

بررسی نحوه اندازه‌گیری ریسک صدور در شرکت‌های بیمه با استفاده از روش ارزش در معرض ریسک

دکتر کامبیز پیکارجو^۱

بهنام شهریار^۲

عبدالحمید خسروی^۳

چکیده

یکی از مباحث بسیار مهم در اقتصاد مالی اندازه‌گیری ریسک می‌باشد. در این علوم سه روش عمده برای اندازه‌گیری ریسک وجود دارد که عبارت‌اند از: انحراف از معیار، ضریب تغییرات و ارزش در معرض ریسک. همان‌طور که می‌دانیم اندازه‌گیری ریسک بر اساس تابع توزیع احتمال صورت می‌پذیرد. ارزش در معرض ریسک، حداکثر خسارت یک دارایی یا یک پورتهوی را در یک دوره زمانی و با یک احتمال معین اندازه می‌گیرد.

از آنجا که ما فرض نموده‌ایم که شرکت مورد بررسی یک شرکت تازه تاسیس است (و لذا آمار خسارت نیز چندان نمی‌باشد)، بنابراین با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو اقدام به شبیه‌سازی این خسارت کرده و از این طریق تابع توزیع احتمال خسارت این شرکت را برآورد کرده‌ایم، سپس VaR را از این تابع توزیع محاسبه نموده‌ایم. در ادبیات مالی ریسک VaR حداقل سرمایه

۱. دکترای اقتصاد و مدیر طرح و توسعه شرکت بیمه ملت

۲. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه مازندران

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد و دستیار علمی دانشگاه پیام نور شهرستان لامرد

(ذخیره مالی) مورد نیاز جهت پوشش ریسک‌های مالی (بیمه‌ای و غیر بیمه‌ای) را اندازه می‌گیرد. به عبارت دیگر شرکت‌های بیمه (و سایر شرکت‌های مالی) متناسب با فعالیت خود ذخیره مالی حداقل به اندازه VaR بایستی داشته باشند تا بتوانند حداکثر خسارت ممکن ناشی از فعالیت بیمه‌ای را پوشش دهند.

واژگان کلیدی: ارزش در معرض ریسک، ریسک صدور بیمه‌نامه، سرمایه

اقتصادی، شبیه‌سازی مونت کارلو

۱. مقدمه

با گذشت زمان به دلیل گسترش خطرها و حوادث نامطلوب مختلف در جهان، که بخشی از آن از افزایش فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و... بشر سرچشمه می‌گیرد، نااطمینانی به آینده بیشتر شده است. خطر یا ریسک که یکی از مفاهیم پایه‌ای در بازارهای مالی است، پیچیدگی خاصی دارد. این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که به علت فقدان تصویر دقیق از واقع شدن خطر، بازارهای مالی نیازمند رویکردهای کنترل و مدیریت ریسک هستند. باید توجه کرد که مهم‌ترین تصور از خطر همان احساس به وجود آمدن زیان مالی است. به عبارت دیگر ریسک، امکان وقوع حوادث نامطلوب است.^۱ در این میان دانش اکچوئری با استفاده از علوم آمار، اقتصاد، مالی و... مهارت‌هایی را در زمینه‌های ارزیابی احتمال وقوع حوادث نامطلوب در آینده (ریسک)، مدیریت ریسک و راه‌های کاهش زیان‌های حاصل از این حوادث نامطلوب ایجاد کرده است. در چند سال اخیر عوامل مختلفی بر ایجاد نوسان‌های فراوان در بازارهای مالی (بیمه،

۱. آنچه در اینجا به عنوان ریسک تعریف می‌شود ریسک مالی ناشی از صدور بیمه‌نامه و انعکاس آن در شاخص‌های توانگری شرکت است. بنابراین این مفهوم با عنوان ریسک در ارزیابی ریسک فنی مورد بیمه در صدور بیمه‌نامه متفاوت است.

بانک‌ها و ... مؤثر بوده‌اند. از جمله این مسائل تغییرات عظیم در اقتصادهای نوظهور به علت بحران بزرگ سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۸ در جنوب شرق آسیا، بلایای طبیعی نظیر زمین لرزه سانفرانسیسکو، حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر در ایالات متحده و غیره است. بروز چنین حوادثی موجب ایجاد اختلال در فعالیت‌های سازمان‌ها و شرکت‌های مالی، تجاری و حتی تولیدی می‌شود. از آنجا که یک نوع از ریسک‌های شرکت‌های بیمه ریسک صدور بیمه‌نامه و تعهد در مقابل آن است، لذا این نوشتار بر آن است که راه حل مناسبی برای بررسی ریسک شرکت‌های مالی، به ویژه شرکت‌های بیمه نوظهور ارائه دهد. در این نوشتار با بیان روش‌شناسی ارزش در معرض ریسک^۱ به تخمین ریسک صدور در یک شرکت بیمه نوظهور فرضی در صنعت بیمه ایران می‌پردازیم.^۲

۲. ارزش در معرض ریسک

ارزش در معرض ریسک از خانواده معیارهای اندازه‌گیری ریسک نامطلوب است (Jorion, 2000, 205-227). این شیوه اندازه‌گیری ریسک را ابتدا تیم گالدریمان ارائه کرد و سپس جی.پی مورگان آن را در اواخر دهه ۱۹۸۰ گسترش داد. این شاخص حداکثر خسارت انتظاری یک پورتفوی (بدترین زیان ممکن) را برای یک افق زمانی مشخص با توجه به یک فاصله اطمینان معین بیان می‌کند.

حداکثر خسارت ممکن یک پورتفوی با توجه به تابع توزیع خسارت، که با f نمایش داده شده، اندازه‌گیری می‌شود. ارزش در معرض ریسک در حقیقت کوانتیل تابع f در سطوح بحرانی (۰/۰۵ و $\alpha = 0/01$) است. بنابراین طبق تعریف:

1. Value at Risk (VaR)

۲. این روش را کمیته بال و مؤسسه NAIC (۱۹۹۶) برای اندازه‌گیری سرمایه اقتصادی مورد نیاز شرکت‌های مالی و بیمه‌ها (RBC) به کار می‌برند. از طرفی ریسک صدور نیز یکی از ارکان مهم RBC است.

$$P(Loss \leq VaR) = \int_0^{VaR} f(L) dL = 1 - \alpha \quad (1)$$

$$VaR_{1-\alpha} = F^{-1}(1 - \alpha) \quad (2)$$

مفهوم VaR به عنوان یک شیوه پذیرفته شده برای درک نحوه اندازه‌گیری ریسک یک پورتفوی است. اصولاً هدف از به کارگیری شیوه ارزش در معرض ریسک، حداکثر کردن ارزش پورتفوی است که در یک دوره زمانی مشخص با یک سطح اطمینان مشخص و معین ممکن است دچار سود یا زیان شود. برای بیان این مفهوم فرض بر آن است که پورتفوی اولیه (در یک بازار مالی نظیر بازار بورس اوراق بهادار) به صورت W_1 است که در دو دوره زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این صورت در پایان دوره، پورتفوی ما با r درصد رشد می‌کند و به W_0 می‌رسد (r ممکن است مثبت یا منفی باشد):

$$W_1 = W_0(1 + r_1) \quad (3)$$

در رابطه بالا r نرخ رشد و یا به عبارتی ضریب سود یا زیان پورتفوی است.

$$\Delta W = W_1 - W_0 = r_1 W_0 \quad (4)$$

حال اگر فرض شود که دوره‌های زمانی محاسبه بازده بیشتر شود، در این صورت یک سری زمانی از بازده وجود خواهد داشت. طبق تعریف VaR در سطح اطمینان $1 - \alpha$ برابر است با:

$$P(\Delta W \leq VaR) = 1 - \alpha \quad (5)$$

$$P(r \leq VaR_r) = \int_0^{VaR_r} f(r) d(r) = 1 - \alpha \quad (6)$$

$$VaR_r = F^{-1}(1 - \alpha)$$

در رابطه بالا $f(r)$ تابع توزیع احتمال نرخ تغییرات پورتفوی است. شایان ذکر است که اگر r منفی باشد، به عنوان درصد خسارت پورتفوی محسوب می‌شود. VaR_r برابر با نرخ تغییرات بحرانی است و در حقیقت کوانتیل سطح اطمینان $1 - \alpha$ است. می‌توان

گفت که در ازای هر نرخ تغییر r^* ، تغییر مقدار پورتنفوی وجود دارد و به ازای نرخ بازده بحرانی r^* نیز مقدار پورتنفوی بحرانی در سطح اطمینان $1-\alpha$ وجود دارد که اگر با W^* نمایش داده شود، آنگاه خواهیم داشت:

$$VaR = E[W] - W^* = -W_0(r^* - \mu) \quad (7)$$

۳. روش‌های اندازه‌گیری VaR

۳-۱. روش واریانس - کوواریانس^۱: این شیوه تخمین، یک روش خطی است. برای تخمین VaR در این روش فرض می‌شود که تغییر در ارزش پورتنفوی ΔW است. این روش بیشتر در اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک سرمایه‌گذاری‌ها در بازارهای مالی کاربرد دارد. از آنجایی که نرخ تغییرات یک پورتنفوی متوسط وزنی نرخ تغییرات عوامل تشکیل دهنده پورتنفوی می‌باشد بنابراین:

$$\bar{r} = E(r_j) = \sum_{j=1}^T p_j r_j \quad (8)$$

$$r_p = \sum_{i=1}^n w_i r_i$$

$$j = 1, \dots, T$$

در این رابطه p_j احتمال وقوع بازده هر دارایی؛ r_j و w_i نیز وزن عامل تشکیل دهنده i ام پورتنفوی است (تعداد مشاهدات بازده‌ها و i تعداد عوامل تشکیل دهنده پورتنفوی هستند). از طرف دیگر کواریانس پورتنفوی نیز برابر با رابطه زیر است:

$$\sigma_j^2 = \sum_{j=1}^T (r_j - E(r_j))^2 \cdot p_j \quad (9)$$

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n w_i w_k \sigma_{ik}$$

^۱ Variance - Covariance Method

$$i = 1, \dots, n$$

σ_i^2 واریانس بازده دارایی i ام، σ_p^2 واریانس پورتفوی و σ_{ij} عضو سطر i ام ستون j ماتریس واریانس-کواریانس Ω است و w ها وزنهای عوامل تشکیل دهنده پورتفوی هستند. ماتریس واریانس-کواریانس برابر است با:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \dots & \sigma_{nn} \end{bmatrix}$$

بنابراین واریانس پورتفوی برابر است با:

$$\sigma_p^2 = V' \Omega V \quad (10)$$

در رابطه فوق V بردار وزن‌ها و V' ترانهاده آن است. طبق تعریف، اگر $1-\alpha$ سطح اطمینان (۹۵٪ یا ۹۹٪) باشد، در این صورت احتمال این که تغییرات پورتفوی از میزان ارزش در معرض ریسک کمتر باشد برابر با α خواهد بود، یعنی:

$$P(\Delta W \leq VaR) = \alpha \quad (11)$$

اگر دو طرف معادله داخل پرانتز در معکوس انحراف معیار پورتفوی ضرب شود، آنگاه:

$$P(\Delta W (\sqrt{(V' \Omega V)})^{-1} \leq VaR (\sqrt{(V' \Omega V)})^{-1}) = \alpha \quad (12)$$

$$P(\Delta W \sqrt{(V' \Omega V)}^{-1} \leq VaR \sqrt{(V' \Omega V)}^{-1}) = F(VaR \sqrt{(V' \Omega V)}^{-1}) \quad (13)$$

$$F(VaR \sqrt{(V' \Omega V)}^{-1}) = \alpha \quad (14)$$

$$VaR = F^{-1}(\alpha) \sqrt{(V' \Omega V)} \quad (15)$$

در رابطه (۱۹) مقدار $F^{-1}(\alpha)$ را با توجه به نوع تابع توزیع، می‌توان از جداول مربوط به توزیع احتمال (مثلاً نرمال استاندارد) به دست آورد (Gallati, 2003, 389-392). مثلاً اگر تابع توزیع خسارت‌ها نرمال باشد، پس از استاندارد کردن تابع ($\alpha = 0/05$):

$$F^{-1}(\alpha) = 1.64$$

$$VaR = 1.64\sqrt{(V'\Omega V)}$$

۲-۳. شبیه‌سازی تاریخی: این روش مشتمل بر داده‌های بازده و خسارت‌ها و نرخ تغییرات آن در طول زمان است (راعی و سعیدی، ۱۳۸۳). این نوع شبیه‌سازی نیازی به فرض تابع توزیع نرخ تغییرات و خسارت پورتنفوی ندارد و از سری‌های زمانی تاریخی نرخ تغییرات و خسارات پورتنفوی برای محاسبه VaR استفاده می‌کند.

روش شبیه‌سازی تاریخی که یکی از شیوه‌های غیر پارامتریک است، مدل ندارد. در این روش فرض بر آن است که رفتار نرخ تغییرات و خسارت پورتنفوی مانند رفتار گذشته آن است و خصوصیات اعداد و تابع توزیع آن همان گونه که در گذشته بوده است، در آینده نیز خواهد بود. به عبارت دیگر تغییرات گذشته ارزیابی و بر اساس آن، ریسک محاسبه می‌شود. درحقیقت در این روش فقط انحراف معیار به صورت تاریخی شبیه‌سازی می‌شود.

شیوه کار بدین صورت است که اگر t زمان حال و p_t ارزش پورتنفوی در زمان حال باشد، ارزش آتی در زمان $t + \Delta t$ از طریق ارزش تاریخی و انعکاس در ارزش‌های جاری مشخص خواهد شد. Δt عبارت از دوره زمانی انتخاب شده در توزیع نرخ تغییرات تاریخی عوامل تشکیل دهنده پورتنفوی است. تعیین تغییرات ارزش پورتنفوی در $t + \Delta t - T$ پیش‌بینی تغییرات ارزش پورتنفوی در زمان $t + dt$ را امکان‌پذیر می‌کند. در حقیقت قیمت‌های فرضی آینده بر مبنای تغییرات قیمت‌های تاریخی گذشته به دست می‌آیند:

$$p_{t+\Delta t} = p_{t+\Delta t-1} + \Delta p_{t+\Delta t-T} \quad (16)$$

در رابطه فوق T افق زمانی بازگشت به دوره‌های قبل بوده و $\Delta p_{t+\Delta t-T}$ تغییرات قیمت

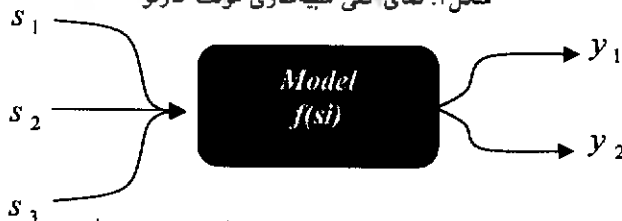
در T است. VaR پورتفوی در شبیه‌سازی تاریخی از تابع چگالی احتمال بازده (تغییرات قیمت) حاصل از طریق شبیه‌سازی به دست می‌آید:

$$F_{T,\Delta p}(VaR) = P(\Delta p_{t+\Delta t-T} \leq VaR) = 1 - \alpha \quad (17)$$

۳-۳. شبیه‌سازی مونت کارلو^۱: این روش براساس مدل‌بندی آماری عوامل ریسک پورتفوی است. این شیوه رفتار عوامل ریسک را در بازه زمانی $[t, t + \Delta t]$ با فرض مشخص بودن تابع توزیع احتمال آنها، با ایجاد اعداد تصادفی شبیه‌سازی می‌کند. پس از آن، VaR پورتفوی با استفاده از تابع توزیع احتمال ارزش پورتفوی که حاصل شبیه‌سازی با رایانه است به دست می‌آید. این شیوه شبیه‌سازی مربوط به زمانی است که هیچگونه آماری در ارتباط با رفتار عوامل ریسک پورتفوی وجود ندارد. قبل از بحث درباره نحوه انجام گرفتن شبیه‌سازی، ابتدا باید روش‌شناسی و متغیرهای مربوط را تعریف کرد. این روش را می‌توان به صورت شکل ۱ نشان داد. در این شکل S ها به عنوان عوامل ریسک وارد رابطه می‌شوند و با ایجاد اعداد تصادفی u (جملات اخلال)، Y های تصادفی را به وجود می‌آورند.

$$\begin{cases} y = f(s_i) = \alpha + \beta S + u \\ S = s_1, s_2, \dots, s_n \end{cases}$$

شکل ۱. نمای کلی شبیه‌سازی مونت کارلو



برای فرمول بندی شبیه‌سازی مونت کارلو متغیرهای زیر در نظر می‌شود:

S بردار عوامل ریسک =

¹ Monte Carlo Simulation (MCS)

افق زماني محاسبه $\Delta t = \text{VaR}$

تغييرات عوامل ريسک در $\Delta S = \Delta t$

خسارت‌هاي ارزش پورتنفوي ناشي از تغييرات (ΔS) عوامل ريسک در $L = \Delta t$ در اينجا خسارت عبارت است از تفاوت ارزش جاري پورتنفوي و ارزش آن در پايان افق زماني Δt محاسبه VaR ، که در اين صورت ارزش پورتنفوي از S به $S + \Delta S$ تغيير مي‌کند. بايد توجه داشت که دو مسئله بسيار مهم در ارتباط با دنباله توزيع خسارت وجود دارد:

اول؛ احتمال خسارت‌ها و تعيين آستانه توزيع خسارت‌ها در صورتی که $P(L > X_p)$ باشد، بايد مد نظر قرار گيرند.

دوم؛ کوانتيل X_p براي رابطه $P(L > X_p)$ (يا 0.01 يا $0.05 = \alpha$) بايد به دست آيد.

X_p مقدار عددي VaR است. به هر حال، محاسبه احتمالات خسارت‌ها، پيش شرط محاسبه کوانتيل است، بنابراين بايد ابتدا مسئله اول، يعني آستانه توزيع خسارت‌ها و سپس کوانتيل مورد نظر را براي محاسبه VaR به دست آورد.

مراحل اصلي شبیه‌سازي مونت‌کارلو براي تخمين احتمالات خسارت‌ها به صورت زير است:

۱. توليد N سناريو از طريق تغييرات نمونه‌اي عوامل ريسک ($\Delta S^{(1)} / \dots / \Delta S^{(n)}$) در

افق زماني Δt

۲. ارزش‌گذاري مجدد پورتنفوي در پايان دوره زماني Δt در سناريوهاي مختلف ($S + \Delta S^{(1)} / \dots / S + \Delta S^{(n)}$) و تعيين خسارت $L^{(1)} / \dots / L^{(n)}$ از طريق کاهش ارزش پورتنفوي در هر يک از سناريوهاي ساخته شده بر اساس ارزش فعلي پورتنفوي.

۳. محاسبه تابع توزيع سناريوها در مقادير مختلف خسارت‌ها، به عبارت ديگر:

$$L: N^{-1} \sum_{i=1}^n I(L > X_p) \quad (18)$$

$$\begin{cases} I = 1; t < T < t + \Delta t \\ I = 0; T < t \end{cases}$$

در رابطه بالا T پایان دوره $(t + \Delta t)$ است.

بنابراین با ساختن مقادیر متعدد (اعداد تصادفی خسارت‌های) برای ارزش پورتهوی و تخمین تابع توزیع و محاسبه کوانتیل آن می‌توان مقدار عددی VaR، یعنی X_p را محاسبه کرد.

یادآوری می‌شود که با افزایش تعداد مشاهدات، تابع توزیع به سمت نرمال شدن میل می‌کند و نظریه حد مرکزی در اینجا نیز می‌تواند صادق باشد.

۴. برآورد و تحلیل نتایج

همان گونه که گفته شد اگر آمار و اطلاعات مربوط به عوامل ریسک وجود نداشته باشد، در این صورت از روش‌های شبیه‌سازی نظیر شبیه‌سازی مونت کارلو برای ایجاد تابع توزیع (که از قبل مفروض در نظر گرفته شده است) استفاده می‌شود. فرض بر آن است که یک شرکت فرضی از صنعت بیمه کشور را که سابقه فعالیت و در نتیجه سابقه خسارت و حق بیمه چندانی نیز ندارد، انتخاب کرده و رفتار عوامل ریسک این شرکت برای یک سال بررسی شده است. فرض دیگر آن است که از آنجا که رشته‌های بیمه از نظر خصوصیات و ویژگی‌ها چندان همگن نیستند، در نتیجه برای ساده‌تر کردن کار، در اینجا فقط رشته بیمه آتش‌سوزی را بررسی می‌کنیم. همان طور که در بخش قبل ذکر شد برای استفاده و کاربرد روش شبیه‌سازی مونت کارلو باید به صورت زیر عمل کرد:

الف) بررسی و تشخیص تابع توزیع احتمال خسارت: برای تشخیص نوع تابع توزیع خسارت، از آمار میزان خسارت پرداختی رشته بیمه آتش‌سوزی کل صنعت بیمه کشور در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۴۱ استفاده کرده و از نرم‌افزار Eviews برای این آزمون بهره‌جسته‌ایم (پیوست ۱). نتیجه این آزمون بیانگر آن است که تابع توزیع خسارت به صورت تابع مثبت و یک طرفه وایبل^۱ است (پیوست ۲). قبل از محاسبه خسارت‌ها، ابتدا باید رابطه خسارت و سرمایه‌های مورد تعهد را برای اجرای این شبیه‌سازی محاسبه کنیم. برای این کار رابطه بین خسارت‌ها و سرمایه‌های مورد تعهد در کل کشور را به عنوان ملاکی برای تعیین این رابطه که به صورت رابطه رگرسیونی زیر است، برآورد کرده‌ایم:

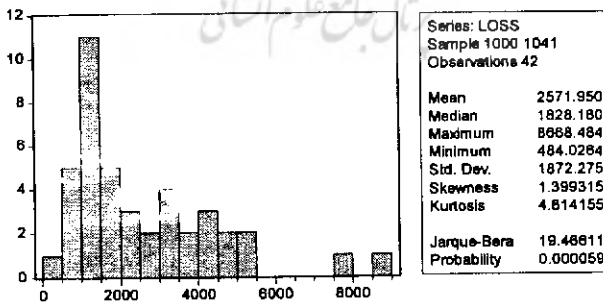
$$Loss = 0.0006S^1 \quad (19)$$

$$27.689$$

$$(0.00787)$$

نمودار فراوانی و تابع توزیع احتمال تخمین فوق در نمودارهای ۲ و ۳ آمده است. همان طور که مشاهده می‌شود بیشترین فراوانی خسارت در سمت چپ نمودارها قرار دارد و بیانگر آن است که خسارت کمتر، فراوانی بیشتری دارد.

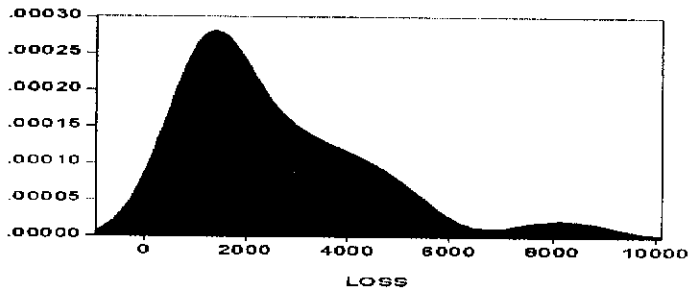
نمودار ۲. نمودار فراوانی توزیع خسارت کل کشور از سال ۱۳۸۲-۱۳۴۱



1. Weibull

۲. علت انتخاب این نمونه به دلیل نقص مشاهدات است.

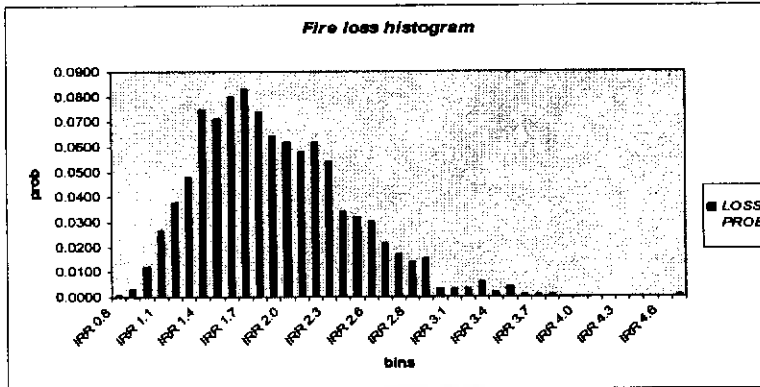
نمودار ۳. نمودار تابع توزیع خسارت آتش سوزی کل کشور از سال ۸۲-۱۳۴۱



ب) در مرحله دوم با استفاده از نرم افزار Excel ، اعداد تصادفی تحت تابع توزیع وایبل (با توجه به پارامترهای شکل و مکان توزیع حق بیمه رشته بیمه و ضرایب خسارت بازار کشور) با ابعاد ۱۲ در ۱۰۰۰ طراحی شده است. عدد ۱۲ مربوط به مجموع فاکتورهای ریسک در ۱۲ ماه (بازه زمانی محاسبه ارزش در معرض ریسک) و عدد ۱۰۰۰ تعداد دفعات تکرار شبیه‌سازی و در حقیقت سناریوهای مربوط است. از آنجا که افق زمانی ارزش در معرض ریسک محاسباتی ۱۲ ماهه است و نیز تعداد روزهای در اختیار داشتن بیمه‌نامه‌های پرتفوی با یکدیگر متفاوت است، لذا بیمه‌نامه‌ها با توجه به مدت زمان تعهد در سال ۱۳۸۳ از $\frac{12}{12}$ تا $\frac{1}{12}$ به ترتیب در ماه اول سال و ماه آخر سال وزن گرفته‌اند (علت انتخاب وزن‌ها بر اساس ماه‌های در اختیار داشتن بیمه‌نامه‌ها، سهولت محاسبات بوده است).

پ) تابع توزیع خسارت‌های (اعداد تصادفی) ساخته شده با رایانه به صورت تابع توزیع وایبل، پارامترهای مکان $1/95$ و شکل $39/53$ است (پیوست ۱ و ۲). نمودار فراوانی این توزیع در نمودار (۲) نشان داده شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود این نمودار مشابه نمودار تابع توزیع خسارت‌های کل کشور و یک طرفه است.

نمودار ۴. نمودار فراوانی توزیع خسارت به روش مونت کارلو



ت) در این مرحله ارزش در معرض ریسک محاسبه شده است. میزان VaR در یک تابع توزیع، در حقیقت از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$P(\text{Loss} \leq \text{VaR}_t) = 1 - \alpha$$

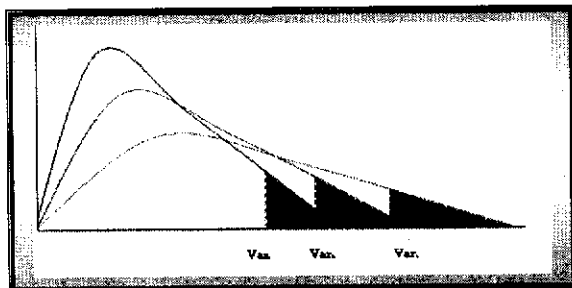
نتایج مربوط به میزان VaR در جدول (۱) آمده است.

می‌توان گفت که حداکثر خسارت ممکن در صورت بروز خسارت‌های مختلف برای شرکت فوق در سطح اطمینان ۰/۹۹ بیش از ۵۸/۶۶۰ میلیارد ریال نخواهد بود. لذا می‌توان گفت که حداکثر خسارت برای شرکت فوق در سال ۱۳۸۳ برابر با ۵۸/۶۶۰ میلیارد ریال بوده و از طرفی سرمایه اقتصادی شرکت (مرتبط با فعالیت‌های بیمه‌ای آتش‌سوزی) نیز برابر با همین رقم است (Gallati, 2003: 310) (پیوست ۳). همان‌گونه که در ابتدای این نوشتار بیان شد، این مبلغ در صورت بروز می‌تواند سرمایه شرکت را تحت الشعاع قرار دهد، لذا این خسارت (مبلغ خسارت) را حداقل سرمایه اقتصادی^۱ (مرتبط با فعالیت بیمه‌ای و نه سایر فعالیت‌های مالی) می‌نامند. در شرکت‌هایی که میزان سرمایه و دارایی‌های آنان کم است، توجه بیشتر به این خسارت‌ها که شدت بسیار بالا و فراوانی اندک دارند، بسیار مهم است.

براساس نکته مذکور، حال می‌توان با توجه به مقدار ارزش در معرض ریسک به دست آمده به نتایج با ارزشی درباره مقدار VaR، با توجه به مقدار ارزش مورد تعهد این شرکت بیمه دست یافت. باید توجه داشت که از آنجا که شرکت‌های نوظهور درصدد افزایش پورتنفوی حق‌بیمه خود برای رشد و افزایش سهم بازار برای خود هستند، لذا می‌توان با تغییر مقادیر سرمایه‌های مورد تعهد این شرکت‌ها و محاسبه ارزش‌های در معرض ریسک مختلف و متناظر با این تغییرات، نتایج مهمی را در ارتباط با ترکیب پورتنفوی این شرکت‌ها به دست آورد. فرض بر آن است که از تعداد ۳۰۴ سرمایه مورد تعهد این شرکت به طور مساوی خسارت‌های مربوط به ۱۰ مورد کمترین سرمایه‌های مورد تعهد و ۱۰ مورد بیشترین سرمایه‌های مورد تعهد را در نظر گرفته و یک بار با کسرکردن ۱۰ مورد بیشترین سرمایه‌های مورد تعهد و همچنین اضافه کردن ۱۰ مورد سرمایه کمتر از VaR (فرضی) به جای آنها و بار دیگر با کسرکردن ۱۰ مورد از کمترین سرمایه‌های مورد تعهد و همچنین اضافه کردن ۱۰ مورد سرمایه بیشتر از VaR (فرضی) به جای آنها، مقادیر VaR را با توجه به توزیع‌های مربوط محاسبه کرد (این ارقام به صورت تصادفی است و با این کار پارامترهای مکان و شکل توزیع تغییر می‌کند). چنانچه از جدول (۱) پیداست ارقام مربوط به حالت اول و دوم که در این جدول با VaR(-) و VaR(+) نمایش داده شده‌اند، به ترتیب ۵۴/۸۹۷ و ۶۷/۶۰۸ میلیارد ریال است و با افزایش بیمه‌نامه‌های با سرمایه‌های بالا میزان VaR با نرخ رشد بیشتری (به دلیل اختلاف مبالغ سرمایه‌های بالاتر از VaR با مبالغ پایین‌تر از آن) افزایش می‌یابد (جدول ۱). این امر گویای این مطلب است که این شرکت‌ها با وجود افزایش حجم پورتنفوی خود و همچنین براساس سرمایه‌ها و دارایی‌های خود، باید با دقت و مطالعه بیشتری به پذیرش سرمایه‌های مورد تعهد بالا بپردازند تا در ابتدای فعالیت که از طرفی تمایل زیادی به افزایش درآمد دارند و از طرف دیگر با حجم کمتر سرمایه و دارایی‌ها در مقایسه با شرکت‌های با سابقه بیشتر مواجه هستند، دچار کسری شدید و ناتوانی

مالی نشوند.

جدول ۱. نتایج مربوط به میزان VaR



	۵۴,۸۹۷
	۵۸,۶۶۰
	۶۸,۶۰۸

۵. نتیجه‌گیری

چنانچه در ابتدای این نوشتار گفته شد یکی از گونه‌های مهم ریسک در شرکت‌های بیمه ریسک صدور است. این ریسک که در نتیجه فعالیت بیمه‌ای این شرکت‌ها به وجود می‌آید یکی از عوامل بالقوه بسیار مهم در ناتوانی مالی شرکت‌های بیمه و بیمه-گران اتکایی است. ذکر این نکته مهم است که اندازه‌گیری ریسک‌های بیمه و مالی در تصمیمات مدیریت ریسک این شرکت‌ها (بر مبنای مقادیر کمی به دست آمده برای انواع ریسک) نقش به‌سزایی دارد. آنچه مسلم است، ناتوانی مالی در شرکت‌های بیمه‌ای که سرمایه و در نتیجه دارایی‌های آنان در مقایسه با شرکت‌های با سابقه بیشتر، کمتر است، بیشتر ظاهر می‌شود تا در شرکت‌های بیمه بزرگ. با وجود این، اهم نتایج این نوشتار را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

۱. ارزش در معرض ریسک از روش‌های دلتا نرمال (واریانس - کواریانس)، شبیه-سازی تاریخی و شبیه‌سازی مونت کارلو به دست می‌آید. این ارزش که ریسک نامطلوب شرکت را نشان می‌دهد، با استفاده از روش مونت کارلو برای یک شرکت بیمه فرضی (که در متن اصلی بدان اشاره شد) در حدود ۵۸/۶۶ میلیارد ریال و با سطح اطمینان ۹۹ درصد در این نوشتار محاسبه شده است.

۲. از آنجا که شرکت‌های بیمه تازه تأسیس، در ابتدای فعالیت خود سهم بازاری

کمی دارند اگر بر توازن پوررتفوی صدور خود اتکا کنند، مطمئناً با ورود حجم زیادی از بیمه‌گذاران بزرگ دچار مشکلات عدیده‌ای در زمان پرداخت خسارت خواهند شد. مسلماً هرچه تعداد بیشتری از پوررتفوی آنها را بیمه‌گذاران بزرگ تشکیل دهند، احتمال بروز خسارت و تجمع این خسارت‌ها در انتهای توزیع خسارت‌ها بیشتر می‌شود و شکل تابع توزیع را تغییر می‌دهد و دنباله آن را پهن‌تر و انحراف خسارت‌ها از خسارت انتظاری را بیشتر می‌کند. بدین ترتیب شدت خسارت‌های محتمل بیشتر می‌شود و گاهی ممکن است این خسارت‌ها از حد معمول فراتر روند و حتی موجب ورشکستگی شرکت‌های بیمه شوند. بنابراین شرکت‌های بیمه در سال‌های ابتدای فعالیت خود باید بر جذب پوررتفوهای کوچک و متوسط تأکید کنند تا بتوانند با افزایش فراوانی خسارت‌ها و کاهش شدت آنها احتمال ورشکستگی و بروز خسارت‌های بزرگ را کاهش دهند. در این وضعیت شرکت‌ها برای جذب پوررتفوهای بزرگ می‌توانند سرمایه خود (و به تبع آن مصارف سرمایه) را افزایش دهند، لیکن باید به این نکته توجه داشته باشند که این سرمایه باید متناسب با صدور بیمه‌نامه‌های بزرگ و با توجه به شدت بروز خسارت‌ها افزایش یابد در غیر این صورت، شرکت باز هم با ناتوانی مالی و ورشکستگی روبه رو خواهد شد. اهمیت دیگر این موضوع از آن جهت است که در صنعت بیمه کشور گاهی شاهد نرخ‌شکنی و بی‌توجهی به ریسک صدور در بیشتر شرکت‌های بیمه خصوصی در بازار بیمه ایران هستیم و اگر این روند ادامه یابد، زمینه ورشکستگی جدی شرکت‌های بیمه، به ویژه شرکت‌های بیمه با سرمایه اندک در آینده، بیشتر مهیا می‌شود.

پیوست ۱. آزمون تابع توزیع خسارت در کل کشور، ۱۳۸۲ - ۱۳۴۱

Empirical Distribution Test for LOSS

Hypothesis: Gamma

Date: 09/05/99 Time: 10:36

Sample: 1000 1041

Included observations: 42

Method	Value	Adj. Value	Probability
Cramer-von Mises (W2)	0.08590	0.08590	[0.1, 0.25]
Watson (U2)	0.07546	0.07546	[0.1, 0.25]
Anderson-Darling (A2)	0.47362	0.47362	> 0.25

Method: Maximum Likelihood (Marquardt)

Convergence achieved after 15 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
M	0.00000	*	NA	NA
S	1151.76596	263.37041	4.37318	0.00001
R	2.23305	0.45560	4.90137	0.00000

Log likelihood -366.52905 Mean dependent var. 2571.94980
No. of Coefficients 2.00000 S.D. dependent var. 1872.27495

* Fixed parameter value

آزمون تابع توزیع خسارت‌ها با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو

Empirical Distribution Test for Co.LOSS

Hypothesis: Weibull

Date: 09/07/99 Time: 09:55

Sample(adjusted): 1000 1875

Included observations: 876 after adjusting endpoints

Method	Value	Adj. Value	Probability
Cramer-von Mises	3.8225	3.846663	<0.1
Watson (U2)	3.086263	3.105773	<0.1
Anderson-Darlin:	32.90132	33.10931	<0.1

Method: Maximum Likelihood (Marquardt)

Convergence achieved after 3 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
M	0	*	NA	NA
S	39.53554	0.719973	54.91255	0.000000
A	1.95041	0.052508	37.14526	0.000000

Log likelihood -3765.181 Mean dependent var. 35.08414
No. of Coefficient 2 S.D. dependent var. 18.68445

* Fixed parameter value

پیوست ۲. تابع توزیع وایبل

این تابع، یک تابع پیوسته از خانواده توزیع‌های نمایی نظیر توزیع Exponential است. این تابع بسیار انعطاف‌پذیر است و هنگامی که پارامتر شکل توزیع از عدد یک فراتر رود، خصوصیات تابع توزیع مانند توزیع نمایی EXP است و زمانی که پارامتر شکل کوچک‌تر از یک باشد، منحنی تابع پرشیب و نزولی می‌شود.

ساختار ریاضی تابع توزیع وایبل به صورت زیر است :

$$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \left[\frac{x-l}{\alpha} \right]^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-l}{\alpha}\right)^\beta}$$

در رابطه بالا l ، α و β به ترتیب پارامترهای مکان، مقیاس و شکل‌اند.

میانگین و واریانس تابع فوق به صورت زیر است:

$$\begin{cases} \mu_x = \alpha \Gamma(1 + \beta^{-1}) \\ \sigma^2_x = \alpha^2 [\Gamma(1 + 2\beta^{-1}) - \Gamma^2(1 + \beta^{-1})] \end{cases}$$

Γ نیز تابع گاما است.

پیوست ۳. جداول شبیه‌سازی مونت کارلو

Input Values			
	1.048	0.725	0.0006
	SI		
X ₁	IRR 3.7		
X ₂	IRR 9.6		
X ₃	IRR 88.4		
X ₄	IRR 186.6		
X ₅	IRR 668.8		
X ₆	IRR 1,011.4		
X ₇	IRR 581.5		
X ₈	IRR 270.5		
X ₉	IRR 13.9		
X ₁₀	IRR 683.8		
X ₁₁	IRR 1,670.8		
X ₁₂	IRR 7,857.7		
Total	IRR 13,046.9		

سرمایه‌گذاری بهینه برای مدیریت دینامیک ... ۵۸۱

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
N1	1.3	0.2	1.4	0.1	1.3	6.5	1.3	1.2	0.1	1.0	1.4	5.2	1.7
N2	0.0	6.3	1.6	0.3	0.8	0.6	0.9	0.6	0.4	1.1	1.0	4.0	1.5
N3	1.8	6.1	0.0	0.2	6.3	0.6	0.7	1.9	0.5	0.4	3.5	4.3	2.2
N4	4.3	0.7	0.7	2.1	0.5	7.0	1.1	0.7	0.3	0.7	2.2	4.7	2.1
N5	3.0	0.1	2.0	0.2	0.5	1.1	1.6	0.5	3.7	0.4	1.5	4.2	1.6
N6	0.7	0.8	0.8	2.1	0.9	1.0	1.0	3.6	4.4	0.4	1.6	4.0	1.8
N7	0.3	0.4	1.9	0.2	1.3	1.9	0.4	4.1	2.6	1.6	2.9	5.2	1.9
N8	1.4	0.1	1.0	0.7	0.4	0.7	0.4	5.3	7.7	0.6	1.1	4.1	2.0
N9	1.3	8.2	0.2	0.1	0.4	0.9	3.2	1.0	6.4	0.4	2.5	4.8	2.4
N10	5.2	3.1	2.0	0.2	4.1	3.6	0.6	2.1	0.9	1.2	6.4	4.9	2.8
N1000	0.1	4.6	3.9	1.1	4.8	0.5	3.3	3.9	3.4	0.4	3.6	12.9	3.5

Results

9.966989926 10.30047813 9.38347418

7.556906577 8.989138427 8.09753467

8.651287063 9.570003626 8.14349153

10.57601455 8.382989024 12.0340368

59.68430456

39.33327818

منابع

۱. راعی، رضا، علی سعیدی. (۱۳۸۳)، مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک، تهران: سمت.
2. Brandimart, P. (2000), **Numerical Methods In Finance and Economics** (2ed) John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
3. Danielsson, J. (2000), **Value-At-Risk and Extreme Returns**, London: School Of Economics.
4. Gallati, R. (2003), **Risk Management And Capital Adequacy**, McGraw-Hill.
5. Glasserman, P. Heidelberger, P. Shahabuddin, P. (2000) **Efficient Monte Carlo Methods for Value-At-Risk**, IBM T.J. Watson Research Center.
6. Frain, J. and Meegan c. (1996), **Market Risk: An Introduction To The Concept & Analytics of Value-At-Risk**, Central Bank of Ireland Research Technical paper 1/ RT/96
7. Jorion, Ph. (2000), **Value At Risk**, Mc Graw-Hill.