

A New Model for Measuring Return Risk of Insurance Industry Index Based on Markov Approach

Mehdi Zolfaghari¹
Fatemeh Faghihian²

Received: 2015 September 22

Accepted: 2019 October 22

ABSTRACT

Objective: The main purpose is to design a comprehensive and practical model for calculating the market risk of the insurance industry index in the stock market. This study is also aimed to test the behavior of the index for regime transitions in different time periods.

Methodology: The “Value at Risk” approach by combining the Markov regime process in body of the GARCH family models was used in this study.

Findings: The return risk of the insurance industry follows the regime transfers and has both feedback and leverage effects. Furthermore, the regime behavior of this industry is based on the t distribution function and is transmitted between regimes with different probabilities.

Conclusion: The six-step model developed in this study has the capability to consider regime transitions, leverage effect, and feedback effect based on the symmetric and asymmetric distribution functions. The proposed model has more power than the conventional models in measuring the risk index of the insurance industry index.

Keywords: Risk, GARCH Family, Markov Chain Process, Insurance Industry Index.

JEL Classification: F30, G33, K01.

1. Assistant Professor at Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University (**Corresponding Author**) m.zolfaghari@modares.ac.ir

2. Master of Science in Economics, Faculty of Economics, Esalami Azad University Central Branch

طراحی مدلی نوین برای اندازه‌گیری ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه بر پایه رهیافت مارکوف

مهدی ذوالفقاری^۱

فاطمه فقیهیان^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۰۱

چکیده

هدف: طراحی مدلی جامع و کاربردی برای محاسبه ریسک بازاری شاخص صنعت بیمه در بازار سهام است. هدف جانبی، آزمون رفتارپذیری شاخص مذکور از انتقالات رژیم در دوره‌های زمانی مختلف است.

روش‌شناسی: روش مورد استفاده جهت دستیابی به هدف، بهره‌گیری از رویکرد «ارزش در معرض ریسک» با استفاده از ترکیب فرآیند رژیم مارکوف در غالب مدل‌های خانواده GARCH می‌باشد.

یافته‌ها: نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کند و دارای هر دو اثر بازخورد و اثر اهرمی می‌باشد. همچنین رفتار رژیمی بازده این صنعت بر پایه تابع توزیع t می‌باشد و با احتمالات متفاوتی بین رژیم‌ها انتقال می‌یابد.

نتیجه‌گیری: سازوکار ۶ مرحله‌ای طراحی شده در این پژوهش، دارای مزایای از جمله قابلیت در نظر گرفتن انتقالات رژیمی، اثر اهرمی، اثر بازخورد بر پایه توابع توزیع متقارن و نامتقارن می‌باشد. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که مدل طراحی شده دارای قدرت بالاتری نسبت به مدل‌های مرسوم در اندازه‌گیری ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه است.

واژگان کلیدی: ریسک، خانواده GARCH، فرآیند زنجیر مارکوف.

طبقه‌بندی موضوعی: K01.G33، F30.

۱. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)

m.zolfaghari@modares.ac.ir

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرکزی

مقدمه

فعالیت در بازارهای مالی، با توجه به ماهیت این نوع بازارها، با ریسک‌های فراوانی، از جمله ریسک مالی^۱ مواجه است. یکی از مهم‌ترین ریسک‌های مطرح در این بازارها، ریسک نوسان‌های قیمت سهام یا ریسک نوسانات بازدهی سهام بنگاه‌های اقتصادی است. بسیاری از شرکت‌های پذیرفته‌شده در این بازارها، با توجه به نوع فعالیت و جریان مالی حساب‌های خود، با نوسان‌های قیمت سهام متفاوتی مواجه‌اند. شرکت‌هایی که در بخش‌های مولد و بالادستی اقتصاد فعالیت می‌کنند و تولیدات نسبتاً پایداری (با حمایت دولت) دارند به نسبت شرکت‌هایی که بخش عمده‌ای از فعالیت‌هایشان در حوزه خدمات مالی، نظیر شرکت‌های بیمه و بانک‌هاست، با ریسک کمتری مواجه‌اند (فقیهیان، ۱۳۹۴). از این رو مسئله اندازه‌گیری ریسک نوسانات قیمت و بازدهی سهام و مدیریت آن در این گونه فعالیت‌ها، اهمیتی فراتر از سایر صنایع دارد. با توجه به اهمیت اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازدهی قیمت سهام این صنایع، دستیابی به ابزاری دقیق و کارآمد به منظور کمی‌سازی و اندازه‌گیری ریسک به مدیران شرکت‌ها، سهام‌داران، شرکا و نهاد ناظر بازار بورس کمک شایانی می‌کند.

با وجود این، مفهوم نسبتاً پیچیده و گسترده ریسک موجب شده است که به رغم اهمیت کمی‌سازی ریسک مالی و مدیریت آن، در اغلب موارد فعالان اقتصادی در ارزیابی و سنجش صحیح آن ناتوان بمانند (سحابی و همکاران، ۱۳۹۴). هدف از این پژوهش، طراحی و دستیابی به سازوکاری دقیق به منظور اندازه‌گیری و کمی‌سازی ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه است. در این پژوهش تلاش شده است به منظور اندازه‌گیری ریسک، با استفاده از روش «ارزش در معرض ریسک (VaR)^۲» با بهره‌گیری از فرایند زنجیری مارکوف^۳ در مدل‌سازی خانواده GARCH^۴ برای سهام شرکت‌های فعال در

۱. ریسک مالی بیشتر بر قیمت‌گذاری و نوسانات قیمت و بازدهی دارایی‌های مالی معامله‌شده در بازارهای مالی تأکید دارد.

2. Value at Risk (VaR)

3. Markov Chains

4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

صنعت بیمه که در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند سازوکاری دقیق، جامع و کاربردی طراحی شود. به این منظور، داده‌های شاخص روزانه صنعت بیمه، شامل دوره شش ساله از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸/۴/۳۱، از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شد.

در الگوی طراحی شده، با بهره‌گیری از فرایند زنجیر مارکوف در مدل‌سازی خانواده GARCH علاوه بر لحاظ توابع توزیع نرمال و غیرنرمال (شامل توزیع t و GED^۱)، واکنش‌های متقارن و نامتقارن بازدهی شاخص سهام نیز در نظر گرفته شده است و برپایه رهیافت مارکوف، انتقالات رژیم‌های بازده شاخص سهام نیز بررسی شده است؛ اما در صورت وجود انتقالات رژیم‌ها، سری زمانی ریسک بازده از رژیم‌های گوناگون استخراج می‌شود. در مجموع از نوآوری‌های تکنیکی الگوی معرفی شده در این مقاله می‌توان به موارد زیر اشاره داشت: مواردی نظیر امکان تحلیل با توزیع‌های نرمال و غیرنرمال، لحاظ انتقالات سطحی ناگهانی در تلاطم‌های سری زمانی، امکان لحاظ شوک‌های دیرپا، نمایش ساختار دینامیکی تلاطم‌ها، در نظر گرفتن واکنش‌های نامتقارن به شوک‌ها، در نظر گرفتن انتقالات رژیم‌ها در مدل‌سازی (به جای شکست ساختاری)، امکان در نظر گرفتن پدیده کشیدگی مازاد یا دنباله پهن توزیع خطاها و لحاظ آثار اهرمی بازخورد.

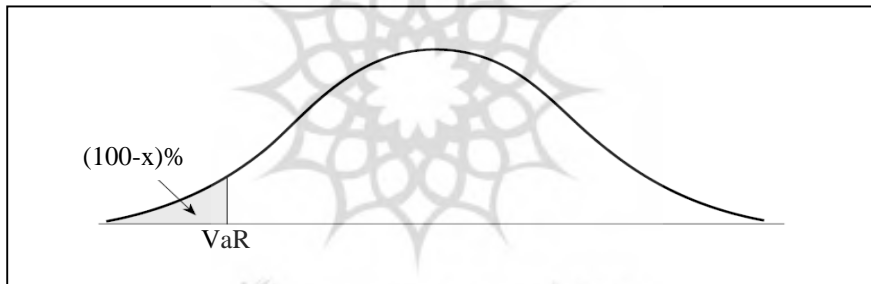
در بخش دوم این مقاله مبانی نظری ارائه می‌شود. در بخش سوم پیشینه تحقیق بیان می‌شود و در بخش چهارم با طراحی و تشریح سازوکار شش‌گامی به اندازه‌گیری ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه اقدام می‌شود. گفتنی است در این سازوکار، مدل منتخب با سایر مدل‌های رقیب نیز مقایسه خواهد شد. در پایان نیز جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۱. مبانی نظری محاسبه VaR

VaR بیانگر حداکثر زیان مدنظر روی سبد دارایی‌ها یا مجموعه سرمایه‌گذاری در طول افق زمانی معین در شرایط عادی بازار و در سطح اطمینان معین است. به عبارت ساده‌تر، تفسیر این معیار به صورت ذیل است:

«ما X درصد اطمینان داریم که طی N روز آتی، قطعاً بیشتر از مبلغ V متحمل زیان نخواهیم شد.»

متغیر V همان ارزش در معرض ریسک یا VaR سبد سرمایه‌گذاری است که در بردارنده دو پارامتر N یعنی افق زمانی و X یعنی سطح اطمینان است. شکل ۱ محاسبه VaR با استفاده از توزیع احتمالات تغییرات در ارزش سبد، با سطح اطمینان $X\%$ را نشان می‌دهد (هال، ۲۰۱۰).



شکل ۱. توزیع احتمالات تغییرات در ارزش سبد: محاسبه VaR

منبع: هال، ۲۰۱۰

به عبارت دیگر، VaR برآوردی از سطح زیان روی یک سبد سرمایه‌گذاری است که به احتمال معین کوچکی (در اینجا ۱ درصد) پیش‌بینی می‌شود با آن مساوی شود یا از آن تجاوز کند.

برای محاسبه VaR از سه رویکرد زیر استفاده می‌شود:

(۱) شبیه‌سازی تاریخی؛^۱

(۲) مدل‌های پارامتریک؛

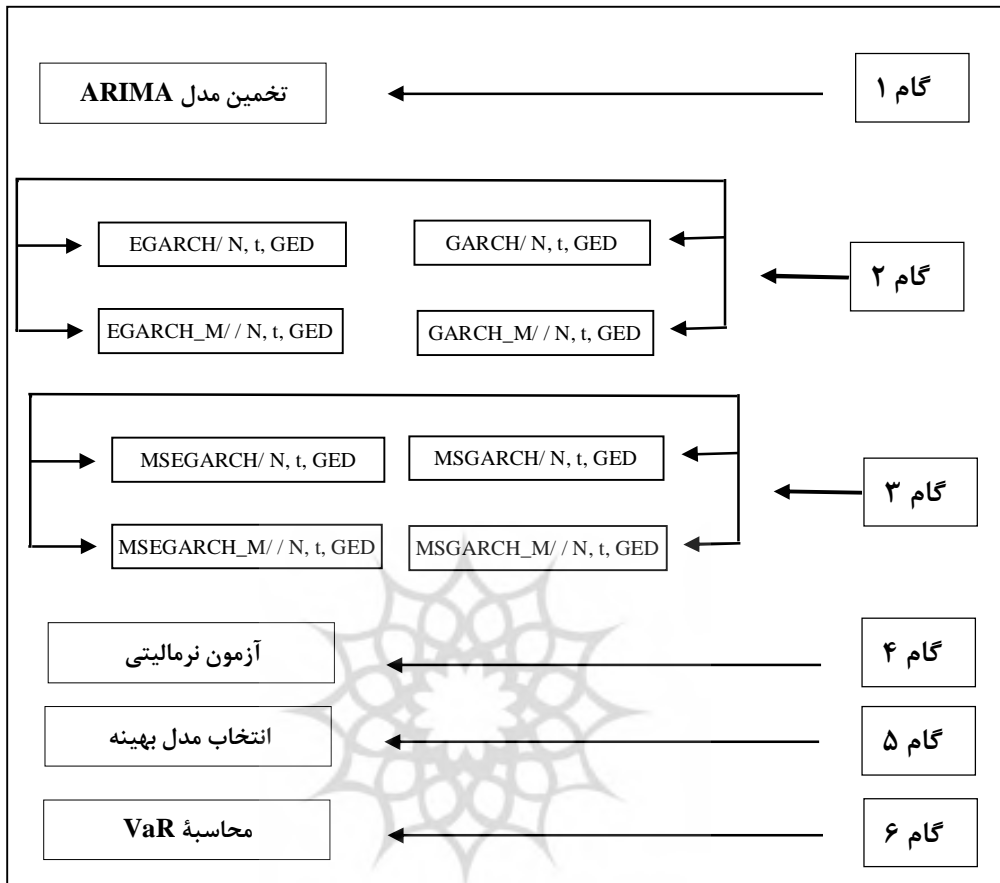
(۳) مدل‌های ناپارامتریک.

یافته‌های تحقیقات علمی در سال‌های اخیر نشان می‌دهد که مدل‌های پارامتریک به نسبت دو رویکرد دیگر از مقبولیت بیشتری برخوردار بوده که دلیل آن قابلیت این مدل‌ها در محاسبه دقیق VaR است. در میان مدل‌های پارامتریک، مدل‌های خانواده GARCH با توجه به ویژگی‌های منحصر به فرد خود در بسیاری از مطالعات علمی استفاده شده‌اند. برای نمونه مدل‌های ساده GARCH اثر تقارن و مدل‌های EGARCH^۲ اثر نامتقارن شوک‌های وارد شده در متغیرهای مالی را نشان می‌دهند. در مدل‌های GARCH-M و EGARCH-M انحراف معیار پسماند خطا، به منزله متغیر مستقل، به مدل میانگین شرطی اضافه می‌شود. با وجود این، برای محاسبه VaR نیاز به تخمین رفتار مدل‌های مذکور بر حسب هر یک از مشخصه‌های ذکر شده برای آنهاست. پس از تخمین مدل‌ها، بر اساس معیارهای ارزیابی، می‌توان با انتخاب مدل بهینه، به استخراج واریانس شرطی و محاسبه VaR اقدام کرد.

مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه در فلوچارت ۱ نشان داده شده است. در ادامه مبانی نظری، عناصر تشکیل دهنده این مراحل ارائه می‌شود.

نکته: در فلوچارت ۱ منظور از پارامترهای GED, t, N به ترتیب توزیع‌های نرمال، تی - استیودنت و توزیع خطای تعمیم یافته است.

1. Historical Simulation
2. Exponential GARCH



فلوچارت ۱. مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه

۱-۲. مدل GARCH

فرایند GARCH (p,q) دربردارنده تابع واریانس شرطی به شکل زیر است:

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

که در آن $P > 0$ و $\alpha_i \geq 0$ ، $\beta_i \geq 0$ و $1 \leq i \leq p$ است.

برای بهتر تعریف کردن واریانس شرطی مدل ARCH(p,q)، باید تمامی ضرایب

مدل ARCH(∞) $\sigma_t^2 = \theta_0 + \theta(L)\varepsilon_t^2$ مثبت باشند و شرط آن این است که $\alpha(L)$ و $\beta(L)$

ریشه‌های مضاعف (تکراری) نداشته باشند و ریشه‌های $\beta(L)$ خارج از دایره واحد قرار داشته باشند (ذوالفقاری و سبحانی، ۲۰۱۹).

۲-۲. مدل GARCH-M

ساختار یک مدل GARCH-M استاندارد را می‌توان به صورت زیر نشان داد (انگل، ۲۰۱۰):

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \theta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2)$$

۲-۳. مدل EGARCH

در مدل GARCH نمایی نلسون^۳ (۱۹۹۱) (EGARCH)، در صورت در نظر گرفتن واکنشی نامتقارن به شوک‌ها، معادله زیر به منظور برآورد واریانس شرطی در نظر گرفته می‌شود.

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 f\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (3)$$

که در آن:

$$f\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right) = \theta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \left(\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - E\left(\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| \right) \right) \quad (4)$$

منحنی تأثیر اخبار $F(0)$ بازنگری در تلاطم شرطی را، که در اینجا با نشان $\text{Log}(\sigma_t^2)$ نشان داده می‌شود، به اخبار ε_{t-1} مرتبط می‌کند. این مشخصه نمای منعکس‌کننده واکنش نامتقارن به نسبت تغییرات ε_{t-1} است.

۱. β یک عملگر یا اپراتوری است که برای کوتاه کردن معادلات ریاضی گسترده استفاده می‌شود. L نیز بیانگر تعداد وقفه‌های موجود در معادله ریاضی سری زمانی است.

2. Engel
 3. Nelson

۲-۴. مدل EGARCH-M

همبستگی مثبت میان ریسک و بازده در مدل ناهمسانی واریانس شرطی نمایا به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \theta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \ln(\sigma_t^2) &= \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \end{aligned} \quad (5)$$

سری زمانی استفاده شده در مدل‌های خانواده GARCH، مربع جملات پسماند معادله میانگین شرطی (ARMA یا ARIMA) است که پس از احراز وجود واریانس ناهمسان در جملات پسماند، محاسبه و در حکم متغیر وابسته بر حسب مدل‌های گوناگون خانواده GARCH تخمین زده می‌شود. در صورت همسان بودن واریانس پسماندهای معادله میانگین شرطی لزومی بر تخمین مدل‌های خانواده GARCH نیست.

۲-۵. زنجیر مارکوف

زنجیره مارکوف فرایندی تصادفی است که در متغیرهای تصادفی آن، انتقال از یک حالت به حالت دیگر صورت می‌گیرد. بر اساس ویژگی مارکوف، حالت بعدی هر متغیر فقط به حالت فعلی آن بستگی دارد و به وقایع پیش از آن وابسته نیست (هیگینز و کلر مک‌نالتی،^۱ ۱۹۹۵). از آنجاکه سیستم به طور تصادفی تغییر می‌کند، غیرممکن است که حالت دقیق سیستم در آینده پیش‌بینی شود. با وجود این، ویژگی‌های آماری سیستم در آینده را می‌توان پیش‌بینی کرد. مجموعه‌ای از همه حالات و احتمالات انتقال زنجیر مارکوف را کاملاً مشخص می‌کنند. طبق قرارداد فرض می‌شود که همه حالات ممکن و انتقالات در تعریف فرایندها وارد شده است و بنابراین همیشه مرحله بعدی وجود داشته، فرایند برای همیشه ادامه می‌یابد.

1. Higgins & Keller-McNulty

بر این اساس، سری زمانی y_t تابعی از کلیه اطلاعات دوره‌های گذشته و نوع رژیم (تا مرتبه m) است.

$$f(y_t | s_t, S_{t-1}, Y_{t-1}), \quad Y_{t-1} = y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, \quad S_{t-1} = s_{t-1}, s_{t-2}, \dots, s_{t-m} \quad (6)$$

S_t برابر است با رژیم‌های گوناگون که براساس متغیری نامشخص و پنهان در نظر گرفته می‌شود.

در زنجیر مارکوف، احتمال رفتن از رژیم یا حالتی به رژیم یا حالت دیگر «احتمال انتقال» نامیده می‌شود. فرض می‌کنیم دو حالت، i که با متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، وجود دارد. این متغیر دو ارزش را، بسته به حالت اقتصاد، اختیار می‌کند که عبارت‌اند از: ۱ و ۲. انتقال میان حالت‌ها، تحت فرایند مارکوف مرتبه اول^۱ به شرح ذیل تبیین می‌شود:

$$P(s_t=1 / s_{t-1}=1) = p_{11} \quad (7)$$

$$P(s_t=1 / s_{t-1}=2) = 1 - p_{22}$$

$$P(s_t=2 / s_{t-1}=1) = 1 - p_{11}$$

$$P(s_t=2 / s_{t-1}=2) = p_{22}$$

P احتمالی است که اقتصاد در زمان t از حالت ۱ (یا ۲) به حالت ۲ (یا ۱) سوئیچ می‌کند. مرسوم است که این احتمالات انتقال را در ماتریس زیر خلاصه کنیم.

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (8)$$

۲. پیشینه تحقیق

با بررسی مطالعات داخلی و خارجی مشاهده شد که مطالعات زیادی درخصوص اندازه‌گیری ریسک با استفاده از مدل‌های پارامتریک براساس معیار VaR ارائه شده است. در ادامه به برخی از مطالعات نزدیک به موضوع تحقیق حاضر درخصوص اندازه‌گیری ریسک پرداخته شده است.

۱. به این معنی است که رژیم جاری (s_t) فقط به رژیم دوره قبل (s_{t-1}) وابسته است.

انگل (۲۰۱۰)، با بررسی دقت و کارایی VaR، از تأثیر احتمالی پویایی‌های جهشی، دم‌پهن و کشیدگی، تحلیل جامعی ارائه کرد. در این مطالعه از مدل ARJI^۱ و GARCH فرسایشی^۲ بر پایه توزیع‌های نرمال، GED و نرمال چوله برای دوره بحران اخیر بازار سهام بین‌المللی آمریکا استفاده شد. این مطالعه مشخصه‌های چگالی جهش زمانی، دم‌پهن و چولگی سری مدنظر را تأیید کرد. همچنین نشان داد که نقش پویایی پرش بسیار مهم‌تر از دم‌پهن و چولگی در VaR با سطح ۹۰ و ۹۵ درصد است؛ در حالی که دم‌پهن در سطح ۹۹ درصد مهم بوده است؛ البته همه این بحث‌ها در بلندمدت به دست آمده است و در کوتاه‌مدت نمی‌توان به آن تکیه کرد.

ولید و همکاران^۳ (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل EGARCH سوئچینگ مارکوف، به بررسی رابطه پویای بین نوسانات قیمت سهام و تغییرات نرخ ارز برای چهار کشور نوظهور در بازه زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۹ پرداخت. تفکیک نتایج بین دو رژیم مختلف در دو متغیر توزیع میانگین شرطی و واریانس شرطی بازدهی سهام صورت گرفت. دو رژیم مدنظر به ترتیب رژیم با میانگین بالا و واریانس پایین و رژیم با میانگین پایین و واریانس بالاست. با وجود این، ایشان با شواهد قوی نتیجه‌گیری کردند که رابطه بین بازار سهام و بازار ارز مبتنی بر وابستگی رژیمی است و واکنش نوسانات قیمت سهام به صورت نامتقارنی از روزدادهای بازار ارز است.

ذوالفقاری و سحابی (۲۰۱۷)، به بررسی تأثیر نرخ ارز در ریسک بازدهی سهام شرکت‌های نفتی پذیرش شده در بورس اوراق بهادار ایران پرداختند. در این مطالعه از مدل‌های خانواده GARCH به منظور محاسبه VaR برای ۲۵ شرکت استفاده شد. نتایج مدل نشان می‌دهد که مدل EGARCH به نسبت سایر مدل‌ها در محاسبه VaR دقت برآزش بالاتری دارد.

1. Autoregressive Jump Intensity

2. Degenerative

3. Walid et al.

ذوالفقاری و حسینزاده (۲۰۲۰)، دیگر با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH به اندازه‌گیری نااطمینانی^۱ در بازار سهام ایران، براساس رهیافت سوئیچینگ و برپایه مدل‌های مبتنی بر ریسک، اقدام کردند. نتایج یافته‌های ایشان نشان داد که رهیافت سوئیچینگ قدرت مدل‌های خانواده GARCH را برای برازش دقیق سری زمانی نااطمینانی افزایش می‌دهد.

کشاوری و صمدی (۱۳۸۸)، نخست با استفاده از روش‌های GARCH، تلاطم موجود روزانه برای شاخص قیمت بورس تهران را برآورد کردند و بهترین مدل در تخمین و پیش‌بینی تلاطم برای توزیع نرمال و توزیع تی - استیودنت را به دست آوردند. همچنین برای پیش‌بینی، از مدل ARFIMA-FIGARCH با توزیع نرمال استفاده کردند و در نهایت مدل FIGARCH را برای برآورد VaR شاخص قیمت بورس توصیه کردند.

برزگر (۱۳۹۴)، در رساله دکترای خود بر اهمیت در نظر گرفتن انتقالات رژیم در مدل‌سازی مدل‌های سری زمانی GARCH و مدل‌های ساختاری VAR تأکید کرد و با بررسی انتقالات قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی ادعا کرد که شاخص سهام بسیاری از صنایع در بازار مالی کشور از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کند.

عاطفی و رشیدی رنجبر (۱۳۹۸)، با استفاده از مدل‌های EVT-GARCH و EVT-CIPRA، به محاسبه VAR برای شاخص کل و شاخص صنعت بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان‌دهنده برتری رویکرد کاپولا در بهبود محاسبه VAR در دو شاخص مذکور است.

سیف‌الهی (۱۳۹۶)، اثر ریسک اعتباری و ریسک ارز بر بازده قیمتی سهام بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار تهران را براساس رویکرد GARCH-M بررسی کرد. براساس یافته‌های تحقیق او، در نظام بانکی ایران بین ریسک اعتباری و ریسک ارز با بازده قیمتی سهام بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار تهران رابطه منفی

1. Uncertainty

وجود دارد. همچنین بین ریسک اعتباری و ریسک ارز با ریسک بازده قیمتی سهام بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار رابطه مثبت وجود دارد.

فقیهیان (۱۳۹۴)، با بررسی وضعیت سهام شرکت‌های فعال در حوزه صنایع غذایی و مقایسه شاخص این صنعت با شاخص کل بازار با استفاده از مدل ARCH بر این مسئله تأکید کرد که رفتار نوسانات شاخص بازار و شاخص صنایع غذایی از الگوی سوئیچینگ هامیلتون تبعیت می‌کند.

با بررسی مطالعات اخیر، که با استفاده از رهیافت سوئیچینگ ارائه شده است، نویسندگان از مدل‌های متقارن GARCH براساس توزیع نرمال استفاده کرده‌اند. این در صورتی است که در مطالعه حاضر، چهار مدل متقارن و نامتقارن GARCH برحسب سه توزیع نرمال، t و GED (که در مجموع ۲۴ مدل است) برای استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه به کار گرفته شده است که این موضوع نقطه متمایز این پژوهش با مطالعات گذشته است. همچنین آثار بازخورد و آثار اهرمی به همراه احتمال انتقالات بین دوره‌ای نیز، که در مطالعات گذشته مغفول مانده بود، در نظر گرفته شده است.

۳. توصیف آماری بازدهی شاخص صنعت بیمه

داده‌های شاخص روزانه صنعت بیمه، که از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده، شامل یک دوره شش‌ساله از آغاز سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸/۴/۳۱

است. برای محاسبه بازدهی شاخص صنعت بیمه، از معیار
$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$
 استفاده شده است

که در آن P_t شاخص قیمت روزانه و r_t بازدهی روزانه شاخص قیمت است.

جدول ۱ توصیف آماری بازدهی شاخص صنعت بیمه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، میانگین بازدهی روزانه شاخص صنعت بیمه مثبت و در حدود ۰/۱ درصد است. بیشترین و کمترین بازدهی شاخص صنعت بیمه نیز به ترتیب

۱۳/۰۹ و ۸/۲۰- درصد است که شایان توجه است. توزیع بازده شاخص صنعت بیمه چوله به راست بوده، کشیدگی آن بالاتر از میزان نرمال است. مقدار آماره جارک - برا^۱ نیز فرض نرمال بودن توزیع بازده شاخص صنعت بیمه را رد می‌کند.

جدول ۱. توصیف آماری بازدهی شاخص صنعت بیمه

میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک - برا	احتمال
۰/۰۹۱	-۰/۰۰۶۵	۱۳/۰۹	-۸/۲۰	۱/۳۴	۰/۶۶	۱۱/۹۷	۴۷۷۴/۹	۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت بیمه

فرایند استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت بیمه شامل شش مرحله زیر است:

گام اول: تخمین مدل ARIMA

نخست براساس مبانی نظری، متغیر بازدهی شاخص صنعت بیمه استخراج شد و پس از بررسی مانایی آن، فرایند مدل‌سازی ARIMA^۲ با استفاده از مراحل سه‌گانه رهیافت باکس جنکینز آغاز شد. در این باره نخست مانایی سری زمانی متغیر بازدهی شاخص $(\ln \frac{P_t}{P_{t-1}})$ بررسی و مرتبه انباشتگی (d) آن تعیین شد. در مطالعه حاضر، برای آزمون ریشه واحد، از آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته^۳ و فلیپس پرون^۴ استفاده شد. نتایج آماره‌های مذکور نشان داد که سری زمانی بازدهی شاخص صنعت بیمه در سطح ۱

1. Jarque - Bera
2. Autoregressive Integrated Moving Average
3. Augmented Dickey-Fuller Test Statistic
4. Phillips Perron

درصد ماناست؛ بنابراین مدل ARIMA به مدل ARMA تبدیل شد. سپس تعداد جملات خودرگرسیو (p) و تعداد جملات میانگین متحرک (q) با استفاده از توابع خودهمبستگی (AC) و خودهمبستگی جزئی (PAC) براساس مراحل باکس - جنکینز محاسبه شد و سپس براساس معیار حنان - کوئین^۱ بازبینی شد. مدل نهایی به صورت ARMA (2/1) استخراج شد:

$$y_t = 0/001 + 0/89y_{t-1} - 0/58u_{t-1} - 0/19u_{t-2}$$

$$(0/99) \quad (22/42) \quad (-11/74) \quad (-5/64)$$

براساس نتایج مدل فوق، سری زمانی بازدهی شاخص صنعت بیمه تابعی از مقادیر یک وقفه خود و دو جزء اخلاص دو دوره قبل خود است. کلیه متغیرهای فوق در سطح خطای ۱ درصد معنادار است.

گام دوم: تخمین مدل‌های خانواده GARCH

پس از تخمین مدل ARMA، آثار ARCH و GARCH مدل مربوطه بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون مربوطه نشان داد که براساس آماره F و χ^2 سری زمانی بررسی شده دربردارنده اثر ARCH است. ازاین‌رو در ادامه چهار مدل از خانواده GARCH، شامل GARCH ساده، GARCH میانگین، EGARCH ساده، و EGARCH میانگین براساس سه توزیع نرمال، t و GED برآورد شد و در مجموع دوازده مدل به‌دست آمد که درجدول ۲ مشاهده می‌شود.

1. Hannan-Quinn Criter

جدول ۲. مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شده صنعت بیمه

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
GARCH	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/93y_{t-1} - 0/64u_{t-1} - 0/19u_{t-2}$ (۰/۴۹) (۷۱/۱) (-۲۰/۵) (-۵/۱)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/19e_{t-1}^2 + 0/84\sigma_{t-1}^2$ (۷/۹) (۱۵/۶) (۱۲۱/۸)
	t	$y_t = 0/001 + 0/92y_{t-1} - 0/57u_{t-1} - 0/25u_{t-2}$ (۱۲/۰) (۵۰/۹) (-۱/۱۶) (-۱/۸)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/84e_{t-1}^2 + 0/65\sigma_{t-1}^2$ (۴/۲) (۳/۳) (۲/۲۰)
	GED	$y_t = -0/001 + 0/41y_{t-1} - 0/013u_{t-1} - 0/011u_{t-2}$ (-۰/۰۸) (۳/۶) (-۰/۱۱) (-۰/۲)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/34e_{t-1}^2 + 0/76\sigma_{t-1}^2$ (۲/۷) (۶/۱۱) (۳۱/۰۳)
GARCH-M	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/93y_{t-1} - 0/64u_{t-1} + 0/19u_{t-2} + 0/01\sigma$ (۰/۵۱) (۷۰/۱) (-۲۰/۱) (-۵/۱) (۰/۱۵)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/19e_{t-1}^2 + 0/84\sigma_{t-1}^2$ (۷/۹) (۱۵/۲) (۱۲۱/۸)
	t	$y_t = -0/01 + 0/92y_{t-1} - 0/57u_{t-1} - 0/25u_{t-2} - 0/02\sigma$ (۰/۰۱) (۵۲/۲) (-۱۶/۳) (-۸/۱) (-۰/۷۳)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/83e_{t-1}^2 + 0/66\sigma_{t-1}^2$ (۲/۴) (۳/۳) (۲۰/۵)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/37y_{t-1} + 0/03u_{t-1} + 0/01u_{t-2} + 0/004\sigma$ (۰/۰۰۷) (۹/۲) (۲/۰) (۰/۰۷/۰) (۱۴/۰)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/33e_{t-1}^2 + 0/76\sigma_{t-1}^2$ (۸/۲) (۱/۶) (۱/۳۱)
EGARCH	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/93y_{t-1} - 0/65u_{t-1} - 0/19u_{t-2}$ (۵۲/۰) (۷/۵۶) (-۱/۲۰) (-۱/۵)	$\ln\sigma_t^2 = -0/56 + 0/27 \left \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right + 0/04 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/96 \ln\sigma_{t-1}^2$ (-۶/۱۳) (۲/۱۵) (۹/۲) (۳/۲۴۷)
	t	$y_t = 0/001 + 0/92y_{t-1} - 0/57u_{t-1} - 0/25u_{t-2}$ (۷/۰) (۵/۴۹) (-۸/۱۷) (-۵/۸)	$\ln\sigma_t^2 = -0/53 + 0/45 \left \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right + 0/1 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/97 \ln\sigma_{t-1}^2$ (-۸/۵) (۷/۶) (۵/۲) (۱/۱۱۱)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/38y_{t-1} + 0/013u_{t-1} + 0/001u_{t-2}$ (۰/۲۸) (۳/۱۷) (۰/۱) (۰/۰۲)	$\ln\sigma_t^2 = -0/38 + 0/27 \left \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right + 0/06 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/98 \ln\sigma_{t-1}^2$ (-۵/۲۹) (۷/۲) (۲/۳) (۱۵۰/۵)
	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/93y_{t-1} - 0/65u_{t-1} - 0/19u_{t-2} + 0/02\sigma$ (۰/۵۲) (۵۶/۷) (-۲۰/۱) (-۵/۱) (۰/۳۹)	$\ln\sigma_t^2 = -0/57 + 0/28 \left \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right + 0/04 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/96 \ln\sigma_{t-1}^2$ (-۱۳/۷) (۱۵/۱) (۲/۸) (۲۴۵/۲)
EGARCH-M	t	$y_t = 0/001 + 0/92y_{t-1} - 0/57u_{t-1} - 0/24u_{t-2} - 0/02\sigma$ (۰/۶) (۵۱/۱) (-۱۸/۱) (-۸/۵) (-۰/۵۴)	$\ln\sigma_t^2 = -0/54 + 0/45 \left \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right + 0/09 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/97 \ln\sigma_{t-1}^2$ (-۵/۸) (۶/۷) (۲/۵) (۱۱۰/۳)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/35y_{t-1} + 0/03u_{t-1} + 0/02u_{t-2} + 0/02\sigma$ (۰/۴۸) (۲/۸) (۰/۲۸) (۰/۴۲) (۰/۷۲)	$\ln\sigma_t^2 = -0/38 + 0/27 \left \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right + 0/07 \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/98 \ln\sigma_{t-1}^2$ (-۵/۲) (۷/۲) (۲/۵) (۱۴۸/۸)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/32y_{t-1} + 0/09u_{t-1} + 0/04u_{t-2} - 0/03\sigma$ (۰/۲۹) (۳/۱) (۰/۸۵) (۰/۹۴) (-۱/۱)	$\sigma_t^2 = 0/06e_{t-1}^2 + 0/94\sigma_{t-1}^2$ (۸/۸) (۱۵۰/۱)

منبع: یافته‌های تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز آماره t-statistic است.

با نگاهی بر مدل‌های برآورد شده براساس چهار مدل از خانواده GARCH بر حسب توابع توزیع نرمال، t و GED مشاهده می‌شود که واریانس شرطی کلیه صنایع از ساختار GARCH تبعیت می‌کنند. در ادامه به اختصار نتایج برآورد مدل‌های صنعت بیمه بیان می‌شود:

(۱) GARCH:

براساس سه توزیع نرمال، t و GED، تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌شود و اکثر ضرایب معنادار است.

(۲) GARCH-M:

براساس سه توزیع نرمال، t و GED، تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌شود و اکثر ضرایب (به استثنای ضریب انحراف معیار در مدل‌های میانگین) معنادار است. با توجه به معنادار نبودن ضریب σ «اثر بازخورد»^۱ مشاهده نمی‌شود؛ یعنی نوسانات بازده تأثیر معناداری در بازده ندارد.

(۳) EGARCH:

براساس سه توزیع نرمال، t و GED، تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌شود و اکثر ضرایب معنادار است. همچنین با توجه به معناداری ضریب $\left(\frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right)$ بازده شاخص صنعت بیمه واکنش نامتقارنی به شوک‌های خارجی نشان می‌دهد و دارای «اثر اهرمی»^۲ است.

(۴) EGARCH-M:

براساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌شود و اکثر ضرایب معنادار است. ضریب

۱. Feedback Effect: اثر بازخورد را پیندیک (۱۹۸۴) معرفی کرد. طبق اثر بازخورد، نوسانات بازده، تأثیر معناداری در بازده سهام دارد.

۲. Leverage Effect: اثر اهرمی بیانگر این مطلب است که بازدهی شاخص، واکنش‌های متفاوتی به اخبار خوب و بد نشان می‌دهد.

انحراف معیار در مدل‌های میانگین معنادار نیست. با توجه به معنادار نبودن ضریب σ «اثر بازخورد» مشاهده نمی‌شود؛ یعنی نوسانات بازده تأثیر معناداری در بازده ندارد. در مجموع سری زمانی بازده شاخص صنعت بیمه اثر اهرمی دارد، اما اثر بازخورد ندارد.

گام سوم: تخمین مدل‌های خانواده سوئیچینگ مارکوف

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH، هریک از مدل‌های مذکور از راه رژیم سوئیچینگ مارکوف برآورد شدند. جدول ۳ مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده صنعت بیمه را برحسب رژیم سوئیچینگ مارکوف نشان می‌دهد.

جدول ۳. مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده صنعت بیمه

برحسب رژیم سوئیچینگ مارکوف

مدل	نوع	توزیع	μ_1	μ_2	λ_1	λ_2	b_{01}	b_{02}	b_{11}	b_{12}	b_{21}	b_{22}	b_{31}	b_{32}	p_{11}	p_{22}	Log_like	
GARCH	ساده	نرمال	۰/۰۱۳۷۰	-۰/۰۲۹			-۰/۲۱۶	۰/۲۸۳	۰/۰۰۵	۱/۸۵۴	۰/۲۵۸	۰/۹۳۶			۰/۸۲	۰/۸۸	-۱۷۳۵/۴۵	
		t	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۷			۰/۰۰۲۵	۰/۱۶۲	۰/۸۲۲	۰/۰۳۷	۰/۱۷۸	۰/۹۹۹	*		۰/۷۶	۰/۷۶	-۱۶۶۰/۳	
		GED	-۰/۰۱۹۲	-۰/۰۱۲			۰/۱۷۶	۰/۸۰۲	۰/۰۰۹	۰/۷۳۸	۰/۹۹۵	۰/۲۶۱			۰/۸۲	۰/۸۳	-۱۶۷۷/۳	
	میانگین	نرمال	۰/۶۹۶	۰/۱۲۶	۰/۹۲۷	-۰/۵۱	۰/۲۷۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۷۹	۰/۶۷۲	۰/۹۵۲	۰/۳۲۲			۰/۸۲	۰/۷۹	-۱۶۲۶/۱۵
		t	۰/۱۲۶	-۰/۷۰۵	-۰/۵۱	۰/۹۲۹	۰/۲۷۵	۰/۰۰۷	۰/۲۷۵	۰/۶۷۵	۰/۰۸۹	۰/۳۲۵	۰/۹۵۲			۰/۷۸	۰/۸۲	-۱۶۲۶/۰۸
		GED	-۰/۴۹۴	۰/۱۴۱	۱/۱۲۵	-۰/۳۸	-۰/۱۳۶	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۱۱۳	۰/۲۹۵	۰/۹۴۲				۰/۸۰	۰/۸۳	-۱۶۳۸/۶۵
EGARCH	ساده	نرمال	۰/۰۱۸	-۰/۰۸۶			-۱/۰	۱/۷۱	۰/۳۸۵	۰/۴۶۸	۰/۱۰۶	-۰/۵۵۴	۰/۹۸۰	۰/۹۵۱	۰/۹۳	۰/۹۴	-۱۶۸۳/۰۶	
		t	۱/۰۸۸	-۰/۰۴۷			-۰/۰۸۳	-۰/۳۰۴	۰/۵۱۱	۰/۵۰۲	۰/۰۴۷	-۰/۰۴۷	۰/۰۶۳	۰/۹۸۷	۰/۸۵	۰/۹۷	-۱۶۶۰/۲۵	
		GED	-۰/۰۲۶	۱/۱۵۲			-۰/۳۰	-۰/۴۰۱	۰/۳۰۳	۰/۳۳۴	۰/۰۴۷	-۰/۱۲۵	۰/۹۶۵	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۸۹	-۱۶۷۰/۶۶	
	میانگین	نرمال	۰/۰۱۹	-۰/۰۲۹	-۰/۰۲	۰/۱۶۹	-۰/۱۹۴	۲/۰	۰/۰۴۵	۰/۰۷۹	-۰/۰۵۱	۰/۰۷۹	-۰/۰۶۳	۰/۹۶۷	۰/۹۲۳	۰/۸۲	۰/۸۶	-۱۶۶۹/۲۹
		t	-۲/۲۴۳	۰/۳۲۳	۲/۷۵۶	-۰/۶۳	-۰/۱۴۰	-۰/۱۸۴	۰/۱۴۱	۰/۰۷۱	۰/۲۷۴	-۰/۱۲۲	۰/۵۷۷	۰/۹۱۲	۰/۷۷	۰/۸۲	-۱۵۹۱/۴۷	
		GED	-۲/۰۲۷	۰/۳۰۹	۲/۴۱۳	-۰/۶۲	-۰/۱۰۱	-۰/۱۷۲	۰/۱۷۴	۰/۰۸۶	۰/۲۶۰	-۰/۱۱۶	۰/۵۶۵	۰/۹۲۳	۰/۷۹	۰/۸۵	-۱۶۰۲/۲۲	

منبع: یافته‌های تحقیق؛ با توجه به ضریب متغیر واریانس شرطی دوره گذشته، مدل مذکور قابل دفاع نیست.

در جدول ۳، سری زمانی بازده شاخص صنعت بیمه براساس چهار مدل خانواده GARCH و برحسب سه توزیع نرمال، t و GED ارائه شده است. ستون‌های مربوط به μ_1 و μ_2 معادله میانگین بازده را برحسب رژیم ۱ و ۲ نشان می‌دهد. تفسیر این دو پارامتر، به‌منزله نمونه، برای مدل GARCH_t به این صورت است که میانگین بازده شاخص صنعت بیمه زمانی که در رژیم ۱ قرار داشته باشد برابر با ۰/۰۰۶- و زمانی که در رژیم ۲ قرار داشته باشد برابر با ۰/۰۱۷- است. ستون‌های مربوط به λ_1 و λ_2 بیانگر وجود «اثر بازخورد» در مدل‌های GARCH-M و EGARCH-M است. در این مدل، کلیه ضرایب این دو پارامتر معنادار است. گفتنی است که با توجه به فشردگی گنجایش ضرایب در دو رژیم، امکان اضافه‌کردن آماره t_student در جدول وجود نداشت.

پارامترهای مربوط به b_{01} و b_{02} مربوط به مقادیر عرض از مبدأ مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ است. همچنین پارامترهای مربوط به b_{11} و b_{12} در ۲ مدل (GARCH و GARCH-M) مربوط به مقادیر مجذور جمله اخلاص دوره قبل (ε_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ است. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH و EGARCH-M) با ضرایب متغیر $\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$ برابر است.

همچنین پارامترهای مربوط به b_{21} و b_{22} در ۲ مدل (GARCH و GARCH-M) مربوط به مقادیر واریانس شرطی دوره قبل (σ_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ است. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH و EGARCH-M) با ضرایب متغیر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ برابر است، که بیانگر اثر اهرمی است.

در پایان نیز پارامترهای مربوط به b_{31} و b_{32} به مقادیر لگاریتم واریانس شرطی دوره قبل $(\ln \sigma_{t-1}^2)$ مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ مربوط است.

مثلاً نمونه برآورد میانگین و واریانس شرطی بازده صنعت بیمه برحسب مدل EGARCH-M_t به شکل زیر است:

رژیم ۱)

$$Y_t = -2/243 + 2/756\sigma; \quad \ln \sigma_t^2 = -0/140 + 0/141 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0/274 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/577 \ln \sigma_{t-1}^2$$

رژیم ۲

$$y_t = 0/323 - 0/63\sigma; \quad \ln\sigma_t^2 = -0/184 + 0/071 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0/132 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/912 \ln\sigma_{t-1}^2$$

براساس دو معادله فوق، پارامتر ضرایب میانگین و واریانس شرطی بازده صنعت بیمه در هر رژیم متفاوت است که این امر نشان‌دهنده وجود انتقالات رژیمی (به شکل ضمنی) در این دو معادله است.

در این معادله، در صورت قرارگرفتن در رژیم ۱، اثر بازخورد مثبت و معنادار است؛ یعنی با افزایش نوسانات بازده، میانگین بازده افزایش می‌یابد و تئوری مارکوویتز را تأیید می‌کند. در این رژیم اثر اهرمی نیز معنی‌دار است و بیانگر تأثیرپذیری نامتقارن بازده صنعت بیمه از اخبار خوب و بد است. شایان ذکر است که اثر اخبار خوب برابر با ضریب $\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$ است؛ درحالی‌که اثر اخبار بد از جمع ضریب $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ و $\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$ به دست می‌آید. اگر در رژیم ۲ قرار داشته باشیم، اثر بازخورد منفی و معنادار است؛ یعنی با افزایش نوسانات بازده، میانگین بازده کاهش می‌یابد و تئوری مارکوویتز^۱ رد می‌شود. همچنین اثر اهرمی نیز معنی‌دار است و بیانگر تأثیرپذیری نامتقارن بازده صنعت بیمه از اخبار خوب و بد است.

ستون‌های مربوط به p_{11} و p_{11} مربوط به احتمال انتقال بازده صنعت بیمه از رژیمی به رژیم دیگر است. در صورتی که فضای حالت (رژیم) شامل $i/j=1/2$ باشد، احتمال انتقال یک مرحله‌ای تخمین زده شده از مدل فوق به شکل زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} \\ P_{12} & P_{22} \end{bmatrix}$$

برای مدل EGARCH-M_t ماتریس فوق به شکل زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} 0/77 & 0/18 \\ 0/23 & 0/82 \end{bmatrix}$$

1. Markowitz Theory

تحلیل رابطه فوق به این قرار است:

الف) در صورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۷۷ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت.^۱ همچنین مدت زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد، برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{11}} = 4/34 \text{ days}$$

یعنی مدت زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۴/۳۴ روز است.

ب) در صورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۸۲ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت.^۲ همچنین مدت زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد، برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{22}} = 5/55 \text{ days}$$

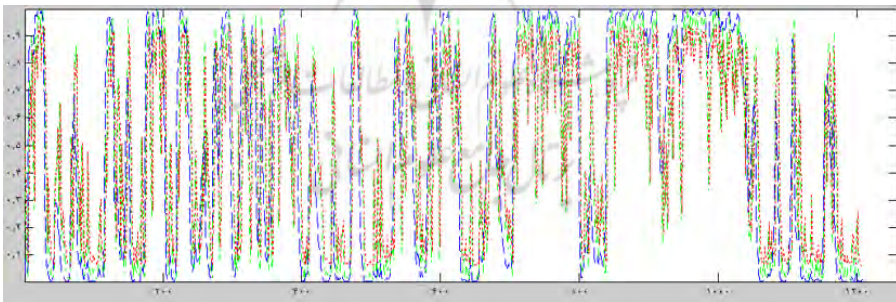
یعنی مدت زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۵/۵۵ روز است. گفتنی است مدت زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد، همان مدت زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۱ است. همچنین مدت زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد، همان مدت زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۲ است.

مزیت دیگر استفاده از مدل‌های سوئیچینگ این است که این مدل‌ها، احتمالات شرطی انتقال رژیمی در رژیم ۱ و ۲ در زمان (t) را فراهم می‌کند. در این مدل، احتمال هموار شده در تعیین اینکه آیا انتقال رژیمی رخ خواهد داد یا خیر و این انتقال در چه زمانی مدنظر است، نقش مؤثری دارد. در واقع با توجه به برآورد پارامترهای متفاوت، که

۱. به احتمال ۲۳ درصد ($p_{21}=1-p_{11}$) به رژیم ۲ منتقل می‌شود.

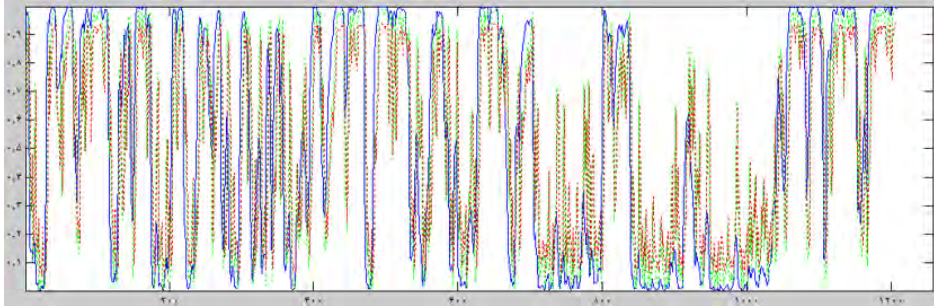
۲. به احتمال ۱۸ درصد ($p_{21}=1-p_{22}$) به رژیم ۱ منتقل می‌شود.

ناشی از رفتار متفاوت شاخص صنعت بیمه در دو رژیم مختلف است، این پرسش مطرح می‌شود که در دوره‌های مختلف زمانی گذشته، شاخص صنعت بیمه در کدام یک از رژیم‌ها قرار داشت یا به عبارتی، رفتار آن از کدام رژیم تبعیت می‌کرد. برای پاسخ به این پرسش، از تابع احتمال انتقال هموارشده با تعیین احتمال قرارگرفتن شاخص صنعت در بین دو رژیم استفاده می‌شود. در این بخش، احتمال انتقال هموارشده از مدل فوق (EGARCH-M_t) برای سری زمانی بازدهی شاخص بیمه در شکل‌های زیر ترسیم شده است. همان‌طور که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، احتمال قرارگرفتن شاخص صنعت بیمه در هر یک از رژیم‌ها در محور عمودی و دوره زمانی مدنظر در محور افقی^۱ قرار دارد. براساس نموداری‌های ۱ و ۲، رفتار شاخص صنعت بیمه در آغاز دوره مطالعه شده، از رژیم ۲ شروع شد و در طول دوره، رفتار آن بین رژیم ۱ و ۲ در حال تغییر بود. با وجود این، در بیشتر دوره‌های زمانی مطالعه شده، رفتار شاخص صنعت بیمه در رژیم ۲ قرار داشت؛ به‌ویژه در ماه‌های پایانی دوره مدنظر که با احتمال بالایی - به‌استثنای چند روز - عملکردی با بازدهی بالا و انحراف معیار پایین را به دست آورد.



نمودار ۱. احتمال هموارشده رژیم ۱ (رکود)

۱. نمودارهای فوق از خروجی نرم‌افزار MATLAB استخراج شده و امکان لحاظ تاریخ شمسی یا میلادی در محور افقی در این نرم‌افزار میسر نیست؛ بنابراین روزها به صورت عدد ارائه شده‌اند.



نمودار ۲. احتمال هموارشده رژیم ۲ (رونق)

گام چهارم: آزمون نرمالیتی

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف (در مجموع ۲۴ مدل)، در این مرحله با استفاده از آزمون جارک - برا، نرمال بودن توزیع متغیر بازدهی شاخص در هریک از مدل‌های برآوردشده بررسی می‌شود. در صورت تأیید تبعیت سری زمانی بازدهی شاخص از توزیع نرمال در مدل‌های برآوردشده، این مدل‌ها به گام بعدی منتقل می‌شوند. در غیر این صورت، توزیع مناسب (بین t و GED) متغیر در مدل‌ها برحسب توزیع آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون^۱ (LRPG) انتخاب می‌شوند.

برای شروع این گام نخست نرمالیتی پسماندهای مدل‌های مبتنی بر توزیع نرمال با استفاده از آزمون جارک - برا بررسی می‌شود. جدول ۴ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

1. Garcia & Perron

جدول ۴. نتایج آزمون جارک - برا در مدل‌های خانواده GARCH

بدون لحاظ کردن اثر سوئیچینگ

EGARCH		GARCH		صنعت
میانگین	ساده	میانگین	ساده	
۱۱۱۳۵/۱	۱۱۲۱۸/۳	۱۰۹۹۹/۱	۱۱۰۵۱/۶	بیمه
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نتایج جدول ۴ مشاهده می‌شود، نرمال بودن پسماندهای مدل‌های برآوردی برحسب توزیع نرمال برای بازدهی شاخص صنعت بیمه در هر چهار مدل با فرض توزیع نرمال رد شد. نتایج آزمون مدل‌های با احتساب اثر سوئیچینگ نیز این موضوع را تأیید کرد. در واقع مقادیر مربوط به هر صنعت در هر یک از مدل‌ها از دو عدد تشکیل می‌شوند. رقم نخست مربوط به آماره آزمون جارک - برا است و رقم داخل پرانتز مربوط به احتمال نرمال بودن توزیع جمله اخلال است. در صورتی که ارقام مربوط به احتمال بیش از ۵ درصد باشد، توزیع نرمال مدل برآورد شده تأیید می‌شود، در غیر این صورت توزیع متغیر در مدل برآورد شده از نوع دیگری (t و GED) تبعیت می‌کند.

پس از آزمون نرمالیتی و رد تبعیت متغیر بازدهی شاخص در مدل‌های برآورد شده از توزیع نرمال، پرسشی که مطرح می‌شود این است که کدام یک از توزیع‌های t و GED در حکم توزیع مناسب متغیر برای مدل‌های برآورد شده به شمار می‌آیند. در این باره از آزمون درست‌نمایی (LRPG)، که گارسیا و پرون (۱۹۹۶) پیشنهاد کرده‌اند، استفاده می‌شود. آن‌ها برای آزمون پیشنهادی خود از رویکرد حد بالای داویس^۱ (۱۹۸۷) استفاده کردند و با تعریف L_0 به منزله ارزش لگاریتم درست‌نمایی تحت فرضیه صفر و L_1 به منزله ارزش لگاریتم درست‌نمایی تحت فرضیه جایگزین، آماره آزمون خود را

1. Davies

به صورت $LR_{PG} = 2 \times (L_1 - L_0)$ تعریف کردند. اگر جدول ۵ مدل بهینه را برای هر دو گروه مدل‌های خانواده GARCH فاقد اثر سوئیچینگ و مدل‌های خانواده GARCH دارای اثر سوئیچینگ نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون نسبت درستی‌های گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH

مدل‌های خانواده GARCH بدون لحاظ کردن اثر سوئیچینگ												صنعت
EGARCH						GARCH						
میانگین			ساده			میانگین			ساده			
آماره آزمون	GED	t	آماره آزمون	GED	t	آماره آزمون	GED	t	آماره آزمون	GED	t	
۴۴	۳۸۷۷/۹۹	۳۹۰۰/۰۲	۴۵/۹	۳۸۷۷	۳۹۰۰	۶۶/۳	۳۸۶۵	۳۸۹۸	۶۵/۸	۳۸۶۵	۳۸۹۷/۹	
مدل‌های خانواده GARCH با لحاظ کردن اثر سوئیچینگ												صنعت
MSEARCH						MSGARCH						
میانگین			ساده			میانگین			ساده			
آماره آزمون	GED	t	آماره آزمون	GED	t	آماره آزمون	GED	t	آماره آزمون	GED	t	
۲۱/۵	-۱۶۰۲	-۱۵۹۱	۲۰/۸	-۱۶۷۰	-۱۶۶۰	۲۵/۲	-۱۶۳۸	-۱۶۲۶	۶۸	-۱۶۷۷	-۱۶۶۰۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۵ مشاهده می‌شود که مدل منتخب در هر دو الگو، مربوط به مدل نامتقارن EGARCH است. با این تفاوت که در مدل فاقد اثر سوئیچینگ، مدل EGARCH با توزیع t، که صرفاً بیانگر اثر اهرمی است، در حکم مدل بهینه انتخاب شد. در گروه دوم مدل EGARCH، میانگین با توزیع t، که بیانگر وجود هر دو اثر بازخورد و اثر اهرمی است، در حکم مدل بهینه انتخاب شد.

گام پنجم: انتخاب مدل بهینه

پس از برآورد مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف و همچنین انتخاب مدل بهینه برای صنعت بیمه در هر یک از گروه‌ها، در این مرحله با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) مدل‌های مناسب صنعت از میان مدل‌های منتخب سوئیچینگ و فاقد سوئیچینگ انتخاب شد. جدول ۶ مدل بهینه صنعت بیمه را نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون برای انتخاب مدل بهینه

LR _{PG}	FH سوئیچینگ		بدون سوئیچینگ		صنعت
	L ₁	مدل واریانس شرطی / توزیع	L ₀	مدل واریانس شرطی / توزیع	
-۱۰۹۸۴/۷	-۱۵۹۱/۴۸	EGARCH-M / t	۳۹۰۰/۸۹	EGARCH / t	بیمه

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۶، همان‌گونه که مشاهده می‌شود، L₁ به‌منزله ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس شرطی منتخب با در نظر گرفتن اثر سوئیچینگ و L₀ به‌منزله ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس شرطی منتخب بدون در نظر گرفتن اثر سوئیچینگ لحاظ شده است. ستون پایانی آماره آزمون LR_{PG} را نشان می‌دهد که برای صنعت بیمه مقدار آن کمتر از آماره χ^2 در سطح ۵ درصد است؛ بنابراین مدل واریانس شرطی با در نظر گرفتن اثر سوئیچینگ به‌منزله مدل بهینه انتخاب شد.

بنابراین معادلات میانگین شرطی و واریانس شرطی صنعت بیمه در دو رژیم به صورت زیر است:

رژیم (۱)

$$y_t = -2/24 + 2.75\sigma_t; \quad \ln\sigma_t^2 = -0/14 + 0/14 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0/27 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/58 \ln\sigma_{t-1}^2$$

رژیم ۲)

$$y_t = 0/32 - 0/63\sigma; \quad \ln\sigma_t^2 = -0/18 + 0/07 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0/13 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/91 \ln\sigma_{t-1}^2$$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ و ۲ اثر بازخورد معنادار به ترتیب مثبت و منفی است. اثر اهرمی در رژیم ۱ معنادار نیست، اما در رژیم ۲ معنادار و مثبت است. ماتریس احتمال انتقالات نیز به صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} 0/77 & 0/18 \\ 0/23 & 0/82 \end{bmatrix}$$

در صورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۷۷ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد، برابر است با:

$$\phi_2 = \frac{1}{1-p_{11}} = 4/34 \text{ days}$$

یعنی مدت زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۴/۳۴ روز است.

در صورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۸۲ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد، برابر است با:

$$\phi_2 = \frac{1}{1-p_{22}} = 5/55 \text{ days}$$

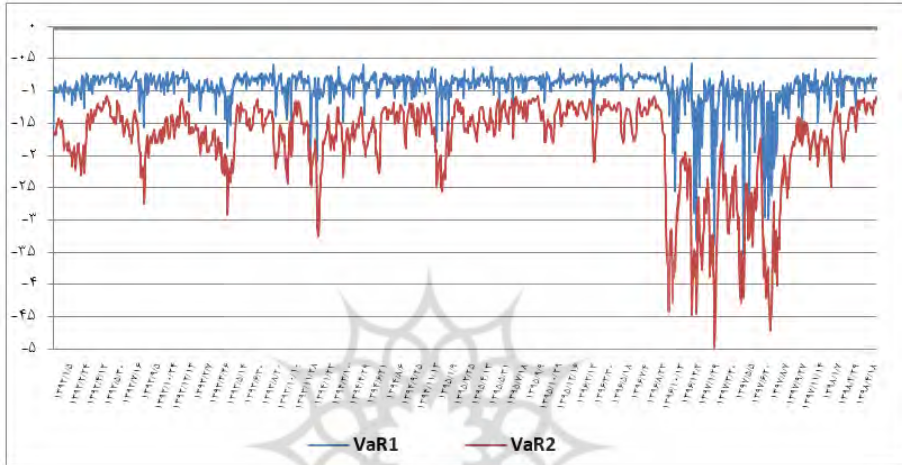
یعنی مدت زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۵/۵۵ روز است.

گام ششم: اندازه گیری VaR

پس از آنکه مدل های بهینه صنعت برحسب توزیع بهینه و با تبعیت از اثر سوئیچینگ انتخاب شد، در این بخش با استخراج سری زمانی واریانس شرطی از مدل بهینه، سری زمانی نااطمینانی را تولید می کنیم. با تولید این سری (h)، مقادیر VaR براساس معادله زیر به دست می آید:

$$VaR = \mu - 1/64\sqrt{h}$$

در معادله فوق، μ میانگین بازدهی شاخص صنعت و h سری زمانی نااطمینانی بازده شاخص است. عدد $1/64$ نیز میزان اطمینان ۹۵ درصدی از مقدار ریسک صنعت را در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد. نمودار ۳ سری زمانی ریسک صنعت را در دو رژیم نشان می‌دهد.



نمودار ۳. VaR صنعت بیمه

با بررسی سری زمانی ریسک این صنعت طی دوره مطالعه شده برحسب دو رژیم، مشاهده می‌شود که ریسک این صنعت در رژیم ۲ به مراتب بیشتر از رژیم ۱ است و از اواسط سال ۱۳۹۶ تا اواسط ۱۳۹۷، به شدت بر ریسک این صنعت افزوده شد؛ به گونه‌ای که طی این دوره، متوسط ریسک این صنعت در رژیم‌های ۱ و ۲ به ترتیب برابر با زیان $2/5$ و $3/5$ درصدی است و حتی زیان‌های ۴ و ۵ درصدی را نیز در رژیم ۲ تجربه کرده است. با وجود این، در نیمه دوم ۹۷ و ۹۸ از ریسک این صنعت کاسته شد. میزان ریسک این صنعت در رژیم‌های ۱ و ۲ (به جز دوره ۹۲/۷ تا ۹۶/۷) به ترتیب برابر با زیان ۱ و $1/5$ درصدی است.

۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

با توجه به اهمیت کمی‌سازی ریسک و فقدان سازوکار جامع در اندازه‌گیری آن، در پژوهش حاضر تلاش شد با ارائه سازوکار شش‌گامی، به استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه اقدام شود. در این باره پس از استخراج سری زمانی بازدهی شاخص صنعت بیمه، در گام نخست مدل میانگین شرطی ARIMA تخمین زده شد. در گام دوم، پس از بررسی اثر ARCH، با استفاده از چهار مدل از خانواده GARCH به مدل‌سازی واریانس شرطی بازدهی شاخص صنعت بیمه برحسب سه توزیع نرمال، t و GED پرداخته شد. در گام سوم نیز چهار مدل از خانواده GARCH برحسب رهیافت رژیم‌ی سوئیچینگ مارکوف براساس سه توزیع نرمال، t و GED مدل‌سازی شد. در گام چهارم پس از بررسی نرمالیتی مدل‌های برآوردشده، مشخص شد که مدل‌های مذکور از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. در ادامه برحسب آزمون گارسیا و پرون، مدل بهینه دو گروه فاقد اثر سوئیچینگ و شامل اثر سوئیچینگ انتخاب شد. در گام پنجم نیز نتیجه آزمون گارسیا و پرون نشان داد که مدل بهینه منتخب دربردارنده اثر سوئیچینگ است و به صورت نامتقارن شامل هر دو اثر اهرمی و بازخورد است. به عبارت دیگر، مدل منتخب مدل EGARCH میانگین با توزیع t برپایه رهیافت سوئیچینگ است. در پایان نیز سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت بیمه استخراج شد که نشان‌دهنده نوسانات ریسک این صنعت طی دوره مطالعه شده است.

در پایان پیشنهاد می‌شود با توجه به اهمیت اندازه‌گیری ریسک بازده شاخص صنایع از یک سو و فقدان مدل‌های جامع برای اندازه‌گیری آن، از چارچوب پیشنهادشده در این پژوهش برای آگاهی از میزان نسبتاً دقیق ریسک سایر صنایع استفاده شود. سازوکار پیشنهادشده قابلیت‌های فراوانی دارد، قابلیت‌هایی نظیر امکان تحلیل با توزیع‌های نرمال و غیرنرمال، لحاظ انتقالات سطحی ناگهانی در تلاطم‌های سری زمانی، امکان ملحوظ کردن شوک‌های دیرپا، نمایش ساختار دینامیکی تلاطم‌ها، در نظر گرفتن واکنش‌های نامتقارن به شوک‌ها، در نظر گرفتن انتقالات رژیم‌ی در مدل‌سازی (به‌جای شکست ساختاری)، امکان در نظر گرفتن پدیده کشیدگی مازاد یا دنباله پهن توزیع خطاها، امکان در نظر گرفتن آثار بازخورد و آثار اهرمی.

منابع

- برزگر، مهدی (۱۳۹۴). *نقدی بر مدل‌های تک‌رژیمی در بازارهای مالی ایران و مروری بر رفتارهای رژیم‌های صنایع منتخب*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد مهندسی مالی، مدرسه کسب‌وکار، مؤسسه تکنولوژی استیونس، آمریکا.
- ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۲). *بررسی انواع ریسک مالی و شیوه‌های مدیریت آن در بازارهای مالی: مبانی تئوریک و مرور تجربیات کشورها*. گزارش پژوهشی، دفتر مطالعات اقتصادی وزارت صنعت، معدن و تجارت.
- سحابی، بهرام، ذوالفقاری، مهدی، مهرگان، نادر و سارنج، علیرضا (۱۳۹۴). *بررسی انواع ریسک نوسانات نرخ ارز و شیوه‌های مدیریت آن: مبانی نظری و مرور تجربیات کشورها*. برنامه‌ریزی و بودجه، ۴(۱۲۷)، ۳-۳۳.
- سیفالهی، ناصر (۱۳۹۶). *رابطه منفی بین ریسک اعتباری و ریسک ارز با بازده قیمتی سهام بانک‌ها در ایران رویکرد (GARCH-M)*. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۸(۳۰)، ۱۹-۳۱.
- شاهمرادی اصغر و زنگنه، محمد (۱۳۸۶). *محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک*. تحقیقات اقتصادی، ۷۹(۴)، ۱۲۱-۱۴۹.
- عاطفی، احسان و رشیدی رنجبر، میثم (۱۳۹۸). *برآورد ارزش در معرض ریسک با استفاده از رویکرد ترکیبی EVT-CIPRA در بورس اوراق بهادار تهران*. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۳۸(۱۰)، ۲۷۵-۳۹۷.
- فقیهیان، فاطمه (۱۳۹۴). *بررسی انتقالات رژیم‌های در بازارهای مالی ایران در حوزه صنایع غذایی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد، واحد مرکزی.
- کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر (۱۳۸۸). *برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر*. مجله تحقیقات اقتصادی، ۱(۴۴)، ۱۹۵-۲۳۵.
- Davies, R. B. (1987). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 74(1), 33-43.
- Engel, R. (2010). The use of ARCH/ GARCH models in applied. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 157- 168.

- Garcia, R. & Perron, P. (1996). An analysis of the real interest rate under regime shifts. *The Review of Economics and Statistics*, 78, 111-125.
- Kang, S. H., Kang S. M. & Yoon S. M. (2009). Forecasting volatility of crude oil markets. *Energy Economics*, 31, 119-125.
- Higgins, J. & Keller-McNulty, S. (1995). Concepts in probability and stochastic modeling, First Edition. Duxbury Press.
- Hull, J. (2010). Risk management and financial institutions, 2nd edition. Prentice-Hall.
- Kim, D. & Kon, S. I. (1994). Alternative models for conditional heteroscedasticity of Stock Returns. *Journal of Business*, 67, 563-598.
- Mike, P. S. & Yu, P. (2006). Emperical analysis of GARCH models in value at risk estimation. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 16(2), 180-197.
- Nelson D. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.
- Tang, W. & Song, S. (2010) Forecasting volatility and volume in the Tokyo Stock Market: Long memory, fractality and regime switching. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 31(6), 1808-1843.
- Walid, C., Chaker, A., Masood, O. & Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review*, 12(3), 272-292.
- Woon, S. M. & Kang, S. H. K. (2007). A skewed student-t value-at-risk approach for long memory volatility processes in Japanese financial markets. *East Asian Economic Review*, 11(1), 211-240.
- Zolfaghari, M. & Sahabi, B. (2017). Impact of foreign exchange rate on oil companies risk in stock market: A Markov-switching approach. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 317(1), 274-289.
- Zolfaghari, M., & Sahabi, B. (2019). A hybrid approach to model and forecast the electricity consumption by NeuroWavelet and ARIMAX-GARCH models. *Energy Efficiency*, 12(8), 2099-2122.
- Zolfaghari, M., Kabiri, M., Saadatmanesh, H. (2020). Impact of socio-economic infrastructure investments on income inequality in Iran. *Journal of Policy Modeling, in pressing*.
- Zolfaghari, M. & Hosseinzadeh, S. (2020). Impact of foreign exchange rate on uncertainty in stock market: A Markov-switching approach. *Journal of Cogent Economic and Finance*, in Pressing.



پروشکاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی