

## کاربرد نظریه مقدار کرانگینی در برآورد مقدار در معرض خطر: بررسی موردی بیمه مسئولیت شرکت بیمه ایران

غدير مهدوی، زهرا ماجدی

دانشکده بیمه اکو، دانشگاه علامه طباطبائی

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۲/۱۰ تاریخ آخرین بازنگری: ۱۳۸۹/۴/۲۱

**چکیده:** برخلاف واریانس که قدرت تفکیک انحرافات مثبت و منفی را ندارد، مقدار در معرض خطر معیار مناسبی برای محاسبه ریسک‌های مالی به شمار می‌رود که ریسک‌های منفی و واقعی را تبیین نموده و از آن می‌توان برای برآورد ریسک‌های احتمالی یک شرکت بیمه استفاده کرد. از سوی دیگر بررسی توزیع خسارت‌ها، به مدیران ریسک مالی کمک می‌کند تا بهتر بتوانند در مورد تخصیص سرمایه تصمیم بگیرند. در این مقاله کارایی نظریه مقدار کرانگینی در برآورد مقدار در معرض خطر با کارایی سایر روش‌های شناخته شده مدل‌سازی، از جمله مدل GARCH، روش واریانس-کوواریانس و شبیه‌سازی تاریخی مورد مقایسه قرار می‌گیرد و مدلی که برآوردهای دقیق‌تر و پایدارتری را نتیجه دهد، ارائه می‌شود. روش واریانس-کوواریانس، شبیه‌سازی تاریخی و مدل‌های پارتو تعمیم‌یافته و پارتو تعمیم‌یافته سازوار برآوردهای نسبتاً پایدارتری را ارائه می‌دهند. همچنین برآوردهای حاصل از دو مدل  $GARCH(1,1)$  و  $GARCH(1,1)-t$  دارای نوسان‌های بالایی هستند. در مجموع مدل‌های پارتو تعمیم‌یافته، روش شبیه‌سازی تاریخی و

زهرا ماجدی، majedi.eco@gmail.com

کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۱۰): ۶۲M۱۰، ۶۲F۴۰ و ۶۲G۳۲

مدل  $GARCH(1,1)-t$  برآوردهای دقیق تری را ارائه می دهند.

**واژه های کلیدی :** مدیریت ریسک، نظریه مقدار کرانگینی، مقدار در معرض خطر، مدل  $GARCH$ ، روش واریانس-کوواریانس، روش شبیه سازی تاریخی.

## ۱ مقدمه

مدیریت ریسک در دهه گذشته به دلیل افزایش بی ثباتی بازارهای مالی و میل به یک سیستم مالی با ثبات تر اهمیت بیشتری پیدا کرده است. ممکن است میلیاردها ریال سرمایه به دلیل نظارت و مدیریت ریسک مالی ضعیف از بین برود. بنابراین محاسبه یک برآورد دقیق از اهمیت حیاتی برخوردار است. اگر ضرر مالی به درستی تخمین زده نشود، ممکن است منجر به تخصیص سرمایه کمتر شود. مقدار در معرض خطر<sup>۱</sup> برای برآورد ضرر مالی در سال ۱۹۹۰ ارائه شد و نقش آن در مدیریت بازارهای مالی به طور فزاینده اهمیت یافت (بسل، ۱۹۹۶). از طرفی در برآورد مقدار در معرض خطر به عنوان معیاری از ریسک، باید به ماهیت و ویژگی های خاص توزیع سری های مالی نیز توجه شود. بررسی های انجام شده نشان می دهد که توزیع این نوع داده ها اکثراً نامتقارن و دم کلفت است. از این جهت نظریه مقدار کرانگینی<sup>۲</sup> چارچوب مناسبی را برای بررسی رفتار توزیع هایی که دم کلفت هستند را فراهم می کند (جینکی و همکاران، ۲۰۰۳).

## ۲ نظریه مقدار کرانگینی

ارتباط میان روش نظریه مقدار کرانگینی و مدیریت ریسک از این جهت است که نظریه مقدار کرانگینی بهتر از روش های دیگر می تواند صدک های بالاتر را برازش دهد (محمودیان و گل علی زاده ۱۳۸۸). با در نظر گرفتن این مسئله که بیشتر سری های مالی دارای توزیع نامتقارن هستند، روش نظریه مقدار کرانگینی نسبت به روش هایی مانند ARCH و GARCH که توزیع را متقارن در نظر می گیرند مزیت

<sup>۱</sup> Value at risk

<sup>۲</sup> Extreme value theory

دارد (نلسون، ۱۹۹۱). در مدیریت ریسک این نکته نیز حائز اهمیت می باشد که مدل مورد استفاده، برآوردهای نسبتاً پایداری را نتیجه دهد. نظریه مقدار کرانگینی با استفاده از مدل توزیع پارتو تعمیم یافته<sup>۳</sup> برآوردهایی پایدارتر و با دقت بیشتری را در صدک های بالاتر ارائه می دهد (جینکی و همکاران، ۲۰۰۳). در سال های اخیر تحقیقات بسیاری در زمینه نظریه مقدار کرانگین به ویژه کاربرد این نظریه در محاسبه مقدار در معرض خطر در بازارهای مالی مختلف انجام شده است. رایس و توماس (۱۹۹۷) اولین منبع جامع تحلیل آماری را در مورد نظریه مقدار کرانگینی و کاربرد آن در بیمه و امور مالی ارائه دادند. مک نیل (۱۹۹۷) برآورد دنباله شدت خسارت ها و برآورد معیار صدک ریسک برای سری های مالی با استفاده از نظریه مقدار کرانگینی را مورد مطالعه قرار داد. امبرختس و همکاران (۱۹۹۹) مطالعه ای را با عنوان نظریه مقدار کرانگینی به عنوان ابزاری برای مدیریت ریسک انجام دادند. امبرختس (۲۰۰۰) نقاط ضعف و قوت نظریه مقدار کرانگینی را مورد بررسی قرار داد. مک نیل (۱۹۹۹) نیز بررسی گسترده ای، در زمینه نظریه مقدار کرانگینی را برای مدیران ریسک فراهم آورده است. مک نیل و فری (۲۰۰۰) بررسی برآورد معیار ریسک وابسته به دم را برای سری های زمانی مالی انجام دادند. جینکی و سلجوک (۲۰۰۴) بررسی کارایی نسبی مدل های مقدار در معرض خطر، با استفاده از نظریه مقدار کرانگینی در بازارهای نو ظهور را ارائه دادند. دنیلسون و موری موتو (۲۰۰۰) روش های کاربردی، به ویژه مقدار در معرض خطر برای ریسک های مالی کرانگین در بازار ژاپن را مورد بررسی قرار دادند. به طور کلی برای تحلیل مقادیر کرانگین دو روش اصلی وجود دارد، اولین روش بر اساس تقسیم بندی داده ها در بلوک ها می باشد، به طوری که ماکسیمم بلوک ها از توزیع مقدار کرانگینی پیروی می کنند. در روش دوم، ابتدا یک مقدار حدی را در نظر گرفته و سپس توزیع بر مقادیر مازاد بر سرحد برازش داده می شود. در این بررسی از روش دوم استفاده می شود، که کارایی آن در برآورد صدک از روش های دیگر بهتر است (برادین، ۲۰۰۸). مقادیر مازاد بر سرحد  $u$  به صورت  $y_i = X_i - u$  تعریف می شوند. با در نظر گرفتن  $F$  به عنوان

<sup>۳</sup> Generalized Pareto distribution

تابع توزیع میزان خسارت‌ها، تابع توزیع احتمال شرطی خسارت‌های مازاد به صورت

$$\begin{aligned} F_u(y) &= P(X - u \leq y | X > u) \\ &= \frac{F(y + u) - F(u)}{1 - F(u)}, \quad X > u. \end{aligned}$$

خواهد بود. بالکیمما و دی‌هان (۱۹۷۴) و پیکندز (۱۹۷۵) ثابت کردند که اگر مقدار حدی به اندازه کافی بزرگ باشد، توزیع مقادیر مازاد را می‌توان با توزیع پارتو تعمیم‌یافته تقریب زد.

$$F_u(y) \approx G_{\xi, \sigma}(X), u \rightarrow \infty \quad (۱)$$

توزیع پارتو تعمیم‌یافته به صورت

$$G_{\xi, \sigma, u}(x) = \begin{cases} 1 - (1 + \xi((x - u)/\sigma))^{-1/\xi} & \xi \neq 0 \\ 1 - \exp(-\frac{x-u}{\sigma}) & \xi = 0 \end{cases}$$

$$x \in \begin{cases} [u, \infty] & \xi \geq 0 \\ [u, u - \sigma/\xi] & \xi < 0 \end{cases}$$

تعریف می‌شود، که در آن  $\xi = 1/\alpha$  پارامتر شکل،  $\alpha$  شاخص دمی،  $\sigma > 0$  پارامتر مقیاس و  $u$  پارامتر مکان است. زمانی که  $\xi > 0$  توزیع پارتو شکل معمول خود را داراست و توزیع دم کلفت خواهد بود. وقتی  $\xi = 0$ ، توزیع پارتو متناظر با توزیع نمایی خواهد بود و حالتی که  $\xi < 0$  به عنوان توزیع پارتو نوع دوم شناخته می‌شود.

### ۳ مقدار در معرض خطر

مقدار در معرض خطر حداکثر خسارت انتظاری را برای یک افق زمانی مشخص و با توجه به یک سطح احتمال معین بیان می‌کند. مقدار در معرض خطر در سطح احتمال  $\alpha$ ، به صورت

$$VaR(\alpha) = F^{-1}(\alpha) \quad (۲)$$

در نظر گرفته می شود، که در آن  $F^{-1}(\alpha)$  صدک  $q = 1 - \alpha$  ام توزیع خسارات است (داود، ۲۰۰۲). برای محاسبه مقدار در معرض خطر روش های مختلف پارامتری و ناپارامتری وجود دارد. در روش های پارامتری لازم است توزیع داده ها تشخیص داده شود و مقدار در معرض خطر با توجه به فرض هایی که در مورد توزیع خسارت ها در نظر گرفته می شود، محاسبه می شود. در صورتی که در روش های ناپارامتری نیاز به هیچ گونه فرضی در مورد توزیع داده ها نیست و مقدار در معرض خطر با توجه به خسارت های ثبت شده گذشته برآورد می شود. یکی از ساده ترین روش های ناپارامتری، روش شبیه سازی تاریخی<sup>۴</sup> است، که در آن تابع توزیع خسارت ها  $F$ ، با استفاده از تابع توزیع نمونه ای خسارت های گذشته محاسبه می شود (سیتا، ۲۰۰۷). روش دیگر، روش پارامتری واریانس-کوواریانس است که تنها نیازمند برآورد میانگین و انحراف معیار خسارت ها است. ابتدا فرض می شود خسارت ها از فرآیند تصادفی  $\ell_t = \mu_t + \epsilon_t$  پیروی می کنند، که در آن دارای توزیع  $F$  با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_t^2$  است. سپس مقدار در معرض خطر به صورت

$$VaR(\alpha) = \hat{\mu}_t + F^{-1}(\alpha)\hat{\sigma}_t \quad (۳)$$

محاسبه می شود، که در آن  $\hat{\mu}_t$  و  $\hat{\sigma}_t$  به ترتیب برآورد میانگین و انحراف معیار خسارت ها هستند.

در این مقاله تابع توزیع  $F$  به دو صورت شرطی و غیرشرطی در نظر گرفته می شود. در روش غیرشرطی توزیع خسارت ها نرمال در نظر گرفته می شود و میانگین و واریانس آن به صورت

$$\hat{\mu}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ell_i, \quad \hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ell_i - \mu_t)^2.$$

براساس مشاهدات نمونه ای برآورد می شود. در روش شرطی، خسارت ها به صورت یک سری زمانی در نظر گرفته می شوند و به جای واریانس نمونه، از مدل  $GARCH(1,1)$  برای برآورد واریانس شرطی استفاده می شود (نگل و

<sup>۴</sup> Historical simulation

همکاران، ۲۰۱۰). واریانس در مدل  $GARCH(1,1)$  به صورت تابعی از توان دوم عامل تغییرات (خطا) دوره قبل  $\epsilon_{t-1}^2$  و واریانس شرطی دوره قبل  $\sigma_{t-1}^2$  به صورت

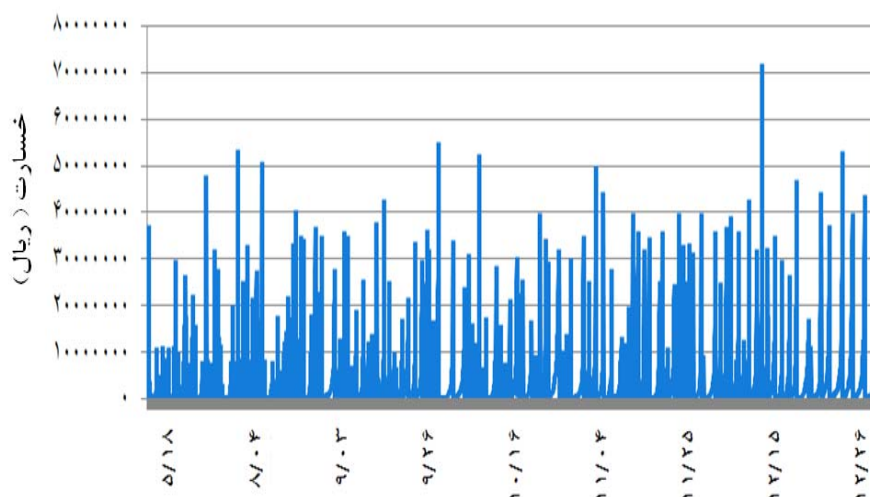
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad \alpha_1, \beta_1 > 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1. \quad (4)$$

تعریف می‌شود، که در آن  $\alpha_0$  مقدار ثابت،  $\alpha_1$  ضریب رگرسیونی نوسانات دوره قبل و  $\beta_1$  ضریب رگرسیونی واریانس آخرین دوره را نشان می‌دهند. بررسی‌های مختلف بر روی سری‌های مالی نشان می‌دهند که این مدل برای برازش داده‌های مالی بسیار مناسب است (دنیلسون و موری موتو، ۲۰۰۰ و انگل و همکاران، ۲۰۱۰). در این جا این مدل به دو صورت با خطاها نرمال و تی استیودنت در نظر گرفته شده است.

#### ۴ تحلیل داده‌ها

در این بررسی از ۵۰۰۰ خسارت روزانه ثبت شده بیمه مسئولیت شرکت بیمه ایران در سال ۱۳۸۸ استفاده شده است. ابتدا ماهیت توزیع خسارت‌ها بررسی می‌شود، سپس با استفاده از سه چارچوب متحرک، مقدار در معرض خطر در پنج سطح احتمال مختلف محاسبه و در نهایت برآوردهای حاصل از شش روش، مورد مقایسه قرار می‌گیرند. نمودار خسارت‌های روزانه بیمه مسئولیت شرکت بیمه ایران در سال ۱۳۸۸ در شکل ۱ نشان داده شده است. میانگین و واریانس به ترتیب برابر با  $107 \times 3/0308$  و  $107 \times 6/067$  ریال است. بالا بودن واریانس، نشان دهنده نوسان‌های بالای خسارت‌های روزانه است. بافت‌نگار خسارت‌های روزانه در شکل ۲ نشان دهنده دم کلفت بودن توزیع است. با توجه به نتایج آزمون نیکویی برازش توزیع نرمال در جدول ۱، ملاحظه می‌شود که این توزیع برازش خوبی بر داده‌ها ندارد. به علاوه آزمون نیکویی برازش توزیع نرمال به داده‌ها یا  $z$ -مقدار کمتر از ۰/۰۰۱ بیانگر غیر نرمال بودن داده‌ها است.

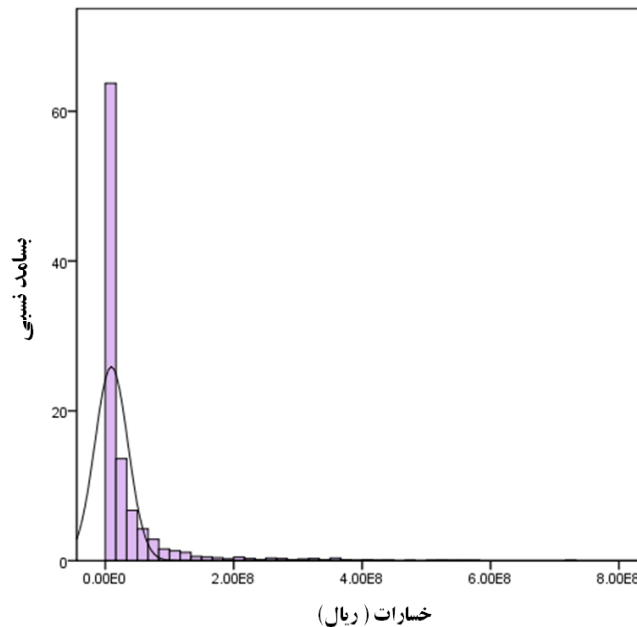
برآورد پارامترها برای مدل‌های  $GARCH(1,1)$  و  $GARCH(1,1)-t$  در جدول ۲ ارائه شده است.



شکل ۱: خسارت‌های روزانه بیمه مسئولیت شرکت بیمه ایران در سال ۱۳۸۸. محور افقی تاریخ ثبت خسارت و محور عمودی مقدار خسارت (ریال) است.

آزمون‌های خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی توان دوم، وجود نوسان‌های گروهی در میان خسارت‌ها را نشان می‌دهند. بنابراین مدل‌هایی مانند مدل GARCH باید برای برازش توزیع خسارت‌ها مورد استفاده قرار گیرند. برای اجرای روش نظریه مقدار کرانگینی مقدار حدی به صورتی تعیین شده است که حدوداً ۱٪ داده‌ها بالاتر از مقدار حدی قرار گیرند. این مقدار حدی متناظر با مقدار خسارت ۳۳۱۸۵۲۰۰۰ ریال است. برای تحلیل مقادیر کرانگین از بسته *EVIM* در نرم‌افزار *Matlab*، ارائه شده توسط جینکی و همکاران (۲۰۰۳)، استفاده شده است. نمودار میانگین مازاد<sup>۵</sup> برای خسارت‌های روزانه در شکل ۳ نشان داده شده است. با توجه به اینکه میانگین‌های مازاد کرانگین تنها مربوط به میانگین تعداد اندکی از خسارت‌ها هستند، این مقادیر می‌توانند باعث انحراف نمودار از شکل واقعی آن شوند. بنابراین به منظور بررسی روند نمودار میانگین مازاد، تعدادی از بزرگترین میانگین‌های اضافی حذف شده‌اند. شیب مثبت این نمودار نشان دهنده این است که خسارت‌ها

<sup>۵</sup> Mean excess plot



شکل ۲: بافت نگار و منحنی توزیع نرمال برازش شده بر خسارت‌های روزانه بیمه مسئولیت شرکت بیمه ایران.

از توزیع پارتو تعمیم‌یافته پیروی می‌کنند.

جدول ۳ برآورد ماکسیمم درست‌نمایی پارامترهای توزیع پارتو تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه برآورد پارامتر شکل مثبت است، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع خسارت‌ها دم کلفت است. نمودار Q-Q خسارت‌های روزانه بیمه مسئولیت در مقابل صدک توزیع پارتو تعمیم‌یافته با پارامتر شکل ۱۷٪ در شکل ۴ نشان داده شده است. آزمون نیکویی برازش یا  $z$ -مقدار ۴۲۸٪، بیانگر آن است که دنباله سمت راست توزیع خسارت‌های مازاد ۳۳۱۸۵۲۰۰۰ ریال، به خوبی با توزیع پارتو تعمیم‌یافته تقریب زده شده است. در مدل توزیع پارتو تعمیم‌یافته سازوار<sup>۶</sup>، پارامتر شکل با روش سازوار (واگنر، ۲۰۰۰) برآورد شده برابر با ۱۷۰۶٪ است. با توجه به این که این برآورد تفاوت چندانی با برآورد ماکسیمم درست‌نمایی ندارد، نتایج آزمون نیکویی برازش به دست آمده فوق را می‌توان به این مدل نیز تعمیم داد. برآورد مقدار

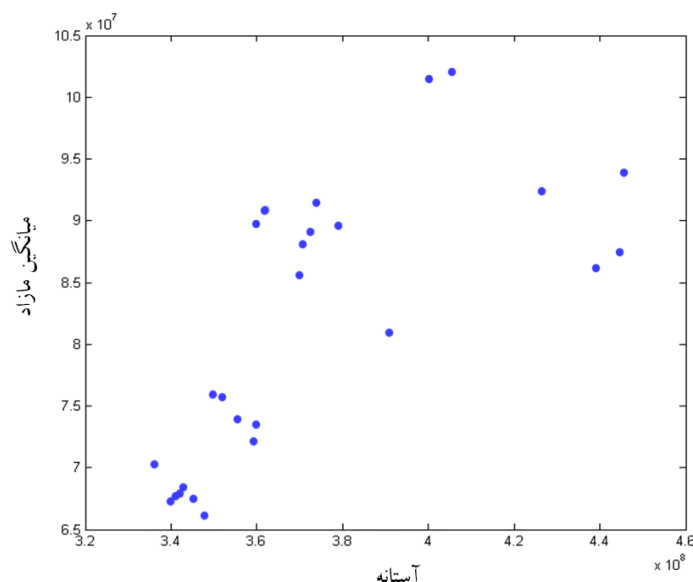
<sup>۶</sup> Adaptive generalized pareto distribution

جدول ۱: آماره‌های آزمون نیکویی برازش به روش برازش منحنی برای توزیع نرمال

| ضریب تعیین | ضریب تعیین تعدیل شده | حداقل مجموع مربعات | حد معنی‌داری |
|------------|----------------------|--------------------|--------------|
| ۰/۵۱۰۵     | ۰/۵۱۰۴               | $۴/۲۴ \times ۱۰^۷$ | ۰/۰۰۰        |

جدول ۲: برآورد پارامترهای مدل‌های GARCH(1,1) و GARCH(1,1)-t

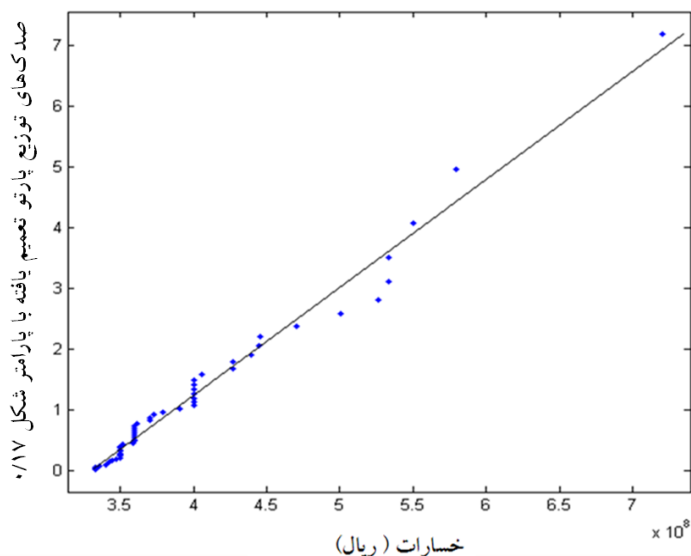
| مدل          | $\beta_1$               | $\alpha_1$ | $\alpha_0$               |
|--------------|-------------------------|------------|--------------------------|
| GARCH(1,1)   | ۰/۰۰۵۳                  | ۰/۹۹۴۷     | $۳/۶۸۰۲ \times ۱۰^{-۱۴}$ |
| GARCH(1,1)-t | $۶/۱۷۲۹ \times ۱۰^{-۴}$ | ۰/۹۹۹۴     | $۳/۶۸۰۲ \times ۱۰^{-۱۴}$ |



شکل ۳: نمودار میانگین مازاد برای مقادیر مازاد خسارت ۳۳۱۸۵۲۰۰۰ ریال. محور افقی مقدار خسارت و محور عمودی میانگین مازاد متناظر با آن است.

جدول ۳: پارامترهای توزیع پارتو تعمیم یافته برای خسارت‌های روزانه

| $u$       | $n_u$ | $\xi$  | $s.e$  | $\beta$  | $s.e$              |
|-----------|-------|--------|--------|----------|--------------------|
| ۳۳۱۸۵۲۰۰۰ | ۵۶    | ۰/۱۷۰۶ | ۰/۱۶۹۳ | ۵۴۲۰۶۱۷۲ | $۱۶۶۴ \times ۱۰^۷$ |



شکل ۴: نمودار خسارت‌های روزانه بیمه مسئولیت در مقابل صدک توزیع پارتو تعمیم یافته با پارامتر شکل ۰/۱۷.

در معرض خطر برای تمام مدل‌ها در پنج سطح اطمینان ۵، ۲/۵، ۱، ۰/۵ و ۰/۱ درصد محاسبه می‌شود. ابتدا سه چارچوب متحرک با اندازه‌های ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۵۰۰ در نظر گرفته، سپس مقدار در معرض خطر با استفاده از مشاهدات این چارچوب‌ها برآورد می‌شود. برای مثال، برای چارچوب با اندازه ۵۰۰، اولین روز تا ۵۰۰ امین روز را در نظر گرفته، سپس با روش مورد نظر برآورد برای روز ۵۰۱ ام به دست آورده شده است. در مرحله بعد بر اساس مشاهدات روزهای دوم تا ۵۰۱ ام، برآورد برای روز ۵۰۲ ام به دست می‌آید. در مرحله نهایی کارایی نسبی هر مدل با توجه به نسبت خطای مدل از تقسیم تعداد خسارت‌هایی که از برآورد محاسبه شده بزرگ‌تر هستند، بر تعداد کل برآوردها محاسبه می‌شود. نسبت خطای نزدیک‌تر به همان سطح اطمینان ترجیح داده می‌شود. جدول ۴ نسبت خطا را برای چارچوب با اندازه‌های مختلف نشان می‌دهد. اعداد درون پرانتز رتبه‌های مربوط به شش روش برای هر سطح احتمال هستند. نسبت خطای مورد انتظار برابر با همان سطح

احتمال است. نتایج نشان می‌دهند که برای چارچوب با ۵۰۰ مشاهده، روش واریانس-کوواریانس با توزیع نرمال و مدل  $GARCH(1,1)$  به جز در صدک ۰/۹۵ بدترین نتایج را دارند. در صدک ۰/۹۷۵ مدل پارتو تعمیم یافته سازوار بهترین نتیجه را با نسبت خطای ۲/۲۴ دارد. در صدک ۰/۹۹ روش شبیه سازی تاریخی بهترین نسبت خطا را دارد و در صدک ۰/۹۹۵ مدل پارتو تعمیم یافته بهترین مدل است. در صدک ۰/۹۹۹ نیز مدل  $GARCH(1,1)-t$  بهترین کارایی را دارد. در مجموع می توان نتیجه گرفت که مدل های پارتو تعمیم یافته و روش شبیه سازی تاریخی بهترین نسبت خطا را برای صدک های بالاتر از ۰/۹۷۵ داشته اند.

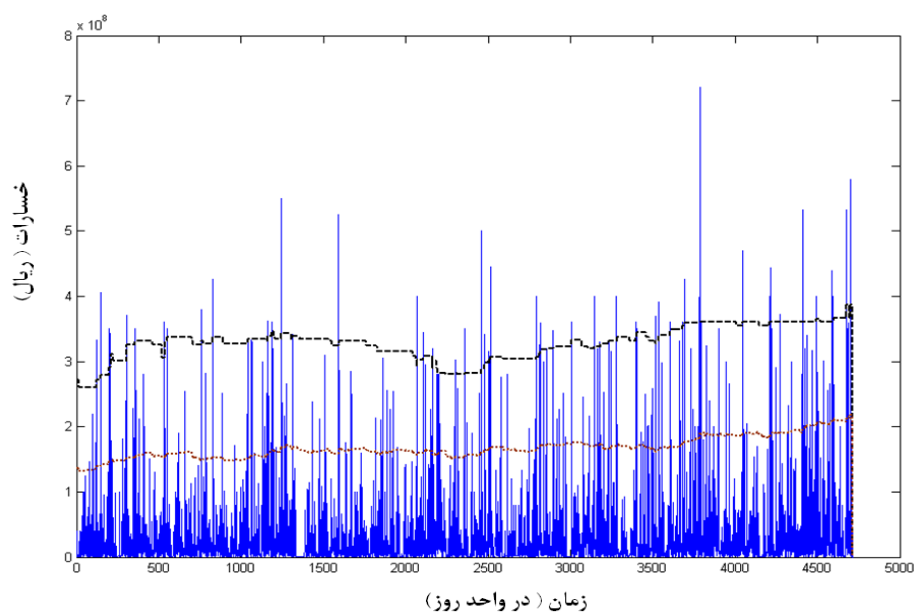
برای چارچوب ۱۰۰۰ مشاهده روش واریانس-کوواریانس و مدل  $GARCH(1,1)$  بدترین کارایی را برای صدک های بالاتر از ۰/۹۵ دارند. مدل پارتو تعمیم یافته سازوار بهترین نسبت خطا را برای صدک ۰/۹۷۵ ارائه می دهد. روش شبیه سازی تاریخی نیز بهترین نتیجه را در صدک ۰/۹۹ داراست. در صدک ۰/۹۹۵ مدل  $GARCH(1,1)-t$  بهترین نسبت خطا را نتیجه می دهد که بعد از آن مدل پارتو تعمیم یافته با تفاوت اندکی در رتبه دوم قرار می گیرد. در صدک ۰/۹۹۹ نیز، مدل پارتو تعمیم یافته سازوار و روش شبیه سازی تاریخی بهترین کارایی را دارند. برای چارچوب متحرک ۱۵۰۰ مشاهده روش واریانس-کوواریانس و مدل  $GARCH(1,1)$  همچنان بدترین نتایج را برای صدک های بالاتر از ۰/۹۵ ارائه می دهند. روش شبیه سازی تاریخی بهترین نتیجه را برای صدک های ۰/۹۷۵ و ۰/۹۹ نتیجه می دهد. در صدک ۰/۹۹۵ مدل پارتو تعمیم یافته سازوار بهترین کارایی را دارد. در صدک ۰/۹۹۹ نیز، روش شبیه سازی تاریخی و بعد از آن مدل های پارتو تعمیم یافته بهترین نسبت خطا را داشته اند. همچنین برآوردهای به دست آمده از مدل های توزیع پارتو تعمیم یافته در صدک ۰/۹۵، در چارچوب ۱۵۰۰ مشاهده، نسبت به دو چارچوب قبلی دقیق تر می باشند. بنابراین مدل ها، هر چه تعداد مشاهدات بیشتر باشد برآورد مقدار در معرض خطر در صدک های پایین تر دقیق تر خواهد بود.

برآوردهای حاصل از شش مدل در سطح اطمینان ۱٪ و با چارچوب متحرک ۱۰۰۰ مشاهده در شکل های ۵ تا ۷ نشان داده شده است. شکل ۵ برآورد مقدار در معرض خطر را با روش های واریانس-کوواریانس و شبیه سازی تاریخی نشان

۷۰ ..... کاربرد نظریه مقدار کرائگینی

می‌دهد. تمام این مدل‌ها برآوردهای نسبتاً پایداری را ارائه می‌دهند. همچنین می‌توان مشاهده کرد که روش واریانس-کوواریانس مقدار در معرض خطر را کم برآورد می‌کند. پیش‌بینی‌های ارزش در معرض خطر مدل‌های  $GARCH(1,1)$  و  $GARCH(1,1)-t$  در شکل ۶ نشان داده شده است. هر دو مدل برآوردهایی با نوسان‌های بالا را ارائه می‌دهند. در این شکل نیز مشاهده می‌شود که مدل  $GARCH(1,1)-t$  مقدار در معرض خطر را بیش برآورد می‌کند.

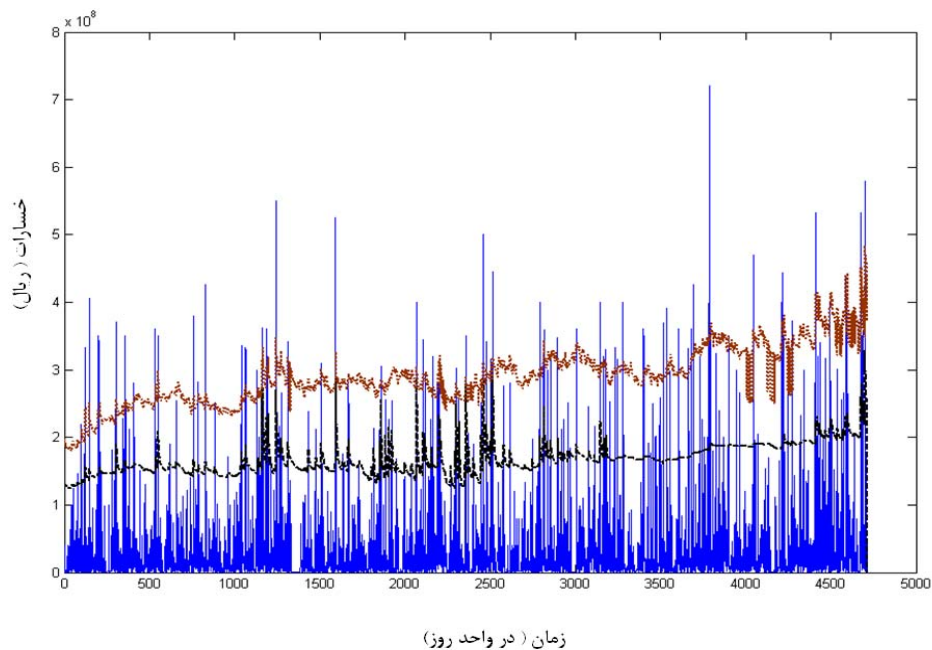
مقایسه مدل‌های  $GARCH(1,1)-t$  و پارتو تعمیم‌یافته در شکل ۷ نشان می‌دهد که مدل پارتو تعمیم‌یافته برآوردهای پایدارتری را ارائه می‌دهد.



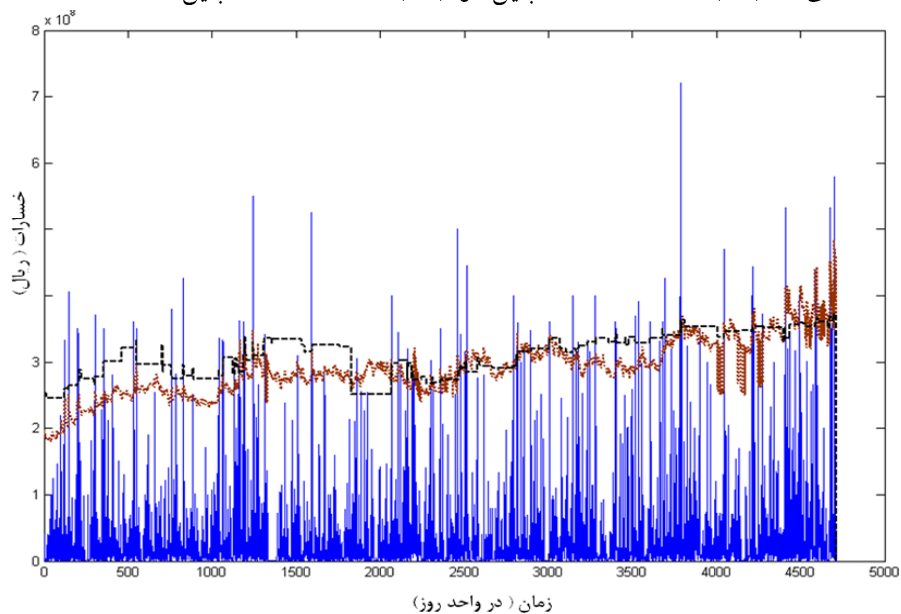
شکل ۵: خسارت‌های روزانه (خط)، برآورد مقدار در معرض خطر با روش واریانس-کوواریانس (نقطه چین) و روش شبیه‌سازی تاریخی (خط چین).

جدول ۴: نسبت خطا برای خسارت‌های روزانه در چارچوب متحرک ۵۰۰ مشاهده (به درصد)

[illegible]



شکل ۶: خسارت‌های روزانه (خط)، برآورد مقدار در معرض خطر با استفاده از مدل‌های  $GARCH(1,1)-t$  (نقطه چین) و  $GARCH(1,1)$  (خط چین).



شکل ۷: خسارت‌های روزانه (خط)، برآورد مقدار در معرض خطر با استفاده از مدل  $GARCH(1,1)-t$  (نقطه چین) و مدل پارتو تعمیم‌یافته (خط چین).

### بحث و نتیجه گیری

تحلیل مقادیر کرانگین نشان دهنده دم کلفت بودن توزیع خسارت‌ها است، که با استفاده از نظریه مقدار کرانگینی توزیع پارتو تعمیم یافته به خوبی به خسارت‌ها برازش داده شد. همچنین خود همبستگی و نوسانات گروهی در میان خسارت‌های روزانه دیده می‌شود. مقدار در معرض خطر برای خسارت‌های روزانه بیمه مسئولیت شرکت بیمه ایران با استفاده از شش مدل پارتو تعمیم یافته و پارتو تعمیم یافته سازوار،  $GARCH(1,1)$  و  $GARCH(1,1)-t$ ، روش شبیه سازی تاریخی و روش واریانس-کوواریانس با توزیع نرمال به دست آورده شد. نتایج نشان می‌دهند که از میان روش‌های پارامتری، مدل‌های پارتو تعمیم یافته کارایی بسیار خوبی برای برآورد مقدار در معرض خطر در صدک‌های بالا را دارند. مدل  $GARCH(1,1)-t$  نیز در مرتبه دوم قرار می‌گیرد. هر چند باید توجه کرد که این مدل مقدار در معرض خطر را بیش برآورد می‌کند. روش شبیه سازی تاریخی نیز به عنوان یک روش ناپارامتری برآوردهای دقیقی را ارائه می‌دهد. روش واریانس-کوواریانس با توزیع نرمال و مدل  $GARCH(1,1)$  در صدک‌های بالاتر از ۹۵٪ کارایی ضعیفی دارند و مقدار در معرض خطر را کم برآورد می‌کنند. به این نکته نیز باید توجه کرد که مدل‌های  $GARCH(1,1)$  برآوردهای با نوسانات بالاتری را نسبت به دیگر مدل‌ها ارائه می‌دهند، و این امر موجب می‌شود که اجرای این روش‌ها در عمل محدود شود. پیشنهاد می‌شود برای برآورد خسارت‌ها یا ریسک‌هایی که با احتمال کمتری اتفاق می‌افتند از روش‌هایی مانند روش نظریه مقدار کرانگینی استفاده شود. برای بررسی‌های بیشتر در این زمینه پیشنهاد می‌شود از روش‌های تعمیم یافته دیگری که براساس نظریه مقدار کرانگینی می‌باشند، مانند روش  $GARCH-EVT$  برای برآورد مقدار در معرض خطر استفاده شود.

### تقدیر و تشکر

نویسندگان از داوران محترم که با پیشنهادهای ارزنده خود موجب بهبود مقاله گردیدند، کمال تشکر و سپاس‌گزاری را دارند.

## مراجع

محمودیان، ب. و گل‌علی‌زاده، م. (۱۳۸۸)، تحلیل بیزی مقادیر کرانگین با استفاده از اسپلاین در مدل آمیخته تعمیم‌یافته، مجله علوم آماری، جلد ۳، شماره ۱، ۹۵-۱۰۹.

مصطفایی، ح. و صفایی، م. (۱۳۸۸)، مقایسه مدل‌های اتورگرسیون تبدیلی مارکف و آستانه‌ای خود متحرک برای نوسان‌های نرخ ارز ایران، مجله علوم آماری، جلد ۳، شماره ۲، ۱۷۳-۱۸۴.

Balkema, A., L. de Haan, (1974), Residual Lifetime at Great Age, *Annals of Probability*, **2**, 792-804.

Basel, (1996), Overview of the Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risk, *Basel Committee on Banking Supervision*, Basel.

Brodin, E., (2008), Extreme Value Theory in Finance, *Encyclopedia of Quantitative Risk and Assessment*, **1**, 431-445.

Danielsson, J., Morimoto, J. (2000), Forecasting Extreme Financial Risk: a Critical Analysis of Practical Methods for the Japanese Market, *Monetary Economic Studies*, **12**, 25-48.

Dowd, K., (2002), *An Introduction to Market Risk Measurement*, Wiley, Chichester.

Embrechts, P., (2000), Extreme Value Theory: Potentials and Limitations as an Integrated Risk Management Tool, *Derivatives Use, Trading and Regulation*, **6**, 449-456.

- Embrechts, P., Resnick, S., Samorodnitsky, G., (1999). Extreme Value Theory as a Risk Management Tool, *North American Actuarial Journal*, **3**, 30-41.
- Engle, R. F., Watson, M., Bollerslev, T., Russell, J., (2010), *Volatility and Time Series Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Gencay, R., F. Selcuk, (2004), Extreme Value Theory and Value-at-Risk: Relative Performance in Emerging Markets, *International Journal of Forecasting*, **20**, 287-303.
- Gencay, R., F. Selcuk, A. Uluglyagc, (2003), EVIM: a Software Package for Extreme Value Analysis in Matlab, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, **5**, 213-239.
- Gencay, R., Selcuk, F., Uluglyagc, A., (2003), High Volatility, Thick Tails and Extreme Value Theory in Value-at-Risk Estimations, *Insurance: Mathematics and Economics*, **33**, 337-356.
- McNeil, A., (1999), Extreme Value Theory for Risk Manager, *International Modeling and CAD*, **2**, 93-118.
- McNeil, A., (1997), Estimating the Tails of Loss Severity Distributions Using Extreme Value Theory, *ASTIN Bulletin*, **27**, 1117-1137.
- McNeil, A., Frey, R., (2000), Estimation of Tail-Related risk Measures for Heteroscedastic Financial Time Series: an Extreme Value Approach, *Empirical Finance*, **7**, 271-300.
- Nelson, D.B., (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach, *Econometrica*, **59**, 347-370.

Pickands, J., (1975), Statistical Inference Using Extreme Order Statistics,  
*Annals of Statistics*, **3**, 119-131.

Reiss, R., M. Thomas, (1997), *Statistical Analysis of Extreme Values:  
With Application to Insurance, Finance, Hydrology and Other Fields*,  
Birkhauser Verlag, Berlin.

Saita, F., (2007), *Value at Risk and Bank Capital Management*, Elsevier,  
Burlington.

Wagner, N., (2000), On Adaptive Tail Index Estimation for Financial Re-  
turn Models, *Research Program in Finance, Working Paper RPF-295*,  
UC Berkeley.

## The Application of Extreme Value Theory in Value at Risk Estimation: The Case of Liability Insurance Claims in Iran Insurance Company

Mahdavi, G. and Majedi, Z.

ECO College of Insurance, Allame Tabatabaie University, Tehran, Iran.

**Abstract:** In the insurance industry, determining the appropriate amount of capital to hold in order to cover the unexpected future losses and also protect policyholders is very crucial. Providing a general risk indicator such as VaR is essential for investors to manage the risk in a financial institution. In this study the performance of the extreme value theory in value-at-risk calculations is compared to the performances of GARCH(1,1) and GARCH(1,1)-t, historical simulation and Variance-Covariance models. The GARCH(1,1) and GARCH(1,1)-t models lead to highly volatile quantile forecasts, while historical simulation, Variance-Covariance, adaptive and non-adaptive generalized Pareto distribution models provide more stable quantile forecasts. In general GARCH(1,1)-t, generalized Pareto distribution models and historical simulation are preferable for most quantiles.

**Keywords:** Value-at-risk , Extreme value theory, GARCH model, Historical simulation, Variance- Covariance.

**Mathematics Subject Classification (2010):** 62G32; 62F40; 62M10