۱۰
۱۲	کگل	۱	۰	۵۰۲	۳۱/۴۱۰	۲۷	خبهمن	۱	۰	۱,۳۰۲	۳۱/۴۱۰
۱۳	کچاد	۱	۰	۳۱۲	۳۱/۴۱۰	۲۸	شاراک	۱	۰	۶۳۷	۳۱/۴۱۰
۱۴	فاسمین	۱	۰	۲۸۵	۳۱/۴۱۰	۲۹	خسپا	۱	۰	۱,۰۸۵	۳۱/۴۱۰
۱۵	غبشهر	۱	۰	۱,۰۷۱	۳۱/۴۱۰	۳۰	خودرو	۱	۰	۱,۳۰۲	۳۱/۴۱۰

محاسبه اجزای اخلاص استاندارد شده

پس از اجرای آزمون لیانگ - باکس، در این گام سعی می‌کنیم معادله میانگین مربوط به بازده هر دارایی (سهام) را با استفاده از مدل $ARIMA(1,1)$ محاسبه کرده و جزء اخلاص مربوط به هر دارایی را با استفاده از این مدل محاسبه کنیم.

1. Liung Box

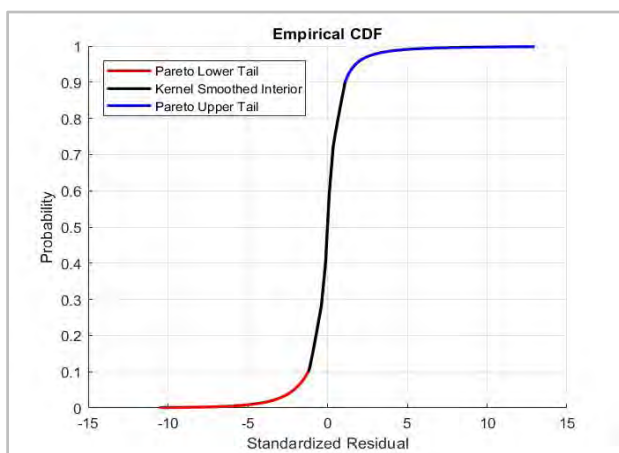
همان طور که گفته شد، اجزای اخلاص دارای اثرهای آرج بوده و باید توسط یکی از مدل های گارچ مدل شوند. در اینجا با استفاده از مدل های $GARCH(1,1)$ ، $GJR(1,1)$ و $EGARCH(1,1)$ این مدل ها پیاده سازی شده اند. شایان ذکر است، پس از اجرای مدل های بالا، می بایست اجزای اخلاص دارای خودهم بستگی معنادار نبوده و به طور مستقل از یکدیگر عمل کنند. به همین دلیل، می توان معناداری اجزای اخلاص را با استفاده از نمودار و آزمون لیانگ - باکس بررسی کرد. به طور نمونه، بعد از اجرای مدل ها، نمودار خودهم بستگی اجزای اخلاص مربوط به نماد حکشتی برای مدل های مختلف ناهمسانی واریانس به شرح شکل زیر است.



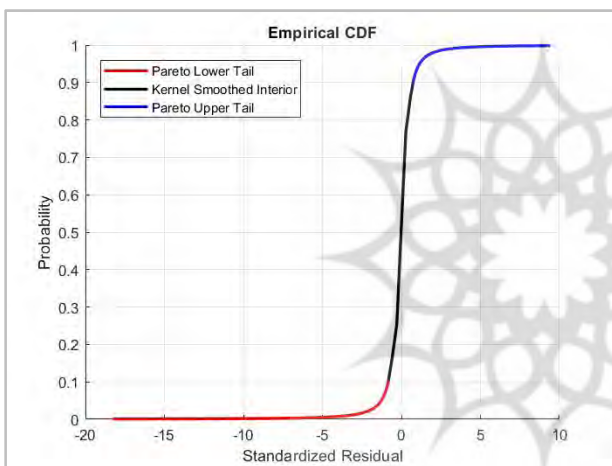
شکل ۲. خودهم بستگی اجزای اخلاص در حالت استفاده از مدل ARIMA-GJR

تخمین تابع توزیع تجمعی چندبخشی

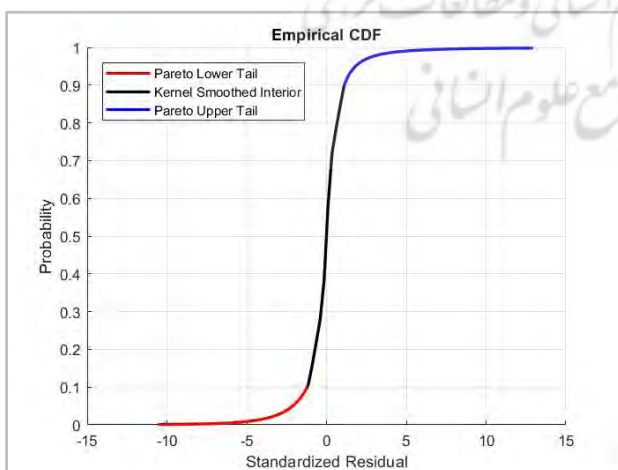
حال، با داشتن اجزای اخلاص مستقل که در بخش قبل محاسبه شده است، تابع توزیع تجمعی تجربی این اجزا با استفاده از تابع کرنل گوسی تخمین زده می شود. این تابع توزیع تجمعی شامل سه بخش بوده که دنباله بالایی و پایینی تابع با استفاده از تابع GPD تخمین زده شده و بدنه تابع تجمعی با استفاده از کرنل گوسی تخمین زده می شود. در اینجا ۱۰ درصد از داده های مربوط به اجزای اخلاص برای تخمین هر دنباله در نظر گرفته شده است. پارامترهای مربوط به توزیع GPD مربوط به هر دنباله، از توزیع تجمعی با استفاده از روش حداکثر درست نمایی تخمین زده شده اند. به منظور تخمین پارامترهای مربوط به دنباله پایینی و بالایی و بدنه توزیع از شی ^۱ Paretotails استفاده شده است. در شکل زیر برای هر نماد حکشتی این توزیع چندبخشی نشان داده شده است.



شکل ۳. تابع توزیع چندبخشی بر اساس مدل GARCH برای نماد حکشتی

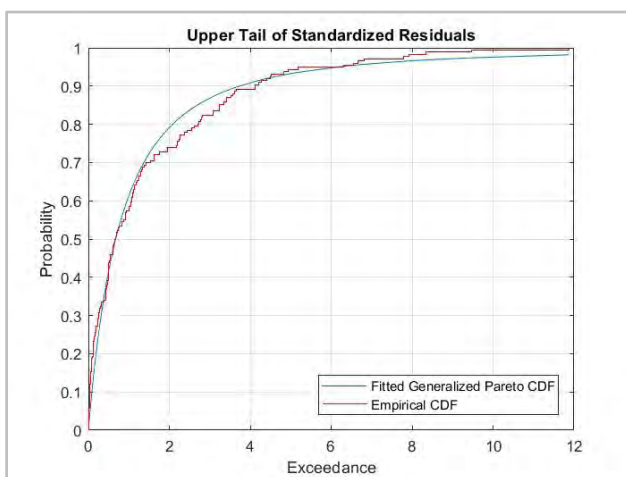


شکل ۴. تابع توزیع چندبخشی بر اساس مدل EGARCH برای نماد حکشتی

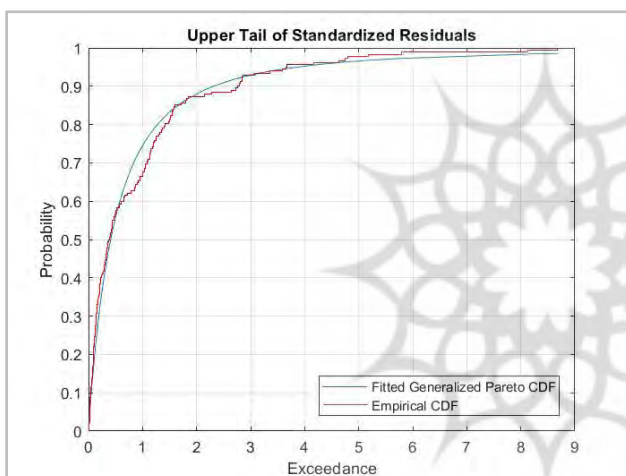


شکل ۵. تابع توزیع چندبخشی بر اساس مدل GJR برای نماد حکشتی

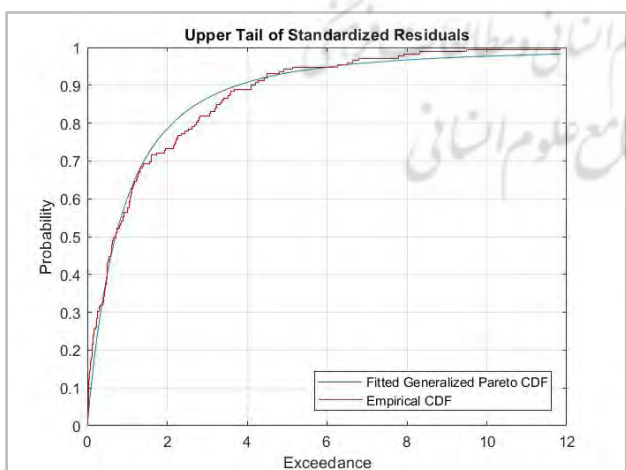
حال، به منظور نشان دادن انطباق توزیع GPD یادشده، تابع توزیع تجمعی و داده‌های مربوط به دمب بالایی اجزای اخلاص استانداردشده برای هر یک از حالات به شرح نمودارهای زیر رسم شده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌کنید، تابع توزیع پارتوی عمومیت‌یافته به‌خوبی توانسته داده‌های تجربی را مدل کند.



شکل ۶. تابع توزیع دمب بالایی و مشاهدات تجربی اجزای اخلاص استاندارد شده بر اساس مدل گارچ برای نماد حکشتی



شکل ۷. تابع توزیع دمب بالایی و مشاهدات تجربی اجزای اخلاص استاندارد شده بر اساس مدل گارچ نمایی برای نماد حکشتی



شکل ۸. تابع توزیع دمب بالایی و مشاهدات تجربی اجزای اخلاص استاندارد شده بر اساس مدل گارچ گولستن - جاگانا تاهان - رانکل (GJR) برای نماد حکشتی

محاسبه پرتفوی Benchmark

همان طور که مطرح شد، برای محاسبه پرتفوی Benchmark از روش میانگین - واریانس استفاده شده است. در این

روش، از مدل میانگین واریانس استفاده شده، به این ترتیب که در یک سطح از بازدهی مشخص میزان ریسک (انحراف معیار) کمینه می‌شود. مدل استفاده‌شده در این حالت به شرح زیر است.

minimize variance

st:

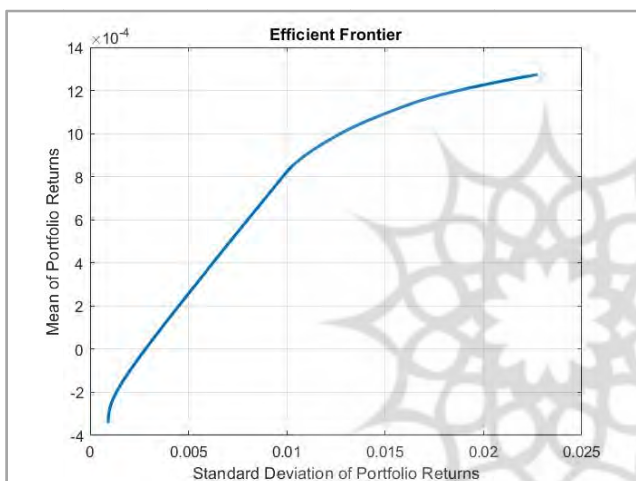
$$r_p \geq \alpha$$

$$\sum_{i=1}^N x_i = 1$$

$$x_i \geq 0$$

مدل (۱)

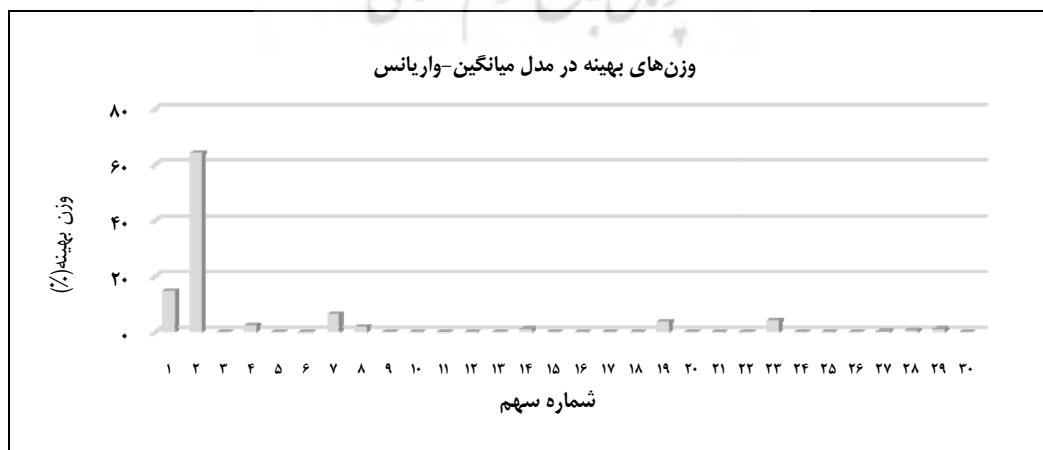
مرز کارایی محاسبه‌شده برای مدل‌های بالا به شرح زیر است.



شکل ۹. مرز کارایی برای مدل میانگین - واریانس

دقت داشته باشید که در هر تکرار از پنجره غلطان از میانگین بازدهی پنجره به‌عنوان حداقل بازدهی مورد انتظار

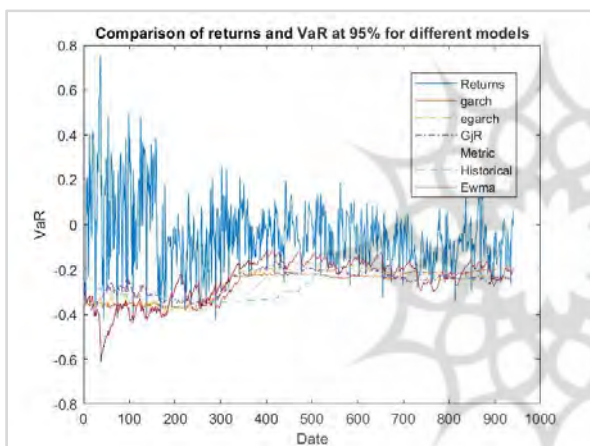
(α) استفاده می‌شود. به‌طور مثال، ترکیب بهینه سبد سهام بر اساس تکرار اول پنجره به شرح زیر است.



شکل ۱۰. ترکیب اوزان بهینه بر اساس مدل میانگین - واریانس

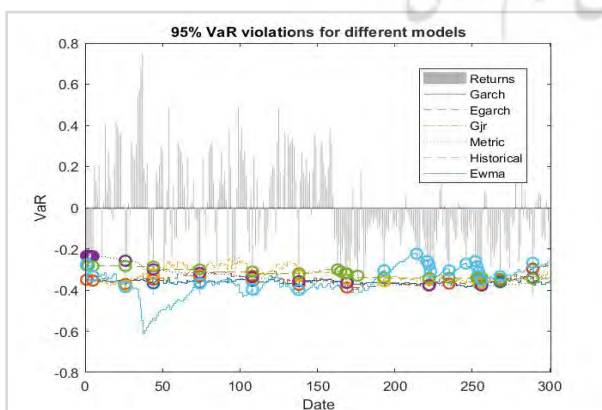
محاسبه ارزش در معرض خطر

در اینجا ارزش در معرض خطر برای سید سهام تخمین زده شده است. با استفاده از مدل‌های گارچ، گارچ نمایی و گارچ گولستن - جاگاناهاهان - رانکل (GJR) اجزای اخلاص مدل شده، با استفاده از تئوری ارزش فرین توابع چگالی هر دارایی تخمین زده شده و در ادامه با استفاده از کاپیولای t چوله، ماتریس همبستگی تخمین زده شده و با استفاده از شبیه‌سازی این کاپیولا برای بازدهی پرتفوی، ارزش در معرض خطر با توجه به سطح اطمینان یادشده محاسبه شده است. این روش با مبنای پنجره غلطان محاسبه شده است. در نمودار شکل زیر، ارزش در معرض خطر و بازده‌های پرتفوی به تفکیک ارائه شده است. همچنین به منظور مقایسه روش‌های سنتی از قبیل نرمال، شبیه‌سازی تاریخی و میانگین متحرک وزنی نمایی (EWMA)^۱ نیز ارائه شده است. در نمودار شکل‌های زیر، ارزش در معرض خطر و بازده‌های پرتفوی به تفکیک ارائه شده است.



شکل ۱۱. بازدهی و سه روش محاسبه ارزش در معرض خطر بر اساس پرتفوی میانگین - واریانس

همچنین به منظور نشان دادن تخطی‌های هر یک از مدل‌ها، در نمودار زیر برای پنجره زمانی ۴۰۰ تا ۶۰۰ام تخطی مدل‌ها نشان داده شده است. توجه داشته باشید که دایره‌های موجود در نمودار نشان‌دهنده تخطی مدل است. تخطی زمانی به وجود می‌آید که ارزش در معرض خطر برآوردی (زیان) بیشتر از مقدار بازدهی باشد.



شکل ۱۲. نشان دادن تخطی‌های به‌وجودآمده در مدل‌ها برای پرتفوی میانگین - واریانس از پنجره ۱ تا ۳۰۰

در جدول زیر تعداد تخطی‌ها، آزمون‌های پس آزمایی و تابع زیان برای هر مدل ارائه شده است. آزمون‌های نام‌برده با استفاده از شی^۱ varbacktest و تابع cc در متلب محاسبه شده است. حال، برای هر روش آزمون پس‌آزمایی انجام شده و برای مقایسه مدل‌ها از تابع زیان باینری استفاده شده است. همان‌طور که در فصل دوم بیان شد، تابع زیان باینری به شرح رابطه زیر محاسبه‌شده است.

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t \leq VaR_t \end{cases} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

همچنین از تابع نمره لویز به شرح زیر استفاده شده است.

$$QPS = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n (C_t - p)^2 \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

در جدول ۶، VaRLevel نشان‌دهنده سطح اطمینان، cc رد یا پذیرش آماره آزمون پوششی شرطی، LRatioCC نسبت درست‌نمایی آزمون پوششی شرطی، PaValueCC پی مقدار آزمون پوششی شرطی CC، POF رد یا پذیرش آماره آزمون POF، LRatio POF نسبت درست‌نمایی آزمون POF، PaValuePOF، POF پی مقدار آزمون POF، CCI رد یا پذیرش آماره آزمون استقلال استثنائات کریسترفسون، LRatio POF نسبت درست‌نمایی آزمون استقلال استثنائات کریسترفسون، PaValuePOF پی مقدار آزمون استقلال استثنائات کریسترفسون، Observations تعداد کل مشاهدات، Failures تعداد تخطی‌ها، Percentage Failures درصد تخطی‌ها، N00 تعداد روزهای بدون تخطی به‌دنبال یک روز بدون تخطی، N۱۰ تعداد روزهای دارای تخطی به‌دنبال یک روز بدون تخطی، N۰۱ تعداد روزهای بدون تخطی به‌دنبال یک روز دارای تخطی و N۱۱ تعداد روزهای همراه با تخطی به‌دنبال یک روز دارای تخطی است.

همچنین همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌کنید، بنا بر آزمون پوششی شرطی، فقط رویکردهای EGARCH-EVT-t Skewed Coupla و GJR-EVT-t Skewed Coupla قبول شده‌اند. بر اساس آزمون POF همه مدل‌ها، به‌جز مدل‌های نرمال و میانگین متحرک وزنی نمایی پذیرفته شده‌اند. همچنین بر اساس آزمون استقلال استثنائات نیز فقط رویکردهای EGARCH-EVT-t Skewed Coupla و GJR-EVT-t Skewed Coupla پذیرفته شده‌اند. بر اساس تابع نمره لویز نیز رویکرد GJR-EVT-t Skewed Coupla بهترین مدل انتخاب شده است. از بین رویکردهای EGARCH-EVT-t Skewed Coupla، GJR-EVT-t Skewed Coupla و GARCH-EVT-t Skewed Coupla، رویکرد GJR-EVT-t Skewed Coupla بهترین و رویکرد GARCH-EVT-t Skewed Coupla بدترین رویکرد بوده است.

جدول ۶. آزمون‌های پس‌آزمایی برای روش‌های مختلف ارزش در معرض خطر بر اساس پرتفوی هموزن

EWMA	Historical	Normal	GJR-EVT-t Skewed Coupla	EGARCH-EVT-t Skewed Coupla	GARCH-EVT-t Skewed Coupla	روش محاسبه ارزش در معرض خطر
۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	VaRLevel
رد	رد	رد	پذیرش	پذیرش	رد	CC
۳۴/۱	۱۷/۱	۱۹۳/۱	۵/۲	۲/۶	۲۲/۲	LRatioCC
۳/۳ E-۰۸	۱/۹ E-۰۴	۱/۱ E-۴۲	۷/۶ E-۰۲	۲/۱ E-۰۱	۱/۵ E-۰۵	PValueCC
رد	پذیرش	رد	پذیرش	پذیرش	پذیرش	POF
۲۰/۲۶۰	۰/۵۳۱	۹۵/۳۷۹	۱/۹۵۶	۰/۰۰۰	۰/۱۹۱	LRatioPOF
۰/۰۰	۰/۴۷	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۹۹	۰/۶۶	PValuePOF
رد	رد	رد	پذیرش	پذیرش	رد	CCI
۱۴/۲	۱۶/۶	۹۷/۸	۳/۲	۲/۶	۲۲/۰	LRatioCCI
۱/۷ E-۰۴	۴/۷ E-۰۵	۴/۷ E-۲۳	۷/۴ E-۰۲	۱/۱ E-۰۱	۲/۷ E-۰۶	PValueCCI
۹۴۱	۹۴۱	۹۴۱	۹۴۱	۹۴۱	۹۴۱	Observations
۸۰	۵۲	۱۲۵	۸۳	۴۷	۵۰	Failures
%۸/۵	%۰/۵	%۱۳/۳	%۴/۰	%۵/۰	%۵/۳	Failures precentage
۷۹۸	۸۴۸	۷۴۸	۸۶۴	۸۵۱	۸۵۳	N۰۰
۶۳	۴۱	۶۸	۳۸	۴۲	۳۸	N۱۰
۶۲	۴۰	۶۷	۳۸	۴۲	۳۷	N۰۱
۱۷	۱۱	۵۷	۰	۵	۱۲	N۱۱
۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	TestLevel
۰/۱۵۸	۰/۱۰۴	۰/۲۴۴	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۱۰۱	تابع نمرة (QPS)
۵	۴	۶	۱	۲	۳	رتبه

بحث و نتیجه‌گیری

در صورتی که سرمایه‌گذار بخواهد، برای سرمایه‌گذاری، دارایی‌های مناسبی انتخاب کند، باید درک و اندازه دقیقی از ریسک سبد سهام منتخب خود داشته باشد. برای اندازه‌گیری ریسک، معیارهای مختلفی وجود دارد که ارزش در معرض خطر در این بین از مزایای مناسبی برخوردار است. برای محاسبه ارزش در معرض خطر رویکرد گوسی به‌دلیل وجود حقایق آشکار شده با نواقصی مواجه است که در این مقاله سعی شده تا این حقایق آشکار شده به‌نحو مناسبی در نظر گرفته شوند. در این پژوهش، چهار مورد از این حقایق آشکار شده در مدل‌سازی بازده دارایی‌ها در نظر گرفته شده است. این

حقایق شامل دنباله پهن، چولگی منفی، خوشه‌بندی نوسان هستند که علاوه بر این موارد، برخی دیگر از شواهد نشان‌دهنده هم‌بستگی نامتقارن دنباله‌ای در توزیع بازده دارایی‌ها هستند. به این معنا که در بازارهای رو به پایین، هم‌بستگی بین دارایی‌ها بیشتر از بازارهای رو به بالا است. برای در نظر گرفتن این حقایق از نظریه ارزش فرین، مدل‌های مختلف GARCH و کاپیولای t چوله استفاده شده است که در این بین می‌توان از مدل‌های مختلف خانواده GARCH از جمله GARCH، EGARCH و GJR استفاده کرد و در انتها رویکردهای خوشه‌بندی نوسان مقایسه شده است. اما به منظور ایجاد پرتفوی هدف به‌طور دینامیکی از مدل میانگین واریانس مارکوییتز استفاده شده است که در هر مرحله از پنجره غلتان ترکیب بهینه پرتفوی به دست می‌آید.

برای بررسی فرضیه‌های یادشده ابتدا بررسی شد که آیا حقایق ذکرشده در خصوص تابع توزیع بازده دارایی‌ها دارای چنین خواصی هستند یا خیر. بدین منظور، نتایج آزمون جاک - برا حاکی از عدم پذیرش فرض نرمال و آزمون t زوجی نیز نشان‌دهنده نامتقارن بودن هم‌بستگی دنباله‌ای است. به‌منظور محاسبه ارزش در معرض خطر از پرتفوی به‌دست‌آمده از روش میانگین - واریانس استفاده شد. نتایج نشان دادند که در پرتفوی میانگین - واریانس رویکرد GJR-EVT-skewed copula بر اساس تابع نمره بهتر از رویکرد GARCH-EVT-T skewed-copula و سایر روش‌های سنتی عمل کرده است. بنابراین به‌نوعی در نظر گرفتن مدلی که اثرهای اهرم را در مدل خوشه‌بندی نوسان در نظر می‌گیرد، می‌تواند به‌منظور محاسبه ارزش در معرض خطر مانند رویکردهای نرمال، شبیه‌سازی تاریخی و میانگین متحرک وزنی نمای نتیجه بهتری را در بر داشته است. شایان ذکر است، در بین سه رویکرد سنتی یادشده، رویکرد شبیه‌سازی تاریخی عملکرد بهتری داشته است.

گفتنی است، با توجه به اینکه انتخاب تابع کاپیولای مد نظر می‌تواند در نتایج تأثیرگذار باشد، می‌توان از توابع مختلف کاپیولا نیز استفاده کرده و کارایی آنها را نیز بررسی کرد. همچنین می‌توان از این رویکرد محاسبه ریسک به‌پینه‌سازی سبب دینامیکی استفاده کرد و نتایج را با مدل‌های سنتی مقایسه کرد. از جمله استفاده کاربردی این پژوهش اندازه‌گیری مدیریت ریسک پرتفوی بانک‌ها، صندوق‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری به‌نحو مؤثرتری نیز هست.

منابع

- راغفر، حسین؛ آجورلو، نرجس (۱۳۹۵). برآورد ارزش در معرض خطر پرتفوی ارزی یک بانک نمونه با روش GARCH-EVT-Copula. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۷)، ۱۱۳-۱۴۱.
- فلاح پور، سعید؛ احمدی، احسان (۱۳۹۳). تخمین ارزش در معرض ریسک پرتفوی نفت و طلا با بهره‌مندی از روش کاپیولا-گارچ. *تحقیقات مالی*، ۱۶(۲)، ۳۰۹-۳۲۶.
- کشاورز حداد، غلامرضا؛ حیرانی، مهرداد (۱۳۹۳). برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپیولا. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۴)، ۸۶۹-۹۰۲.

References

- Alles, L. A. & Kling, J. L. (1994). Regularities in the variation of skewness in asset returns. *Journal of financial Research*, 17(3), 427-438.
- Ang, A. & Chen, J. (2002). Asymmetric correlations of equity portfolios. *Journal of financial Economics*, 63(3), 443-494.
- Arditti, F. D. (1971). Another look at mutual fund performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6(3), 909-912.
- Aven, T. (2013). On the meaning of a black swan in a risk context. *Safety science*, 57, 44-51.
- Beedles, W. L. (1979). On the asymmetry of market returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14(3), 653-660.
- Beine, M., Cosma, A., & Vermeulen, R. (2010). The dark side of global integration: Increasing tail dependence. *Journal of Banking & Finance*, 34(1), 184-192.
- Black, F. (1976). *Studies of stock price volatility changes, proceedings of the 1976 meetings of the business and economic statistics section. 177-191*. American Statistical association, SN.
- Bollerslev, T., Tauchen, G. & Zhou, H. (2009). Expected stock returns and variance risk premia. *The Review of Financial Studies*, 22(11), 4463-4492.
- Chirstie, A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances. *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Chunhachinda, P., Dandapani, K., Hamid, S. & Prakash, A. J. (1997). Portfolio selection and skewness: Evidence from international stock markets. *Journal of Banking & Finance* 21(2), 143-167.
- De Haan, L. & Ferreira, A. (2007). *Extreme value theory: an introduction*. Springer Science & Business Media.
- Fallahpour, S. & Ahmadi, E. (2015). Estimating Value at Risk of Portfolio of Oil and Gold by Copula-GARCH Method. *Financial Reaserch Journal*, 16(2), 309-326. (in Persian)
- Fama, E. F. (1965). Portfolio analysis in a stable Paretian market. *Management science*, 11(3), 404-419.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance* 48(5), 1779-1801.
- Hansen, P. R. & Lunde, A. (2005). A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH (1, 1)? *Journal of applied econometrics*, 20(7), 873-889.
- Harvey, C. R. & Siddique, A. (1999). Autoregressive conditional skewness. *Journal of financial and quantitative analysis*, 34(4), 465-487.

- Hu, W. & Kercheval, A. (2007). *Risk management with generalized hyperbolic distributions*. Proceedings of the Fourth IASTED International Conference on Financial Engineering and Applications, ACTA Press.
- Birge, J. R. & Chavez-Bedoya, L. (2016). Portfolio optimization under a generalized hyperbolic skewed t distribution and exponential utility. *Quantitative Finance*, 16, 1019-1036.
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, 163-172.
- Karmakar, M. (2017). Dependence structure and portfolio risk in Indian foreign exchange market: A GARCH-EVT-Copula approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 64, 275-291.
- Keshavarz, H. G., & Heyrani, M. (2015). Estimation of Value at Risk in the Presence of Dependence Structure in Financial Returns: A Copula Based Approach. *Journal of Economic Research*, 49(4), 869-902. (in Persian)
- Kraus, A. & Litzenberger, R. H. (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *The Journal of Finance*, 31(4), 1085-1100.
- Lee, S. H. & Yeo, S. C. (2016). Performance analysis of EVT-GARCH-Copula models for estimating portfolio Value at Risk. *Korean Journal of Applied Statistics*, 29(4), 753-771.
- Liu, Y. (2012). *Risk forecasting and portfolio optimization with GARCH, skewed t distributions and multiple timescales*, The Florida State University.
- Luo, C. (2016). *Stochastic Correlation and Portfolio Optimization by Multivariate Garch*, University of Toronto (Canada).
- Mainik, G., Mitov, G. & Rüschendorf, L. (2015). Portfolio optimization for heavy-tailed assets: Extreme Risk Index vs. Markowitz. *Journal of Empirical Finance*, 32, 115-134.
- Mandelbrot, B. (1963). New methods in statistical economics. *Journal of political economy* 71(5), 421-440.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio selection: efficient diversification of investments*, Yale university press.
- McNeil, A. & Frey, R., Embrechts, P. (2005). *Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques, and Tools*, Princeton university press.
- Nieppola, O. (2009). Backtesting value-at-risk models. *Department of Economics Kansantaloustieteen laitoksen*, Archive number: 12049.
- Nystrom, K. & Skoglund, J. (2002). *Univariate extreme value theory, garch and measures of risk*. Preprint, Swedbank.
- Pfaff, B. (2016). *Financial risk modelling and portfolio optimization with R*, John Wiley & Sons.

- Raghfar, H. & Ajorlo, N. (2018). Calculation of Value at Risk of Currency Portfolio for a Typical Bank by GARCH-EVT-Copula Method. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(67), 113-141. (in Persian)
- Rom, B. M. & Ferguson, K. W. (1994). Post-modern portfolio theory comes of age. *The Journal of Investing*, 3(3), 11-17.
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of economic theory* 13(3), 341-360.
- Sampid, M., Hasim, H. & Dai, H. (2017). Refining value-at-risk estimates using extreme value theory and copulas: a Bayesian approach. *Journal of Applied Econometrics*, 25(6), 370-392.
- Simkowitz, M. A. & Beedles, W. L. (1978). Diversification in a three-moment world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(5), 927-941.
- Sklar, M. (1959). *Fonctions de repartition a n dimensions et leurs marges*. Paris, Publication de l'Institut de Statistique de l'Universite de 229-231.
- Talleblo, R. & Davoudi, M.M. (2018). Estimation of Optimal Investment Portfolio Using Value at Risk (VaR) and Expected Shortfall (ES) Models: GARCH-EVT-Copula Approach, *Iranian Journal of Economic Research*, 18(71), 91-125. (in Persian)
- Tang, J., Zhou, C., Yuan, X. & Sriboonchitta, S. (2015). Estimating Risk of Natural Gas Portfolios by Using GARCH-EVT-Copula Model. *The Scientific World Journal*, 33, 948-955.
- Viebig, J. & Poddig, T. (2010). Modeling extreme returns and asymmetric dependence structures of hedge fund strategies using extreme value theory and copula theory. *The Journal of Risk*, 13(2), 23.
- White, H., Kim, T.-H. & Manganelli, S. (2015). VAR for VaR: Measuring tail dependence using multivariate regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 187(1), 169-188.
- Xiong, J. X. & Idzorek, T. M. (2011). The impact of skewness and fat tails on the asset allocation decision. *Financial Analysts Journal*, 67(2), 23-35.
- Zakoian, J.-M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and control*, 18(5), 931-955.