فصلنامه صنعت بیمه/سال بیست و پنجم/شماره ۳/پاییز ۱۳۸۹/شماره مسلسل ۹۹/صفحات ۲۹ تا ۴۴
Archive of SID

احتمال بقای مشترک بهینه در قراردادهای اتکایی مازاد خسارت

دکتر محمدرضا صالحی‌راد [۱]
دکتر آتوسا گودرزی [۲]
زهرا قاسمی وانانی [۳]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۰۷/۲۵
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۰۹/۱۵

چکیده

اگر تنها وجود یک صنعت جهت حفظ تعادل در بازار جهانی ضروری باشد، می‌توان ادعا نمود که آن، صنعت بیمه است. صنعت بیمه، بدون همیاری صنعت بیمه اتکایی قادر به انجام وظیفه‌اش نخواهد بود. اکثر تحقیقات انجام‌گرفته در زمینه بیمه اتکایی تنها با درنظرگرفتن منافع شرکت بیمه‌گر اصلی بوده و منافع شرکت بیمه‌گر اتکایی کمتر مورد توجه بوده است. در این مقاله با درنظرگرفتن فرض‌های غیرنزولی‌بودن تابع حق‌بیمه، پواسون‌بودن رخدادها (وقوع خسارت‌ها)، پیوستگی میزان خسارت‌ها که دارای هر توزیع پیوسته‌اند، تابعی صریح را جهت محاسبه احتمال بقای مشترک شرکت بیمه واگذارنده (بیمه‌گر اصلی) و شرکت بیمه‌گر اتکایی، تا زمان مشخص X محاسبه می‌کنیم و باتوجه به آن مقدار سهم نگهداری بهینه، سقف مسئولیت بیمه‌گر اتکایی و نحوه تقسیم حق‌بیمه را محاسبه می‌کنیم. این مسئله به‌صورت عددی نشان داده می‌شود و جهت آزمون مدل از داده‌های شرکت بیمه ایران استفاده می‌کنیم.

واژگان کلیدی: *بیمه اتکایی مازاد خسارت، احتمال عدم‌ورشکستگی، چند جمله‌ای اپیل، احتمال بقای مشترک بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی، ب-اسپلین*

---

۱. عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد (Email: Salehirad@ Atu.ac.ir)
۲. عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکدهٔ بیمه اکو (Email: Goodarzi@Eco.ac.ir)
۳. کارشناس‌ارشد اکچوئری، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده بیمه اکو (نویسنده مسئول)
(Email: Ghasemistudent@ Yahoo.com)

www.SID.ir

Archive of SID

۱. طرح مسئله

باوجود اهمیت بیمه اتکایی در صنعت بیمه، اکثر فعالیت‌ها در شاخه بیمه اتکایی تنها با درنظرداشتن ترجیحات بیمه‌گر اصلی صورت گرفته است. در یک قرارداد بیمه اتکایی، دو طرف قرارداد نقش مهمی ایفا می‌کنند و اگر ترجیحات هر دو طرف بررسی شود به مدلی برای قرارداد اتکایی دست می‌یابیم که همه پارامترهای آن به‌صورت علمی و حساب‌شده به‌دست‌آمده‌اند.

در این پژوهش یک پرتفوی بیمه را بررسی می‌کنیم که در آن بیمه‌گر اصلی مایل است پرتفو را به‌وسیله یک قرارداد اتکایی مازاد خسارت تحت پوشش بیمه اتکایی قرار دهد؛ به‌طوری‌که سهم نگهداری، M و سقف مسئولیت بیمه‌گر اتکایی L است و همچنین $M \geq ۰$ و $L \geq M$ است. به‌عبارتی بیمه‌گر اصلی بخشی از هر ادعای خسارت را متقبل خواهد شد که برابر با $m = L - M$ است. در این قسمت برخی مقیاس‌های اندازه‌گیری ریسک با این فرض که دو شرکت بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی هر دو تا زمان مشخص x بقاء یافته‌اند، معرفی خواهد شد. فرض‌کنید $T^C = \inf\{t: t > ۰; R_\tau^c < ۰\}$ و $T^r = \inf\{t: t > ۰, R_\tau^r < ۰\}$ به‌ترتیب زمان ورشکستگی شرکت بیمه‌گر اصلی و شرکت بیمه‌گر اتکایی است.

واضح است دو رخداد بقای شرکت بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی تا زمان X، یعنی $(T^c > X)$ و $(T^r > X)$ به یکدیگر وابسته‌اند. چنانکه فرآیند ریسک R_τ^c و R_τ^r به واسطه وقوع خسارت‌ها و میزان خسارت یعنی $w_i (i = ۱,۲,...)$ وابسته است. باتوجه به تعریف ریسک می‌دانیم که $R_t^c = h_c(t) - Y_{N_t}^c$ و $R_\tau^r = h_r(t) - Y_{N_t}^r$ بنابراین اگر احتمال بقای مشترک $P(T^c > X, T^r > X)$ را به‌عنوان ریسکی که دو طرف پذیرفته و به‌صورت مشترک تحمل می‌کنند، بررسی کنیم، مفهوم کاملاً معنادار خواهد بود.

به‌منظور بررسی احتمال بقای مشترک، دو مسئله بهینه‌سازی را مطرح می‌کنیم:

www.SID.ir

Archive of SID

– **مسئله ۱:** دراین‌حالت فرض می‌کنیم مقادیر سهم نگهداری (M) و سقف مسئولیت (L) به‌وسیله شرایط بازار، ریسک‌گریزبودن شرکت بیمه‌گر اصلی و مشورت با بیمه‌گر اتکایی معین شده‌اند. حال قصد داریم نحوه تقسیم بهینه حق‌بیمه، $h(t)$، بین دو طرف قرارداد را طوری تعیین کنیم که احتمال بقای مشترک شرکت‌های بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی تا زمان مشخص X، ماکزیمم شود. به‌عبارت‌دیگر برای مقادیر مشخص M، L و $h(t)$ این معادله را حل می‌کنیم:

$$\max \quad P(T^C > X, T^r > X)$$
$$h_C(\tau)$$
$$h(\tau)=h_C(\tau)+h_r(\tau)$$

بنابراین ابتدا باید احتمال بقای مشترک محاسبه شود که در قضیه ۱ انجام می‌شود.

– **قضیه ۱:** احتمال بقای مشترک شرکت بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی تا زمان مشخص X در یک قرارداد اتکایی مازاد خسارت با مقادیر سهم نگهداری و سقف مسئولیت مشخص برابر است با:

$$P(T^C > X,\ T^r > X) = e^{-\lambda x} \times (1 + \sum_{k=1}^{\infty} \lambda^k \int_0^{h(x)} \int_0^{h(x)-w_1} \dots$$
$$\int_0^{h(x)-w_1-\dots-w_{k-1}} A_k(x;\tilde{\nu}_1,\dots,\tilde{\nu}_k)(w_1,\dots,w_k)\, dw_k \dots dw_2 w_1 \qquad (1)$$

که

$$\tilde{\nu}_j = \min(\tilde{z}_j, x),\ \ \tilde{z}_j = \max(h_C^{-1}(y_j^C), h_r^{-1}(y_j^r)),$$
$$y_j^C = \sum_{i=1}^{j} w_i^C,\ y_j^r = \sum_{i=1}^{j} w_i^r,\ \ j = 1,\dots,k,$$
$$w_i^C = \min(w_v, M) + \max(0, w_i - L),$$
$$w_i^C = \min(w_i - M) + \max(0, w_i - L),\ w_i^r = \min(L-M, \max(0, w_i - M))$$

و $A_k(x;\tilde{\nu}_1,\dots,\tilde{\nu}_k)$ $(k = 1,2,\dots)$ چند جمله‌ای کلاسیک اپل از درجه k است که به‌این‌صورت تعریف می‌شود:

$$A_0(x)=1,\ A_k(x)=A_{k-1}(x),\ A_k(\tilde{\nu}) = 0$$

www.SID.ir

Archive of SID

به‌وضوح این تئوری، رابطه روشنی بین احتمال بقای مشترک $P(T^C > x, T^r > x)$ و کلاس چند جمله‌ای اپل را نشان می‌دهد[۱] (Kaz'min, 2002).

– **مسئله ۲:** دراین‌حالت شرکت بیمه‌گر اصلی مایل است مقدار مشخص $h_C(t)$ از مجموع مقادیر حق‌بیمه $(h(t))$ را تصاحب کند و سپس با تعیین مقادیر سهم نگهداری و سقف مسئولیت، مقدار بهینه ریسکی که به‌منظور ماکزیمم عنوان احتمال بقای مشترک نیاز به تقبل آن است را مشخص می‌کند. به‌عبارت‌دیگر برای مقادیر ثابت $h(t)$، $h_C(t)$ و $h_r(t)$ به‌طوری‌که $h(t) = h_C(t) + h_r(t)$ این معادله را حل می‌کنیم:

$$\max_{L,M} P(T^c > x, T^r > x)$$

بنابراین ابتدا باید احتمال بقای مشترک محاسبه شود که در قضیه ۲ انجام می‌شود.

– **قضیه ۲:** احتمال بقای مشترک شرکت بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی تا زمان مشخص x در یک قرارداد اتکایی مازاد خسارت با مقدار معلوم حق‌بیمه اتکایی برابر است با:

$$P(T^C > x, T^r > x) = e^{-\lambda x}\left(\sum_{k=1}^{\infty}\int_0^{h(x)}\int_0^{h(x)-w_1}\cdots \qquad (۲)\right.$$

$$\left.\int_0^{h(x)-w_1-\ldots-w_{k-2}}\int_{h(x)-w_1-\ldots-w_{k-1}}^{\infty} B_i(\tilde{z}_1,\ldots,\tilde{z}_{i-1},x)\times\psi(w_1,\ldots,w_k)dw_k dw_{k-1}\ldots dw_2 dw_1\right),$$

$$B_i(\tilde{z}_1,\ldots,\tilde{z}_{i-1},x)=\sum_{j=0}^{i-1}(-\lambda)^j b_j(\tilde{z}_1,\ldots,\tilde{z}_j)\left(\sum_{m=0}^{i-j-1}\frac{(\lambda x)^m}{m!}\right)$$

که

$$B_0(0)\equiv 0, B_1(0)=1$$

---

۱. برای مشاهده اثبات قضیه ر.ک:

Karlin & Taylor, 1981; kaishev & Dimitrova, 2006; kaishev & Dimitrova, 2003; Ignatov et al, 2004

www.SID.ir

Archive of SID

$$b_j(\tilde{z}_1,...,\tilde{z}_j)=\sum_{i=1}^{j}(-1)^{j+i}\frac{\tilde{z}_j^{j-i+1}}{(j-i+1)}b_{i-1}(\tilde{z}_1,...,\tilde{z}_{i-1}),\quad b_0\equiv 1,$$ و

و l چنان تعیین می‌شود که $\tilde{z}_1\le...\le\tilde{z}_{i-1}\le x<\tilde{z}_i$، $\psi(w_1,...,w_k)$ و $\tilde{z}_j$ نیز در قضیه ۱ تعریف شدند.[1] برای دو حالت مسئله مورد بررسی، دو احتمال بقای مشترک متفاوت حاصل شد. در حالت اول مقادیر M، L و $h(t)$ ثابت و مقدار $h_C(t)$ و $h_r(t)$ متغیر است. دراین‌حالت احتمال بقای مشترک تابعی از چند جمله‌ای اپل بوده و تابع اپل نیز تابع C_r (نرخ حق‌بیمه) است و ما می‌توانیم مقدار ماکزیمم تابع احتمال بقای مشترک را نسبت‌به C_r محاسبه کنیم.

در حالت دوم $h_C(t)$ ثابت بوده ولی M و L متغیرند. دراین‌حالت احتمال بقای مشترک تابعی از ب–اسپلین بوده و ب–اسپلین تابعی از M و L است و ما می‌توانیم ماکزیمم احتمال بقای مشترک را نسبت‌به M و L به‌دست‌آوریم. در فصل بعد احتمال بقای مشترک بهینه را محاسبه خواهیم کرد.

۲. مورد مطالعه: قرارداد بیمه اتکایی در رشته آتش‌سوزی در شرکت بیمه ایران

در قسمت قبل، تابعی صریح برای احتمال بقای مشترک به‌دست‌آمد؛ در این قسمت قصد داریم قرارداد اتکایی مازاد خسارت در رشته آتش‌سوزی در شرکت بیمه ایران را به‌صورت عددی به‌طورملموس مشاهده کنیم.

۲-۱. تابع حق‌بیمه

در شرکت بیمه ایران در قراردادهای مازاد خسارت، میزان حق‌بیمه غالباً به‌صورت حداقل و ذخیره[2] است. در این نوع حق‌بیمه، شرکت بیمه‌گر اصلی حداقل مقدار حق‌بیمه‌ای را پرداخت می‌کند که برابر با حاصل‌ضرب برآورد حق‌بیمه در سال آینده

---

۱. جهت مشاهده اثبات قضیه ر.ک:

Ignatov & kaishev, 2000; lgnatov et al, 2001; lgnatov et al, 2004

2. Minimum and Deposit (M&D)

www.SID.ir

Archive of SID

از همان پرتفو (درآمد حق‌بیمه مورد انتظار)[1] در نرخ پرداخت حق‌بیمه اتکایی است. در انتهای بازه زمانی قرارداد اگر میزان EPI کمتر از درآمد واقعی در دوره قرارداد بود، شرکت بیمه‌گر اصلی موظف است میزان کسری را با همان نرخ حق‌بیمه پرداخت نماید. اما درصورتی‌که EPI بیشتر از میزان درآمد واقعی در دوره قرارداد برآورد شده باشد، شرکت بیمه‌گر اتکایی هیچ‌گونه مسئولیتی در قبال عودت‌دادن اضافه پرداخت ندارد.

در شرکت بیمه ایران میزان حق‌بیمه اتکایی به‌صورت $h_r(x)=EPI*C_r$ محاسبه می‌شود. C_r نرخ حق‌بیمه اتکایی است؛ به‌عبارت‌دیگر مبلغی است که برای جبران خسارتی به مبلغ ۱ ریال لازم است. باتوجه به تابع حق‌بیمه اتکایی می‌توان ادعا نمود $h_r(t) = h(t) * C_r$ میزان کل حق‌بیمه اتکایی تا زمان t است. وقتی که $h(t)$، کل حق‌بیمه دریافتی تا زمان t است.

کاملاً واضح است که $h_r(t)$ تابعی صعودی و گسسته است. به‌منظور محاسبه تابع معکوس درآمد حق‌بیمه، تابع تجمعی درآمد حق‌بیمه را با تابع تجمعی خسارات مقایسه می‌کنیم.

۲-۲. برآورد تابع توزیع زمان بین رخدادها

به‌منظور برآورد تابع توزیع زمان بین رخدادها، زمان‌های بین هر دو رخداد خسارت را محاسبه کرده و سپس یک تابع توزیع احتمال به کمک نرم‌افزار SPSS به آن برازش می‌دهیم. مطابقت توزیع برآوردشده با اعداد مشاهده‌شده در نمودار احتمال- احتمال به‌صورت عینی قابل مشاهده است. درصورتی‌که تابع توزیع تجمعی برآوردشده به‌خوبی تابع توزیع تجمعی مشاهده را تخمین بزند، تمامی نقاط نمودار روی یک خط مستقیم قرار خواهند گرفت.

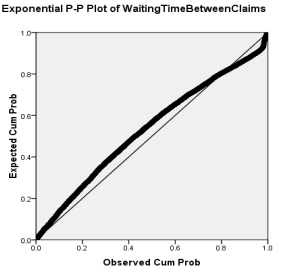
1. Estimated Probable Income (EPI)

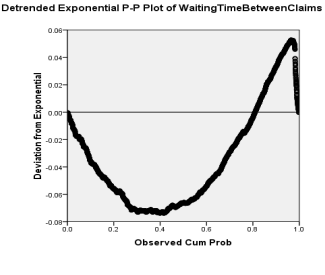
www.SID.ir

Archive of SID

همان‌گونه‌که مورد انتظار بود و در نمودار ۱ نیز قابل مشاهده است، زمان انتظار دارای توزیع نمایی است. پارامتر این توزیع x = ۳۳۲۶ یا به‌عبارتی تقریباً ۹ وقوع خسارت در هر روز است.

نمودار۱. چپ: مقایسه احتمال تجمعی مورد انتظار و احتمال تجمعی مشاهده‌شده زمان وقوع خسارات، راست: انحراف از نمایی





۳-۲. برآورد تابع توزیع خسارت‌ها

به‌منظور برآورد تابع توزیع احتمال خسارت‌ها، تابع توزیع احتمالی به پرتفوی خسارت بدون درنظرگرفتن میزان نرخ حق‌بیمه‌ها را برازش می‌کنیم. بنابراین تابع توزیع احتمال برآوردشده برای تمامی خسارت‌ها بدون درنظرگرفتن میزان نرخ حق‌بیمه آنهاست. به‌نظرمی‌رسد تقسیم یک پرتفوی خسارت به خسارت‌هایی با نرخ‌های حق‌بیمه یکسان مفید است ولی این دسته‌بندی در بررسی شرکت بیمه ایران مؤثر نیست.

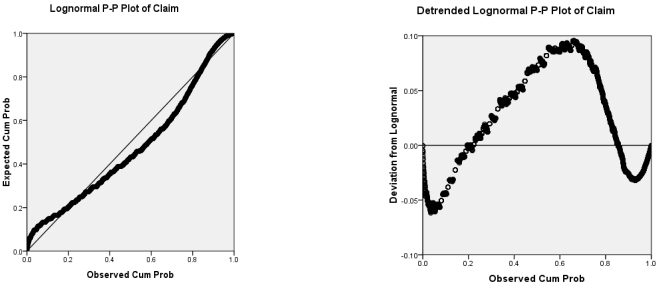
براساس اینکه رخداد خسارت‌ها مستقل از یکدیگر است، تابع توزیع احتمال مشترک خسارت‌ها برابر با حاصل‌ضرب تابع توزیع احتمال تک‌تک خسارت‌هاست. در بررسی بیمه آتش‌سوزی شرکت بیمه ایران، خسارت‌ها دارای توزیع لگ‌نرمال با پارامترهای[۱] Mean= ۰/۰۲۳۵ و Variance= ۱/۵۸۵ است. تابع توزیع تجمعی و انحراف از لگ‌نرمال خسارت‌ها در نمودار ۲ آمده است.

۱. در این مقاله واحد پول ۱۰ میلیون تومان است. برای مثال ۲ برابر با ۲۰/۰۰۰/۰۰۰ تومان است.

www.SID.ir

Archive of SID

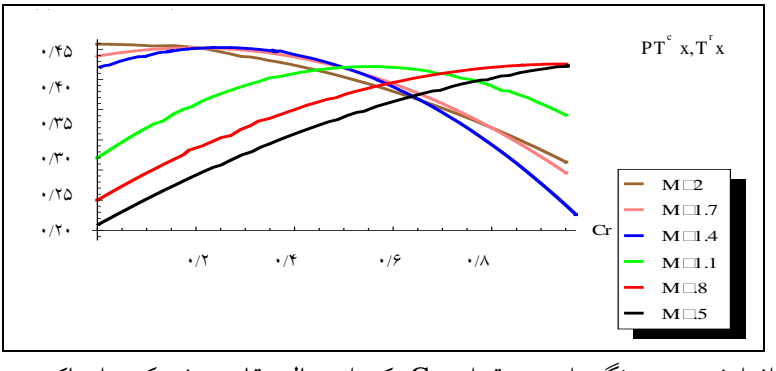
نمودار ۲. چپ: مقایسه احتمال تجمعی مورد انتظار و احتمال تجمعی مشاهده شده خسارت‌ها. راست: انحراف از لگ‌نرمال



– **مسئله ۱:** فرض نموده‌ایم که L و M، مقادیر مشخص و ثابتی دارند، سپس احتمال بقای مشترک بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی در پرتفوی آتش‌سوزی با نرخ‌های متفاوت حق‌بیمه را محاسبه نمودیم. حال C_rای را مشخص می‌کنیم که مقدار احتمال بقای مشترک را ماکزیمم می‌کند.

نمودار۳. خسارات دارای توزیع لگ‌نرمال‌اند (Variance=۰/۰۲۳۵, Mean=۱/۵۸۵)،

λ=۳۳۲۶, L= ۱۰۰, h(x)= ۲۷۱۵۲, u=۰, x=۳



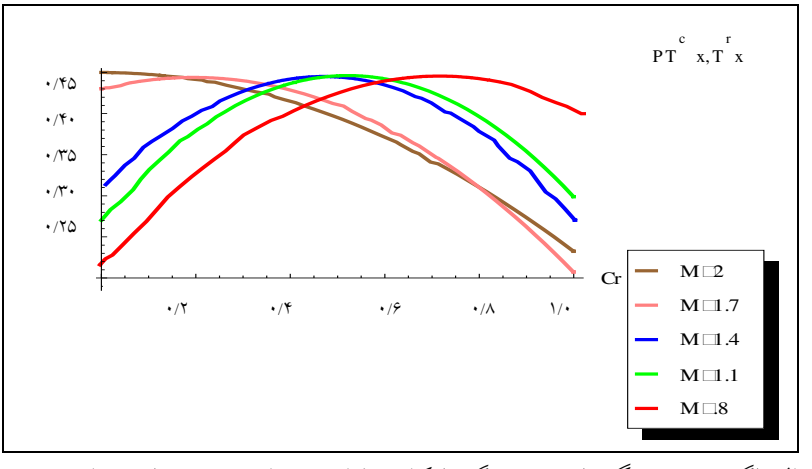
با افزایش سهم نگهداری، مقدار C_r که احتمال بقای مشترک را ماکزیمم می‌کند، کاهش می‌یابد (نمودار۳). کاملاً واضح است هنگامی که سهم نگهداری بیمه‌گر اصلی افزایش می‌یابد، میزان ریسک منتقل‌شده به بیمه‌گر اتکایی کم می‌شود و در نتیجه نرخ حق‌بیمه اتکایی نیز کاهش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر هنگامی که سهم نگهداری کاهش می‌یابد، C_r افزایش می‌یابد.

www.SID.ir

Archive of SID

زمانی که M= ۲ است، C_r =۰/۰۴ احتمال بقای مشترک را با مقدار P =۰/۴۵ ماکزیمم می‌کند. زمانی که M=۰/۵ است، C_r =۰/۹۵ احتمال بقای مشترک را با مقدار P =۰/۴۱ ماکزیمم می‌کند.

نمودار۴. خسارات دارای توزیع لگ‌نرمال‌اند (Mean =۰/۰۲۳۵, Variance =۱/۵۸۵)،
L= ۰/۵, h(x)= ۲۷۱۵۲, u=۰, x=۳



حال اگر سقف نگهداری بیمه‌گر اتکایی کاهش یافته و مقدار متناهی و به‌نسبت کوچک L = ۵ را بپذیرد، احتمال بقای مشترک بررسی می‌شود.

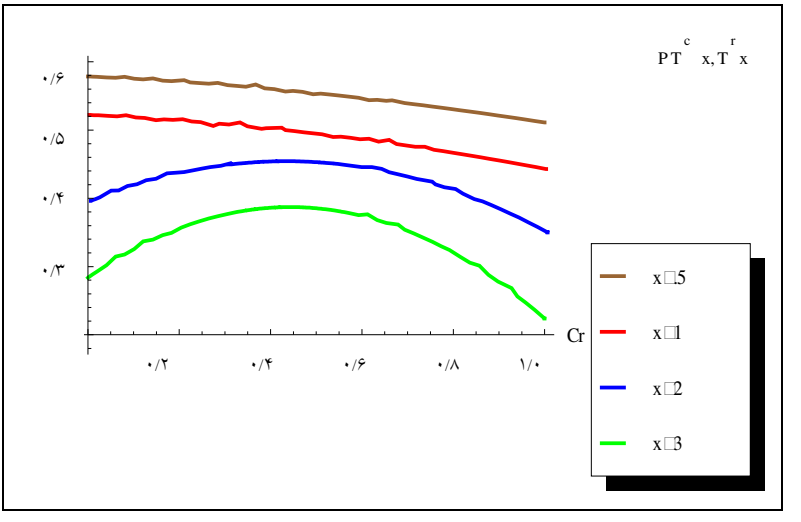
زمانی که m=L-M کاهش یا M افزایش یابد، C_r کاهش خواهد یافت (نمودار۴). با مقایسه نمودار ۴ با نمودار ۳ مشاهده می‌کنیم C_r در تصویر ۴ به سمت چپ جهش کرده است. این رخداد بدین معنی است که با کاهش سقف نگهداری بیمه‌گر اتکایی، C_r که احتمال بقای مشترک را ماکزیمم کرده، افزایش خواهد یافت. حال قصد داریم تأثیر بازه زمانی بر احتمال بقای مشترک را مشاهده کنیم. دراین‌حالت مقادیرM و L مشخص و ثابت‌اند ولی بازه زمانی x، متغیر است.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار۵. خسارات، توزیع لگ نرمال دارند (Mean=۰/۰۲۳۵, Variance=۱/۵۸۵)، m=L – M

h(x)= ۲۷۱۵۲, x=۳, u=۰, λ=۳۳۲۶, C_r = ۰/۲



هنگامی که بازه زمانی طولانی‌تر می‌شود، تعداد خسارات بیشتری رخ خواهد داد؛ بنابراین احتمال ورشکستگی افزایش یافته و یا به عبارتی احتمال بقای مشترک کاهش می‌یابد.

باتوجه به نمودار۵، به‌نظرمی‌رسد برای بازه‌های زمانی کوتاه‌تر، احتمال بقای مشترک بیشتر با نرخ حق‌بیمه کمتر خواهیم داشت.

– **مسئله ۲:** فرض نموده‌ایم که مقدار $h(t)$, $h_r(t)$ و $h_c(t)$ مقادیر مشخص و ثابتی‌اند یا به‌عبارتی بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی در مورد نحوه تقسیم حق‌بیمه توافق داشته ولی مقادیر M و L هنوز مشخص نشده‌اند. اگر مقدار سهم نگهداری در بازه (۲ و ۰) و مقدار سقف نگهداری در بازه (۴و۲) تغییر کند؛ سؤال مهم این است که بهترین حالت ترکیب این متغیرها که احتمال بقای مشترک را ماکزیمم می‌کند، چیست؟

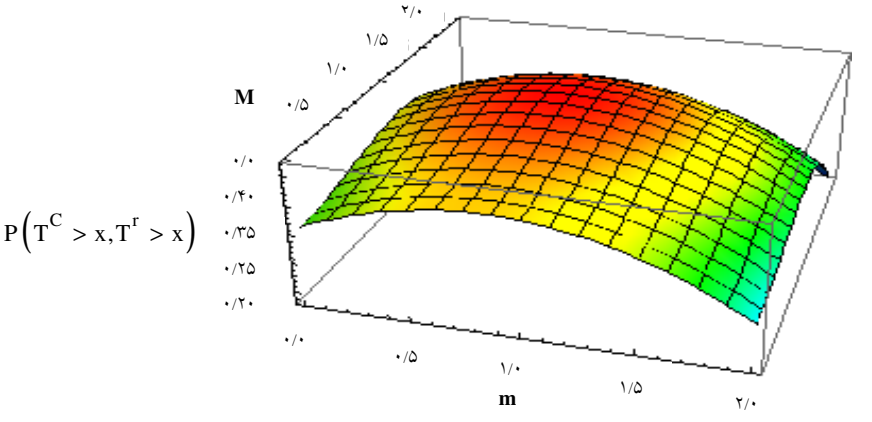
می‌دانیم که $h_r(x)=h(x)*C_r$ و $h(x)=$ ۲۷۱۵۲ و $C_r = ۰/۲$ بنابراین $h_r(x)=$ ۵۴۳۰/۴ و $h_c(x) = ۲۱۷۲۱/۶$ خواهند بود.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار۶. خسارات، توزیع لگ‌نرمال دارند (Mean =۰/۰۲۳۵, Variance =۱/۵۸۵)، m=L-M

$h(x)= ۲۷۱۵۲, x=۳, u= ۰, \lambda=۳۳۲۶ ,C_r = ۰/۲$



باتوجه به نحوه تقسیم حق‌بیمه‌ها، نقطه ماکزیمم احتمال بقای مشترک زمانی است که $m = ۰/۸۳۴۶۷۳$ و $M = ۱/۱۴۰۷۸$ و برابر با $P = ۰/۴۱۵۴۶۸$ است (نمودار۶).

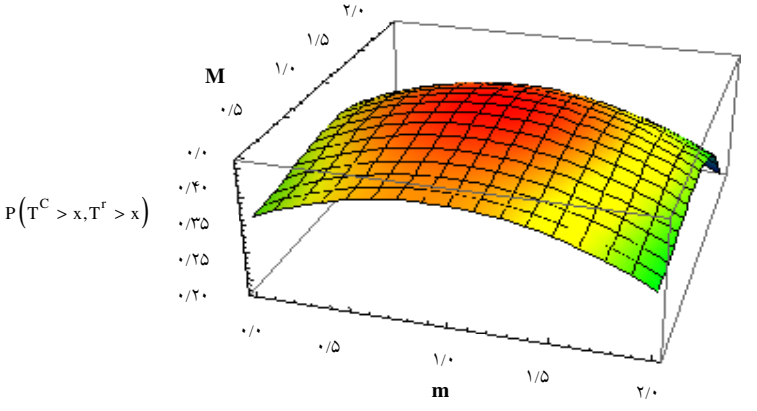
حال اگر نرخ حق‌بیمه اتکایی افزایش یافته و به $C_r = ۰/۳$ تغییر کند، $h_r(x)=۰/۳\times ۲۷۱۵۲ = ۸۱۴۵/۶$ و $h_C(x)=۱۹۰۰۶/۴$ خواهند بود. مشاهده می‌کنیم در این حالت نقطه ماکزیمم احتمال بقای مشترک در $m = ۰/۹۱۶۲۶$ و $m = ۱/۰۲۲۸۳۸$ و برابر با $P = ۰/۴۰۹۳۵۱$ است. همان‌طورکه انتظار داشتیم با افزایش نرخ حق‌بیمه، میزان تعهد بیمه‌گر اتکایی نیز افزایش یافته و در نتیجه m افزایش و M کاهش می‌یابند (نمودار۷).

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار۷. خسارات، توزیع لگ‌نرمال‌دارند(Mean =۰/۰۲۳۵ , Variance =۱/۵۸۵)، m=L-M ،

$h(x)= ۲۷۱۵۲, x=۳, u=۰, \lambda=۳۳۲۶, C_r = ۰/۳$



در این فصل کابرد روش جدید بررسی قراردادهای بیمه اتکایی را با درنظرگرفتن هر دو طرف آن قرارداد و نه تنها بیمه‌گر اصلی بررسی می‌کنیم. در قرارداد مورد بررسی در شرکت بیمه ایران هنگامی که ترجیحات دو طرف درنظرگرفته‌شده‌اند می‌توان قراردادی منعقد نمود که تمامی متغیرها به‌طوردقیق محاسبه شده‌اند و قرارداد بهینه‌ای را ایجاد می‌کنند که هر دو طرف قرارداد را راضی خواهد کرد. بیمه‌گر اتکایی حق‌بیمه بیشتری به بیمه‌گر اصلی تحمیل نخواهد کرد و یا بیمه‌گر اصلی حق‌بیمه را کم برآورد نمی‌کند. در این قرارداد متغیرهای بهینه خواهیم داشت.

۳. توصیه‌های بیمه‌ای برای شرکت بیمه ایران

بیمه اتکایی یکی از مهم‌ترین فعالیت‌ها در فرآیند بیمه است که بدون آن شرکت بیمه قادر به ایفای نقش خود نخواهد بود. فرآیند بیمه اتکایی به شرکت بیمه اجازه کاهش ریسک در موقعیت‌های متمرکز و تقسیم ریسک‌های بزرگ را می‌دهد. نقش بازار بیمه اتکایی درحالتی‌که خسارات چه در تعداد و چه در میزان خسارت افزایش می‌یابند، پررنگ‌تر خواهد شد. ازطرف‌دیگر بیمه اتکایی زمینه مناسبی جهت دستیابی به علم نوین و تجربیات صنعت بیمه جهانی فراهم می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

صنعت بیمه اتکایی در ایران، موقعیت خاصی دارد. شرکت‌های بیمه ایرانی به علت وجود تحریم اقتصادی، مشکلاتی در مبادلات اقتصادی با سایر کشورها دارند. هرچند بسیاری از مشکلات با یافتن بازارهای جدید بیمه اتکایی در کشورهایی مثل کره و هند توسط صنعت بیمه کشور حل شده است ولی هنوز مشکلاتی وجود دارد. گروه متخصصین صنعت بیمه، پیشنهاد تشکیل شرکت بیمه اتکایی داخلی را داده‌اند. این امر نه تنها به حل مشکلات تحریم اقتصادی کمک خواهد کرد، بلکه به‌علت وجود منابع غنی گاز و نفت در کشور، سود حاصل از عملیات اتکایی، منابع مالی قابل توجهی فراهم می‌کند. روش احتمال بقای مشترک بهینه چنانچه بررسی شد، روش بسیار مناسبی جهت برآورد پارامترهای یک قرارداد بیمه اتکایی است. درصورتی‌که هر دو شرکت بیمه‌گر اصلی و بیمه‌گر اتکایی هر دو داخلی باشند، این شیوه بسیار مفید و مؤثر است و قرارداد اتکایی بهینه و کاملاً علمی فراهم خواهد آورد. براساس روش احتمال بقای مشترک، چند توصیه برای شرکت بیمه ایران به این شرح داریم:

– در شرایطی که مقادیر سهم نگهداری شرکت بیمه‌گر اصلی و سقف مسئولیت بیمه‌گر اتکایی مشخص است با درنظرگرفتن منافع هم‌زمان هر دو شرکت، توصیه می‌شود نحوه تقسیم حق‌بیمه به‌گونه‌ای تعیین شود که احتمال بقای مشترک بهینه در قراردادهای اتکایی مازاد خسارت برای این شرکت‌ها حاصل شود.

– در شرایطی که سقف مسئولیت بیمه‌گر اتکایی مقدار به‌نسبت بزرگی است، توصیه می‌شود سهم نگهداری شرکت بیمه‌گر اصلی نیز مقدار بزرگی تعیین گردد تا کمترین میزان نرخ حق‌بیمه پرداخت شده و قرارداد بهینه‌تر باشد.

– در شرایطی که سقف مسئولیت بیمه‌گر اتکایی مقدار کوچکی است، توصیه می‌شود سهم نگهداری شرکت بیمه‌گر اصلی نیز مقدار کوچکی تعیین گردد تا بیشترین پوشش بیمه‌ای را دریافت کرده و قرارداد بهینه‌تر باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

– در شرایطی که نحوه تقسیم حق‌بیمه مشخص است با درنظرگرفتن منافع هم‌زمان هر دو شرکت، مقادیر سهم نگهداری شرکت بیمه‌گر اصلی و سقف مسئولیت بیمه‌گر اتکایی به‌گونه‌ای تعیین شود که احتمال بقای مشترک بهینه در قراردادهای اتکایی مازاد خسارت برای این شرکت‌ها حاصل شود.

قابل ذکر است که توصیه‌های بیان‌شده، حاصل نتایج محاسبات و بررسی پرتفوی آتش‌سوزی شرکت بیمه ایران است. امیدواریم ایده‌ای کلی در مورد کاربردهای روش مورد بحث در صنعت بیمه ایران فراهم آورده باشیم. به‌هرحال اکنون قضاوت در مورد تأثیر این روش امکان‌پذیر نیست.

منابع

۱. دستباز، هادی ۱۳۷۲، *بیمه اتکایی*، انتشارات بیمه مرکزی ایران، چ۱.

2. Aase, K 2002, ' Perspectives of risk sharing', *Scandinavian Actuarial Journal*, no. 2, pp. 73–128.

3. Bugmann, C 1997, *Proportional and non-proportional reinsurance*, Swiss Re Publications.

4. Cass, RM, Peter, RK, Gary, SP & Robert, CR 1997, *Reinsurance practices*, Malvern, PA: Insurance Institute of America, 2nd ed.

5. Centeno, ML 1991, 'An insight into the excess of loss retention limit', *Scandinavian Actuarial Journal*, pp. 97–102.

6. Centeno, ML 1997, 'Excess of loss reinsurance and the probability of ruin in finite horizon', *Astin Bulletin*, vol. 27, no. 1, pp. 59–70.

7. Cherubini, U, Luciano, E & Vecchiato, W 2004, *Copula methods in finance*, John Wiley & Sons Ltd.

8. Dickson, DCM & Waters, HR 1996, 'Reinsurance and ruin', *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 19, no. 1, pp. 61–80.

9. Dickson, DCM & Waters, HR 1997, 'Relative reinsurance retention levels', *Astin Bulletin*, vol. 27, no. 2, pp. 207–27.

10. Frees, E & Valdez, E 1998, 'Understanding relationships using copulas', *North American Actuarial Journal*, vol. 2, no. 1, pp. 1–25.

www.SID.ir

Archive of SID

11. Hipp, C & Vogt, M 2001, *Optimal dynamic XL reinsurance*, Preprint, no. 1/01, University of Karlsruhe.

12. Joe, H 1997, *Multivariate models and dependent concepts*, Chapman & Hall, London.

13. Ignatov, ZG & Kaishev, VK 1988, *Some properties of generalized B-splines. In: proceedings of the conference on the constructive theory of functions '87*, Bulgarian Acadamy of Science Publishing Co., Sofia, pp. 233-41.

14. Ignatov, ZG & Kaishev, VK 2000, *Two sided bounds for the finite time probability of ruin*, Scand, Actuarial J, pp. 46-62.

15. Ignatov, ZG & Kaishev, VK 2004, 'A finite time ruin probability formula for continuous claim severities', *Journal of Applied Probability*, vol. 41, pp. 570–78.

16. Ignatov, ZG, Kaishev, VK & Krachunov, RS 2001, 'An improved finite-time ruin probability formula and its mathematica implementation', *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 29, pp. 375-86.

17. Ignatov, ZG, Kaishev, VK & Krachunov, RS 2004, 'Optimal retention levels, given the joint survival of cedent and reinsurer', *Scandinavian Actuarial Journal*, no. 6, pp. 401–30.

18. Kaishev, VK & Dimitrova, DS 2003, *Finite time ruin probabilities for continuous claim severities*, In: Actuarial Res, Paper 150, Cass Business School, City University, London.

19. Kaishev, VK & Dimitrova, DS 2006, 'Excess of loss reinsurance under joint survival optimality', *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 39, pp. 376–89

20. Karlin, S & Taylor, HM 1981, *A second course in stochastic processes*, Academic Press, NewYork.

21. Kaz'min, YuA 2002, *Appell polynomials*, Hazewinkel, M. (Ed.), Encyclopaedia of Mathematics. Springer Verlag, Berlin.

22. Krvavych, Y 2001, *On existence of insurer's optimal excess of loss reinsurance strategy*, Paper Presented at the 5th International Congress on Insurance: Mathematics and Economics.

23. Lee, JB & Engelhardt, M 1992, *Introduction to probability and mathematical statistics*, PWS_KENT Publishing Company, 2nd ed.

www.SID.ir

Archive of SID

24. Patton, A 2004, 'On the out-of-sample importance of skewness and asymmetric dependence for asset allocation', *Journal of Financial Econometrics*, no. 2, pp.130–68.

25. Schmidli, H 2001, 'Optimal proportional reinsurance policies in a dynamic setting', *Scandinavian Actuarial Journal*, no. 1, pp. 55–68.

26. Schmidli, H 2002, *On minimizing the ruin probability by investment and reinsurance*, Preprint, University of Aarhus.

27. Suijs, J, Borm, P & De Waegenaere, A 1998, 'Stochastic cooperative games in insurance', *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 22, pp. 209–28.

28. Taksar, M & Markussen, C 2003, 'Optimal dynamic reinsurance policies for large insurance portfolios', *Finance and Stochastics*, vol. 7, no. 1, pp. 97–121.

29. Wang, S 1995, 'Insurance pricing and increased limits ratemaking by proportional hazards transforms', *Insurance Mathematics and Economics*, vol. 17, pp. 43–54.

www.SID.ir