Iranian Journal of Insurance Research
Scientific Research Quarterly Journal
Vol. 34. No. 3. Autumn 2019

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

Mehdi Zolfaghari[1]
Fatemeh Faghihian[2]

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

(DOI):10.22056/jir.2019.36153.1597

فصلنامه علمی پژوهشی پژوهشنامه بیمه
سال سی‌وچهارم. شماره ۳. پاییز ۱۳۹۸

طراحی مدلی نوین برای اندازه‌گیری ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه برپایهٔ 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 رژیمی 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 رژیمی 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 برپایه 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 درنظر 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: F30 ،G33، K01 .

۱. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس **(نویسنده مسئول)**
m.zolfaghari@modares.ac.ir
۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه آزاد سلامی واحد مرکزی

مقدمه

فعالیت در بازارهای مالی، با توجه به ماهیت این نوع بازارها، با ریسک‌های فراوانی، ازجمله ریسک مالی[1] 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 به‌نسبت شرکت‌هایی که بخش عمده‌ای از فعالیت‌هایشان در حوزهٔ خدمات مالی، نظیر شرکت‌های بیمه و بانک‌هاست، با ریسک کمتری مواجه‌اند (فقیهیان، ۱۳۹۴). ازاین‌رو مسئلهٔ اندازه‌گیری ریسک نوسانات قیمت و بازدهی سهام و مدیریت آن در این‌گونه 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 به‌منظور کمّی‌سازی و اندازه‌گیری ریسک به مدیران شرکت‌ها، سهام‌داران، شرکا و نهاد ناظر بازار بورس کمک شایانی می‌کند.

با وجود این، مفهوم نسبتاً پیچیده و گستردهٔ ریسک موجب شده است که به‌رغم اهمیت کمّی‌سازی 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 به‌منظور اندازه‌گیری و کمّی‌سازی ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه است. در این پژوهش تلاش شده است به‌منظور اندازه‌گیری ریسک، با استفاده از روش «ارزش در معرض ریسک (VaR)[2]» با بهره‌گیری از فرایند زنجیری مارکوف[3] در مدل‌سازی خانوادهٔ GARCH[4] 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. به‌این‌منظور، داده‌های شاخص روزانهٔ صنعت بیمه، شامل دورهٔ شش‌ساله از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸/۴/۳۱، از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شد.

در الگوی طراحی‌شده، با بهره‌گیری از فرایند زنجیر مارکوف در مدل‌سازی خانوادهٔ GARCH علاوه‌بر لحاظ توابع توزیع نرمال و غیرنرمال (شامل توزیع t و GED[1])، واکنش‌های متقارن و نامتقارن بازدهی شاخص سهام نیز درنظر گرفته شده است و برپایهٔ رهیافت مارکوف، انتقالات رژیمی بازده شاخص سهام نیز بررسی شده است؛ اما درصورت وجود انتقالات رژیمی، سری زمانی ریسک بازده از رژیم‌های گوناگون استخراج می‌شود. در مجموع از نوآوری‌های تکنیکی الگوی معرفی‌شده 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، درنظرگرفتن واکنش‌های نامتقارن به شوک‌ها، درنظرگرفتن انتقالات رژیمی در مدل‌سازی (به‌جای شکست ساختاری)، امکان درنظرگرفتن پدیدهٔ کشیدگی مازاد یا دنبالهٔ پهن توزیع خطاها و لحاظ آثار اهرمی بازخورد.

در بخش دوم این مقاله مبانی نظری ارائه می‌شود. در بخش سوم پیشینهٔ 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.

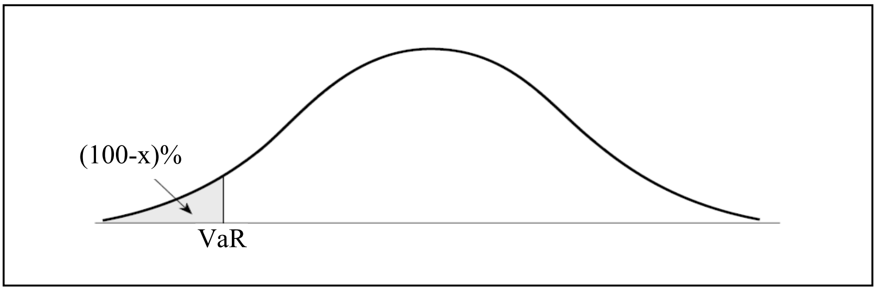
1. Generalized Error Distribution

۱. مبانی نظری محاسبهٔ 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 به‌صورت 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 دربردارندهٔ دو پارامتر N یعنی افق زمانی و X یعنی سطح اطمینان است. شکل ۱ محاسبهٔ VaR با استفاده از توزیع احتمالات تغییرات در ارزش سبد، با سطح اطمینان X % را نشان می‌دهد (هال،[1] ۲۰۱۰).



شکل ۱. توزیع احتمالات تغییرات در ارزش سبد: محاسبهٔ 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.

1. Hull

برای محاسبهٔ VaR از سه رویکرد زیر استفاده می‌شود:

۱) شبیه‌سازی تاریخی؛[1]

۲) مدل‌های پارامتریک؛

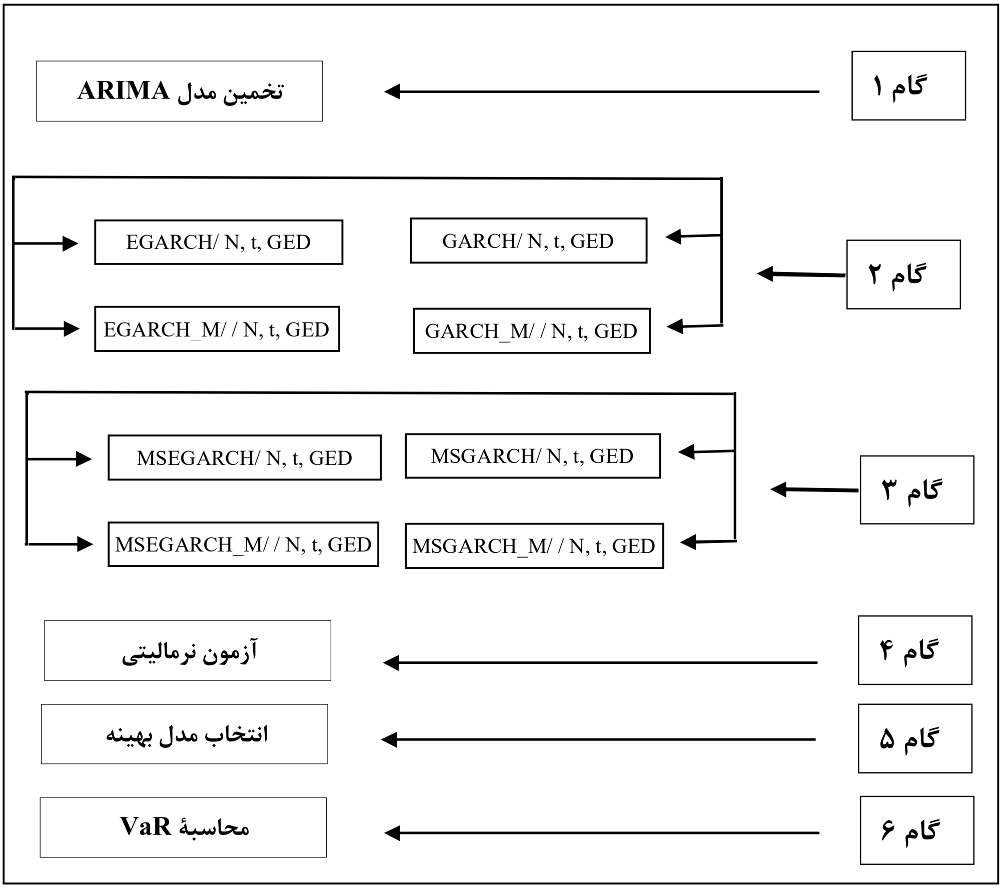
۳) مدل‌های ناپارامتریک.

یافته‌های تحقیقات علمی در سال‌های اخیر نشان می‌دهد که مدل‌های پارامتریک به‌نسبت دو رویکرد دیگر از مقبولیت بیشتری برخوردار بوده که دلیل آن قابلیت این مدل‌ها در محاسبهٔ دقیق VaR است. در میان مدل‌های پارامتریک، مدل‌های خانوادهٔ GARCH با توجه به ویژگی‌های منحصربه‌فرد خود در بسیاری از مطالعات علمی استفاده شده‌اند. برای نمونه مدل‌های سادهٔ GARCH اثر تقارن و مدل‌های EGARCH[2] اثر نامتقارن شوک‌های واردشده در متغیرهای مالی را نشان می‌دهند. در مدل‌های GARCH-M و EGARCH-M انحراف معیار پسماند خطا، به‌منزلهٔ متغیر مستقل، به مدل میانگین شرطی اضافه می‌شود. با وجود این، برای محاسبهٔ VaR نیاز به تخمین رفتار مدل‌های مذکور برحسب هریک از مشخصه‌های ذکرشده برای آن‌هاست. پس از تخمین مدل‌ها، براساس معیارهای ارزیابی، می‌توان با انتخاب مدل بهینه، به استخراج واریانس شرطی و محاسبهٔ VaR اقدام کرد.

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

نکته: در فلوچارت ۱ منظور از پارامترهای GED, t, N به‌ترتیب توزیع‌های نرمال، تی ـ استیودنت و توزیع خطای تعمیم‌یافته است.

1. Historical Simulation
2. Exponential GARCH



فلوچارت ۱. مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه

۲-۱. مدل GARCH

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

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

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

برای بهتر تعریف‌کردن واریانس شرطی مدل ARCH(p,q)، باید تمامیِ ضرایب $ARCH(\infty)$ مدل $\sigma_t^2 = \theta_0 + \theta(L)\varepsilon_t^2$ مثبت باشند و شرط آن این است که α (L) و β (L)

ریشه‌های مضاعف (تکراری) نداشته باشند و ریشه‌های $\beta(L)$[۱] خارج از دایرهٔ واحد قرار داشته باشند (ذوالفقاری و سحابی، ۲۰۱۹).

۲-۲. مدل GARCH- M

ساختار یک مدل GARCH-M استاندارد را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد (انگل،[۲] ۲۰۱۰):

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

۲-۳. مدل EGARCH

در مدل GARCH نمایی نلسون[۳] (۱۹۹۱) (EGARCH)، درصورت درنظرگرفتن واکنشی نامتقارن به شوک‌ها، معادلهٔ زیر به‌منظور برآورد واریانس شرطی درنظرگرفته می‌شود.

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

که در آن:

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

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

---

۱. β یک عملگر یا اپراتوری است که برای کوتاه‌کردن 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 نمایی به‌صورت زیر است:

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

سری زمانی استفاده‌شده در مدل‌های خانوادۀ GARCH، مربع جملات پسماند معادلۀ میانگین شرطی (ARMA یا ARIMA) است که پس از احراز وجود واریانس ناهمسان در جملات پسماند، محاسبه و درحکم متغیر وابسته برحسب مدل‌های گوناگون خانوادۀ GARCH تخمین زده می‌شود. درصورت همسان‌بودن واریانس پسماندهای معادلۀ میانگین شرطی لزومی بر تخمین مدل‌های خانوادۀ GARCH نیست.

۲-۵. زنجیر مارکوف

زنجیرۀ مارکوف فرایندی تصادفی است که در متغیرهای تصادفی آن، انتقال از یک حالت به حالت دیگر صورت می‌گیرد. براساس 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،[1] ۱۹۹۵). ازآنجاکه سیستم به‌طور 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 همۀ حالات ممکن و انتقالات در تعریف فرایندها وارد شده است و بنابراین همیشه مرحلۀ بعدی وجود داشته، فرایند برای همیشه ادامه می‌یابد.

1. Higgins & Keller-McNulty

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

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

s_i برابر است با رژیم‌های گوناگون که براساس متغیری نامشخص و پنهان درنظر 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: ۱و ۲. انتقال میان حالت‌ها، تحت فرایند مارکوف مرتبهٔ اول[1] به شرح ذیل تبیین می‌شود:

$$P(s_t=1 / s_{t-1}=1)=p_{11} \qquad (7)$$
$$P(s_t=1 / s_{t-1}=2)=1-p_{22}$$
$$P(s_t=2 / s_{t-1}=1)=1-p_{11}$$
$$P(s_t=2 / s_{t-1}=2)=p_{22}$$

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.

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

۲. پیشینهٔ 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 دورهٔ 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[1] و GARCH فرسایشی[2] برپایهٔ توزیع‌های نرمال، GED و نرمال چوله برای دورهٔ 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؛ درحالی‌که دم‌پهن در سطح ۹۹ درصد مهم بوده است؛ البته همهٔ این بحث‌ها در بلندمدت به‌دست آمده است و در کوتاه‌مدت نمی‌توان به آن تکیه کرد.

ولید و همکاران[3] (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل EGARCH سوئچینگ مارکوف، به بررسی رابطهٔ پویای بین نوسانات قیمت سهام و تغییرات نرخ ارز برای چهار کشور نوظهور در بازهٔ زمانیِ 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 به‌ترتیب 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 رابطهٔ بین بازار سهام و بازار ارز مبتنی‌بر وابستگی رژیمی است و واکنش نوسانات قیمت سهام به‌صورت نامتقارنی از روزدادهای بازار ارز است.

ذوالفقاری و سحابی (۲۰۱۷)، به بررسی تأثیر نرخ ارز در ریسک بازدهی سهام شرکت‌های نفتی پذیرش‌شده در بورس اوراق بهادار ایران پرداختند. در این مطالعه از مدل‌های خانوادهٔ GARCH به‌منظور محاسبهٔ VaR برای ۲۵ شرکت استفاده شد. نتایج مدل نشان می‌دهد که مدل EGARCH به‌نسبت سایر مدل‌ها در محاسبهٔ VaR دقت برازش بالاتری دارد.

1 .Autoregressive Jump Intensity
2. Degenerative
3. Walid et al.

ذوالفقاری و حسین‌زاده (۲۰۲۰)، دیگر با استفاده از مدل‌های خانوادهٔ GARCH به اندازه‌گیری نااطمینانی[1] در بازار سهام ایران، براساس رهیافت سوئیچینگ و برپایهٔ مدل‌های مبتنی‌بر ریسک، اقدام کردند. نتایج یافته‌های ایشان نشان داد که رهیافت سوئیچینگ قدرت مدل‌های خانوادهٔ GARCH را برای برازش دقیق سری زمانی نااطمینانی افزایش می‌دهد.

کشاورز 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 ـ استیودنت را به‌دست آوردند. همچنین برای پیش‌بینی، از مدل ARFIMA-FIGARCH با توزیع نرمال استفاده کردند و درنهایت مدل FIGARCH را برای برآورد VaR شاخص قیمت بورس توصیه کردند.

برزگر (۱۳۹۴)، در رسالهٔ دکترای خود بر اهمیت درنظرگرفتن انتقالات رژیمی 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 محاسبهٔ VAR برای شاخص کل و شاخص صنعت بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج مطالعهٔ آنان نشان‌دهندهٔ برتری رویکرد کاپولا در بهبود محاسبهٔ 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 رابطهٔ منفی

1. Uncertainty

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

فقیهیان (۱۳۹۴)، با بررسی وضعیت سهام شرکت‌های فعال در حوزهٔ صنایع غذایی و مقایسهٔ 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 سوئیچینگی هامیلتون تبعیت می‌کند.

با بررسی مطالعات اخیر، که با استفاده از رهیافت سوئیچینگی ارائه شده است، نویسندگان از مدل‌های متقارن GARCH براساس توزیع نرمال استفاده کرده‌اند. این درصورتی است که در مطالعهٔ حاضر، چهار مدل متقارن و نامتقارن GARCH برحسب سه توزیع نرمال، t و GED (که درمجموع ۲۴ مدل است) برای استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه به‌کار گرفته شده است که این موضوع نقطهٔ 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، درنظر گرفته شده است.

۳. توصیف آماری بازدهی شاخص صنعت بیمه

داده‌های شاخص روزانهٔ صنعت بیمه، که از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده، شامل یک دورهٔ شش‌ساله از آغاز سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸/۴/۳۱ است. برای محاسبهٔ 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 روزانهٔ شاخص قیمت است.

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

۱۳/۰۹ و ۸/۲۰- درصد است که شایان توجه است. توزیع بازده شاخص صنعت بیمهٔ چوله به راست بوده، کشیدگی آن بالاتر از میزان نرمال است. مقدار آمارهٔ جارک ـ برا[1] نیز فرض نرمال‌بودن توزیع بازده شاخص صنعت بیمه را رد می‌کند.

جدول ۱. توصیف آماری بازدهی شاخص صنعت بیمه

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

منبع: یافته‌های تحقیق

٤. استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت بیمه

فرایند استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت بیمه شامل شش مرحلهٔ 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[2] با استفاده از مراحل سه‌گانهٔ رهیافت باکس جنکینز آغاز شد. دراین‌باره نخست مانایی سری زمانی متغیر بازدهی شاخص $(\ln \frac{p_t}{p_{t-1}})$ بررسی و مرتبهٔ انباشتگی (d) آن تعیین شد. در مطالعهٔ حاضر، برای آزمون ریشهٔ واحد، از آمارهٔ دیکی فولر تعمیم‌یافته[3] و فلیپس پرون[4] 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 خودهمبستگی‌جزئی (PAC) براساس مراحل باکس ـ جنکینز محاسبه شد و سپس براساس معیار حنان ـ کوئین[1] بازبینی شد. مدل نهایی به‌صورت ARMA (2/1) استخراج شد:

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

(۰/۹۹) (۲۲/۴۲) (‎−۱۱/۷۴) (‎−۵/۶۴)

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

گام دوم: تخمین مدل‌های خانوادهٔ GARCH

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

1. Hannan-Quinn Criter

جدول ۲. مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده‌شدهٔ 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)	$\sigma_t^2=0/001+0/19\varepsilon_{t-1}^2+0/84\sigma_t^2$ (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)	$\sigma_t^2=0/001+0/84\varepsilon_{t-1}^2+0/65\sigma_{t-1}^2$ (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)	$\sigma_t^2=0/001+0/34\varepsilon_{t-1}^2+0/76\sigma_{t-1}^2$ (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)	$\sigma_t^2=0/001+0/19\varepsilon_{t-1}^2+0/84\sigma_{t-1}^2$ (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)	$\sigma_t^2=0/001+0/83\varepsilon_{t-1}^2+0/66\sigma_{t-1}^2$ (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) (۰۰۷/۰) (۱۴/۰)	$\sigma_t^2=0/001+0/33\varepsilon_{t-1}^2+0/76\sigma_{t-1}^2$ (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)	$\ln\sigma_t^2=-0/56+0/27\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|+0/04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+0/96\ln\sigma_{t-1}^2$ (−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)	$\ln\sigma_t^2=-0/53+0/45\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|+0/1\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+0/97\ln\sigma_{t-1}^2$ (−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)	$\ln\sigma_t^2=-0/38+0/27\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|+0/06\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+0/98\ln\sigma_{t-1}^2$ (−۵/۲۹) (۷/۲) (۲/۳) (۱۵۰/۵)
EGARCH-M	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)	$\ln\sigma_t^2=-0/57+0/28\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|+0/04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+0/96\ln\sigma_{t-1}^2$ (−۱۳/۷) (۱۵/۱) (۲/۸) (۲۴۵/۲)
	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)	$\ln\sigma_t^2=-0/54+0/45\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|+0/09\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+0/97\ln\sigma_{t-1}^2$ (−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)	$\ln\sigma_t^2=-0/38+0/27\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|+0/07\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+0/98\ln\sigma_{t-1}^2$ (−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)	$\sigma_t^2=0/06\varepsilon_{t-1}^2+0/94\sigma_{t-1}^2$ (۸/۸) (۱۵۰/۱)

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

با نگاهی بر مدل‌های برآوردشده براساس چهار مدل از خانوادهٔ GARCH برحسب توابع توزیع نرمال، t و GED مشاهده می‌شود که واریانس شرطی کلیهٔ صنایع از ساختار GARCH تبعیت می‌کنند. در ادامه به‌اختصار 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 برآوردشده 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 برآوردشده مشاهده نمی‌شود و اکثر ضرایب (به‌استثنای ضریب انحراف معیار در مدل‌های میانگین) معنادار است. با توجه به معنادارنبودن ضریب σ «اثر بازخورد»[1] 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 برآوردشده مشاهده نمی‌شود و اکثر ضرایب معنادار است. همچنین با توجه به معناداری ضریب $(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}})$ بازده شاخص صنعت بیمه واکنش نامتقارنی به شوک‌های خارجی نشان می‌دهد و دارای «اثر اهرمی»[2] است.

(۴) EGARCH-M:

براساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآوردشده 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 معنادارنبودن ضریب σ «اثر بازخورد» مشاهده نمی‌شود؛ یعنی نوسانات بازده تأثیر معناداری در بازده ندارد. درمجموع سری زمانی بازده شاخص صنعت بیمه اثر اهرمی دارد، اما اثر بازخورد ندارد.

گام سوم: تخمین مدل‌های خانوادهٔ سوئیچینگ مارکوف

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

جدول ۳. مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآوردشدهٔ 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	-۰/۰۴۹			-۰/۲۱۶	۰/۴۸۳	۰/۰۰۵	۱/۸۵۴	۰/۴۵۸	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	*		۰/۷۴	۰/۷۶	-۱۶۶۰/۳
		GED	-۰/۰۱۹۲	-۰/۰۱۲			۰/۱۷۶	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	۰/۷۳۸	۰/۹۹۵	۰/۲۶۱			۰/۸۳	۰/۸۲	-۱۶۷۷/۳
	میانگین	نرمال	۰/۶۹۶	۰/۱۲۶	۰/۹۲۷	-۰/۵۱	۰/۲۷۳	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	۰/۰۰۷	۰/۲۷۵	۰/۶۷۵	۰/۰۸۹	۰/۳۲۵	۰/۹۵۲			۰/۸۲	۰/۷۸	-۱۶۲۶/۰۸
		GED	-۰/۴۹۴	۰/۱۴۱	۱/۱۲۵	-۰/۳۸	-۰/۱۳۶	۰/۰۶۵	۰/۶۴۶	۰/۱۱۳	۰/۲۹۵	۰/۹۴۲			۰/۸۳	۰/۸۰	-۱۶۳۸/۶۵
EGARCH	ساده	نرمال	۰/۰۱۸	-۰/۰۸۶			-۱/۰	۱/۷۱	۰/۳۸۵	۰/۴۶۸	۰/۱۰۶	-۰/۰۵۶	۰/۹۸۰	۰/۹۵۱	۰/۹۳	۰/۹۴	-۱۶۸۳/۰۶
		t	۱/۰۸۸	-۰/۰۴۷			-۰/۰۸۳	-/۳۰۴	۰/۵۱۱	۰/۵۰۲	-۰/۰۴۷	۰/۰۶۳	۰/۹۸۲	۰/۹۸۷	۰/۸۵	۰/۹۷	-۱۶۶۰/۲۵
		GED	-۰/۰۲۶	۱/۱۵۲			-/۳۰	-۰/۲۰۱	۰/۳۰۳	۰/۳۲۴	۰/۰۴۷	-۰/۱۲۵	۰/۹۶۵	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۸۹	-۱۶۷۰/۶۶
	میانگین	نرمال	۰/۰۱۹	-۰/۲۰۹	-۰/۰۲	۰/۱۴۹	-۰/۹۰۴	۲/۰	۰/۰۴۵	-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	-۰/۱۳۲	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 دورهٔ گذشته، مدل مذکور قابل‌دفاع نیست.

در جدول ۳، سری زمانی بازده شاخص صنعت بیمه براساس چهار مدل خانوادهٔ GARCH و برحسب سه توزیع نرمال، t و GED ارائه شده است. ستون‌های مربوط به μ_1 و μ_2 معادلهٔ میانگین بازده را برحسب رژیم ۱ و ۲ نشان می‌دهد. تفسیر این دو پارامتر، به‌منزلهٔ نمونه، برای مدل GARCH_t به این‌صورت 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، کلیهٔ ضرایب این دو پارامتر معنادار است. گفتنی است که با توجه به فشردگی گنجایش ضرایب در دو رژیم، امکان اضافه‌کردن آمارهٔ 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 جملهٔ اخلال دورهٔ قبل (ε^2_{t-1}) 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 دورهٔ قبل (σ^2_{t-1}) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ است. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH وEGARCH-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 دورهٔ قبل ($\ln\sigma^2_{t-1}$) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ مربوط است.

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

رژیم ۱)

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

رژیم ۲)

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

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

در این معادله، درصورت قرارگرفتن در رژیم ۱، اثر بازخورد مثبت و معنادار است؛ یعنی با افزایش نوسانات بازده، میانگین بازده افزایش می‌یابد و تئوری مارکویتز 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 $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$ و $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ به‌دست 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 مارکویتز[1] 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. درصورتی که فضای حالت (رژیم) شامل i/j=1/2 باشد، احتمال انتقال یک‌مرحله‌ای تخمین زده‌شده 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 رابطۀ فوق به این قرار است:

الف) درصورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۷۷ درصد (p_{11}) در دورۀ بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت.[1] 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) درصورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۸۲ درصد (p_{22}) در دورۀ بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت.[2] 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:

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

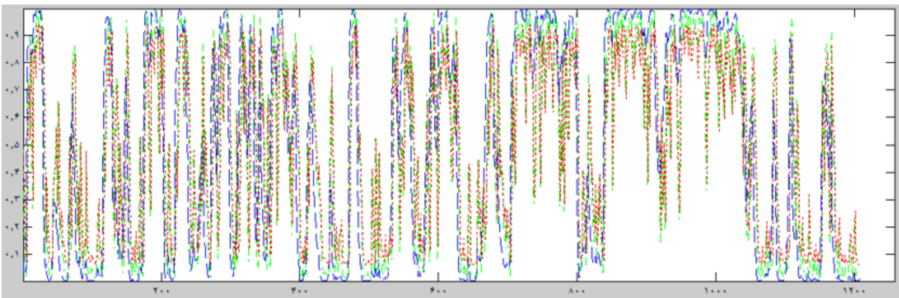
یعنی مدت‌زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۵/۵۵ روز است.
گفتنی است مدت‌زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد، همان مدت‌زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۱ است. همچنین مدت‌زمان مدنظر برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱، به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد، همان مدت‌زمان 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 هموارشده در تعیین اینکه آیا انتقال رژیمی رخ خواهد داد یا خیر و این انتقال در چه زمانی مدنظر است، نقش مؤثری دارد. درواقع با توجه به برآورد پارامترهای متفاوت، که

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

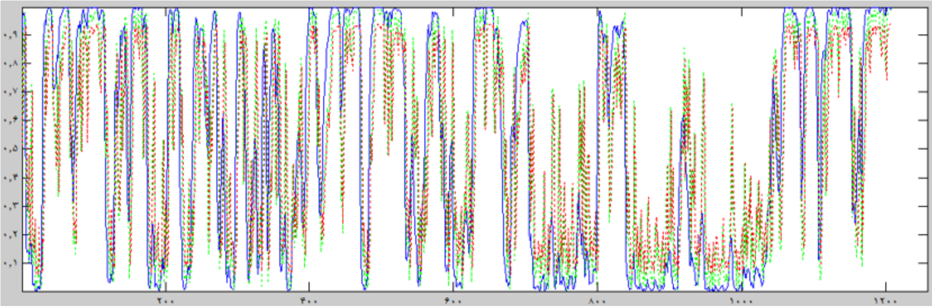
۲. به احتمال ۱۸ درصد ($p_{21}=1-p_{22}$) به رژیم ۱ منتقل می‌شود.

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 کدام‌یک 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 هریک از رژیم‌ها در محور عمودی و دورهٔ زمانی مدنظر در محور افقی[1] قرار دارد. براساس نموداری‌های ۱ و ۲، رفتار شاخص صنعت بیمه در آغاز دورهٔ مطالعه‌شده، 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 مطالعه‌شده، رفتار شاخص صنعت بیمه در رژیم ۲ قرار داشت؛ به‌ویژه در ماه‌های پایانی دورهٔ مدنظر که با احتمال بالایی ـ به‌استثنای چند روز ـ عملکردی با بازدهی بالا و انحراف معیار پایین را به دست آورد.



نمودار ۱. احتمال هموارشدهٔ 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 به‌صورت عدد ارائه شده‌اند.



نمودار ۲. احتمال هموارشدهٔ رژیم ۲ (رونق)

گام چهارم: آزمون نرمالیتی

پس از تخمین مدل‌های خانوادهٔ GARCH و خانوادهٔ سوئیچینگ مارکوف (درمجموع ۲۴ مدل)، در این مرحله با استفاده از آزمون جارک ـ برا، نرمال‌بودن توزیع متغیر بازدهی شاخص در هریک از مدل‌های برآوردشده بررسی می‌شود. درصورت تأیید تبعیت سری زمانی بازدهی شاخص از توزیع نرمال در مدل‌های برآوردشده، این مدل‌ها به گام بعدی منتقل می‌شوند. در غیر این‌صورت، توزیع مناسب (بین t و GED) متغیر در مدل‌ها برحسب توزیع آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون[1] (LR_{PG}) انتخاب می‌شوند.

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

1. Garcia & Perron

جدول ٤. نتایج آزمون جارک ـ برا در مدل‌های خانوادۀ GARCH بدون لحاظ‌کردن اثر سوئیچینگ

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

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نتایج جدول ۴ مشاهده می‌شود، نرمال‌بودن 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. درواقع مقادیر مربوط به هر صنعت در هریک از مدل‌ها از دو عدد تشکیل می‌شوند. رقم نخست مربوط به آمارۀ آزمون جارک ـ برا است و رقم داخل پرانتز مربوط به احتمال نرمال‌بودن توزیع جملۀ اخلال است. درصورتی که ارقام مربوط به احتمال بیش از ۵ درصد باشد، توزیع نرمال مدل برآوردشده تأیید می‌شود، در غیر این‌صورت توزیع متغیر در مدل برآوردشده از نوع دیگری (t و GED) تبعیت می‌کند.

پس از آزمون نرمالیتی و رد تبعیت متغیر بازدهی شاخص در مدل‌های برآوردشده از توزیع نرمال، پرسشی که مطرح می‌شود این است که کدام‌یک از توزیع‌های t و GED درحکم توزیع مناسب متغیر برای مدل‌های برآوردشده به‌شمار می‌آیند. در این‌باره از آزمون درستنمایی (LR_{PG})، که گارسیا و پرون (۱۹۹۶) پیشنهاد کرده‌اند، استفاده می‌شود. آن‌ها برای آزمون پیشنهادی خود از رویکرد حد بالایی داویس[1] (۱۹۸۷) استفاده کردند و با تعریف L_0 به‌منزلۀ ارزش لگاریتم درستنمایی تحت فرضیۀ صفر و L_1 به‌منزلۀ ارزش لگاریتم درستنمایی تحت فرضیۀ جایگزین، آمارۀ آزمون خود را

1. Davies

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

جدول ۵. نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانوادهٔ GARCH

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

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، درحکم مدل بهینه انتخاب شد.

گام پنجم: انتخاب مدل بهینه

پس از برآورد مدل‌های خانوادهٔ GARCH و خانوادهٔ سوئیچینگ مارکوف و همچنین انتخاب مدل بهینه برای صنعت بیمه در هریک 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 بهینهٔ صنعت بیمه را نشان می‌دهد.

جدول ٦. نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون برای انتخاب مدل بهینه

صنعت	بدون سوئیچینگ		FH سوئیچینگ		LR_{PG}
	مدل واریانس شرطی/ توزیع	L_0	مدل واریانس شرطی/ توزیع	L_1	
بیمه	EGARCH/ t	۳۹۰۰/۸۹	EGARCH-M /t	−۱۵۹۱/۴۸	−۱۰۹۸۴/۷

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۶، همان‌گونه که مشاهده می‌شود، L_1 به‌منزلهٔ ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس شرطی منتخب با درنظرگرفتن اثر سوئیچینگ و L_0 به‌منزلهٔ ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس شرطی منتخب بدون درنظرگرفتن اثر سوئیچینگ لحاظ شده است. ستون پایانی آمارهٔ آزمون LR_{PG} را نشان می‌دهد که برای صنعت بیمه مقدار آن کمتر از آمارهٔ χ^2 در سطح ۵ درصد است؛ بنابراین مدل واریانس شرطی با درنظرگرفتن اثر سوئیچینگ به‌منزلهٔ مدل بهینه انتخاب شد.

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

رژیم ۱)

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

رژیم ۲)

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

در این معادله درصورت قرارگرفتن در رژیم ۱ و ۲ اثر بازخورد معنادار به‌ترتیب مثبت و منفی است. اثر اهرمی در رژیم ۱ معنادار نیست، اما در رژیم ۲ معنادار و مثبت است. ماتریس احتمال انتقالات نیز به‌صورت زیر است:

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

درصورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۷۷ درصد (p_{11}) در دورۀ بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت‌زمان 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.

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

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

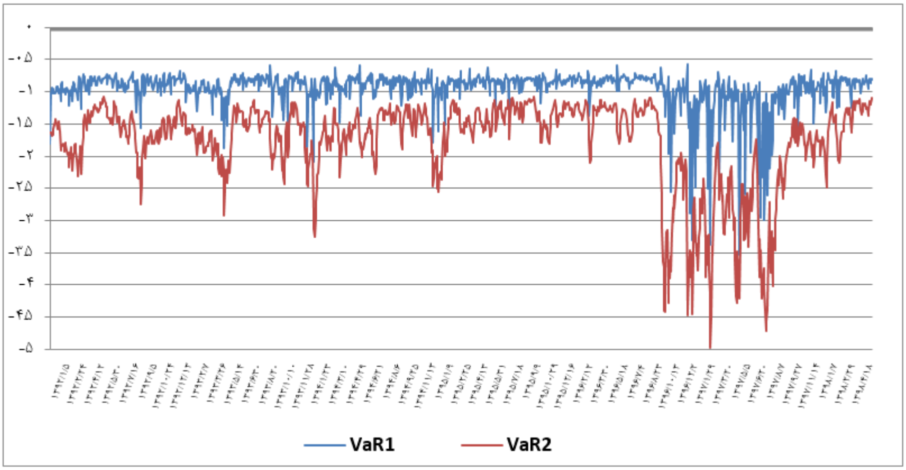
یعنی مدت‌زمان مدنظر ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۵/۵۵ روز است.

گام ششم: اندازه‌گیری VaR

پس از آنکه مدل‌های بهینۀ 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 می‌کنیم. با تولید این سری (h)، مقادیر VaR براساس معادلۀ زیر به‌دست می‌آید:

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

در معادلهٔ فوق، μ میانگین بازدهی شاخص صنعت و h سری زمانی نااطمینانی بازده شاخص است. عدد ۱/۶۴ 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 دورهٔ مطالعه‌شده برحسب دو رژیم، مشاهده می‌شود که ریسک این صنعت در رژیم ۲ به‌مراتب بیشتر از رژیم ۱ است و از اواسط سال ۱۳۹۶ تا اواسط ۱۳۹۷، به‌شدت بر ریسک این صنعت افزوده شد؛ به‌گونه‌ای که طی این دوره، متوسط ریسک این صنعت در رژیم‌های ۱ و ۲ به‌ترتیب برابر با زیان ۲/۵ و ۳/۵ درصدی است و حتی زیان‌های ۴ و ۵ درصدی را نیز در رژیم ۲ تجربه کرده است. با وجود این، در نیمهٔ دوم ۹۷ و ۹۸ از ریسک این صنعت کاسته شد. میزان ریسک این صنعت در رژیم‌های ۱ و ۲ (به‌جز دورهٔ ۹۲/۷ تا ۹۶/۷) به‌ترتیب برابر با زیان ۱ و ۱/۵ درصدی است.

۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

با توجه به اهمیت کمّی‌سازی ریسک و فقدان سازوکار جامع در اندازه‌گیری آن، در پژوهش حاضر تلاش شد با ارائهٔ سازوکار شش‌گامی، به استخراج ریسک بازدهی شاخص صنعت بیمه اقدام شود. دراین‌باره 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 خانوادهٔ 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 خانوادهٔ 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 بهینهٔ دو گروه فاقد اثر سوئیچینگ و شامل اثر سوئیچینگ انتخاب شد. در گام پنجم نیز نتیجهٔ آزمون گارسیا و پرون نشان داد که مدل بهینهٔ منتخب دربردارندهٔ اثر سوئیچینگ است و به‌صورت نامتقارن شامل هر دو اثر اهرمی و بازخورد است. به عبارت دیگر، مدل منتخب مدل EGARCH میانگین با توزیع t برپایهٔ رهیافت سوئیچینگ است. در پایان نیز سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت بیمه استخراج شد که نشان‌دهندهٔ نوسانات ریسک این صنعت طی دورهٔ مطالعه‌شده است.

در پایان پیشنهاد می‌شود با توجه به اهمیت اندازه‌گیری ریسک بازده شاخص صنایع از یک‌سو 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 ملحوظ‌کردن شوک‌های دیرپا، نمایش ساختار دینامیکی تلاطم‌ها، درنظرگرفتن واکنش‌های نامتقارن به شوک‌ها، درنظرگرفتن انتقالات رژیمی در مدل‌سازی (به‌جای شکست ساختاری)، امکان درنظرگرفتن پدیدهٔ کشیدگی مازاد یا دنبالهٔ پهن توزیع خطاها، امکان درنظرگرفتن آثار بازخورد و آثار اهرمی.

منابع

برزگر، مهدی (۱۳۹۴). *نقدی بر مدل‌های تک‌رژیمی در بازارهای مالی ایران و مروری بر رفتارهای رژیمی صنایع منتخب*. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد مهندسی مالی، مدرسهٔ کسب‌وکار، مؤسسهٔ تکنولوژی استیونس، آمریکا.

ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۲). *بررسی انواع ریسک مالی و شیوه‌های مدیریت آن در بازارهای مالی: مبانی تئوریکی 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). رابطهٔ 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). محاسبهٔ ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمدهٔ 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)، ۳۷۵-۳۹۷.

فقیهیان، فاطمه (۱۳۹۴). *بررسی انتقالات رژیمی در بازارهای مالی ایران در حوزهٔ صنایع غذایی*. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد، واحد مرکزی.

کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسهٔ دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر. مجلهٔ *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.