Планирование инвестиций страховой компании

Новикова Александра Валерьевна (науч. рук. – проф. Булинская Екатерина Вадимовна)

МГУ им. М.В.Ломоносова механико-математический факультет кафедра теории вероятностей, 609 группа

Москва 4 мая 2022 г.



Цели и этапы работы

Описание модели

- Получить удобную формулу для расчёта вероятности разорения страховой компании к определённому моменту времени в условиях гамма-распределения требований;
- Исследовать результат на зависимость от параметров инвестиционной составляющей, распределения требований и горизонта оценки;
- Дополнительно. Создать инструмент вычисления по получаемой формуле.

Модель риска с регулярными инвестициями. Определение

Фиксация баланса происходит в конце каждого фиксированного периода (недели, месяца, года).

Определение

Баланс страховой компании, регулярно инвестирующей фиксированную долю текущего капитала δ в **безрисковый** актив на m периодов с процентной ставкой β за период, выражается как

$$S_i = \min\{(1 - \delta)S_{i-1}, S_{i-1}\} + c + b_m \delta S_{i-(m+1)}^+ - X_i, i \ge 1;$$

$$S_0 = x.$$

где x – начальный капитал компании; c – сумма поступивших за период премий; δ – постоянная доля капитала, инвестируемая в актив; $b_m=(1+\beta)^m$; X_i – размер требований, поступивших за период i.



В данной работе изучаются независимые требования X_i , которые могут иметь разное распределение.

Вероятность разорения к моменту времени

Упрощение модели

Описание модели

000

В данной работе изучаются независимые требования X_i , которые могут иметь разное распределение.

Определение

Моментом разорения страховой компании называют первый момент времени, когда её капитал перестаёт быть положительным, а именно

$$\tau = \inf\{n > 0, S_n \leqslant 0\}$$

Упрощение модели

Описание модели

В данной работе изучаются независимые требования X_i , которые могут иметь разное распределение.

Определение

Моментом разорения страховой компании называют первый момент времени, когда её капитал перестаёт быть положительным, а именно

$$\tau = \inf\{n > 0, S_n \leqslant 0\}$$

Тогда выражение для капитала компании можно упростить:

$$S_i = (1 - \delta)S_{i-1} + c + b_m \delta S_{i-(m+1)} - X_i,$$

 $S_0 = x$

Упрощение модели

Утверждение 2.1

Пусть $S_0 = x$. Тогда

$$S_i = f_i - \sum_{j=1}^i g_{i,j} X_j = f_i - (\mathbf{GX})_i, i \ge 1,$$
(1)

где $f_0 = x$ и

$$f_i = \begin{cases} (1-\delta)f_{i-1} + c, \ i = \overline{1,m}; \\ (1-\delta)f_{i-1} + b_m \delta f_{i-(m+1)} + c, \ i > m. \end{cases}$$

$$g_{i,j} = \begin{cases} (1-\delta)g_{i-1,j} + b_m \delta g_{i-(m+1),j}, \ j = \overline{1,i-(m+1)}; \\ (1-\delta)g_{i-1,j}, \ j = \overline{i-m,i-1}; \\ 1, \ j = i; \\ 0, \ \textit{иначе}. \end{cases}$$



Общая теорема

Описание модели

Для дальнейшего изучения пригодится следующий общий результат:

Теорема 2.1

Вероятность разорения компании к моменту окончания периода п равна

$$P(\tau \leqslant n) = 1 - \int_{0}^{f_1} \cdots \int_{0}^{f_n} \prod_{i=1}^{n} p_{X_i}(v_i(y_1, \dots, y_n)) dy_1 \dots dy_n, \quad (2)$$

где $v_i(y_1, \dots, y_n) = (G_n^{-1}(y_1, \dots, y_n)^T)_i$, а $p_{X_i}(y)$ – плотность распределения с.в. X_i .

Случай $Gamma(2, \lambda_i)$

Лемма 3.1

Пусть $X_i \sim Gamma(2, \lambda_i)$, т.е. $p_{X_i}(x) = \lambda_i^2 x e^{-\lambda_i x}$. Тогда

$$P(\tau \leqslant n) = 1 - \prod_{i=1}^{n} (-1)^{n} \lambda_{i}^{2} \frac{\partial^{n}}{\partial \lambda_{1} \dots \partial \lambda_{n}} \int_{l_{1}}^{f_{1}} \dots \int_{l_{n}}^{f_{n}} e^{-\sum_{i=1}^{n} \tilde{a}_{i} y_{i}} dy_{1} \dots dy_{n},$$

где

$$l_{p} = \begin{cases} (1 - \delta)y_{p-1} + b_{m}\delta y_{p-(m+1)}, & p = \overline{m+2, n}, \\ (1 - \delta)y_{p-1}, & p = \overline{2, m+1}, \\ 0, & p = 1; \end{cases}$$

$$\begin{cases} \lambda_{i} - (1 - \delta)\lambda_{i+1} - b_{m}\delta\lambda_{i+m+1}, & i = \overline{1, n - (m+1)}, \end{cases}$$

$$\tilde{a}_i = \begin{cases} \lambda_i - (1 - \delta)\lambda_{i+1} - b_m \delta \lambda_{i+m+1}, & i = \overline{1, n - (m+1)}, \\ \lambda_i - (1 - \delta)\lambda_{i+1}, & i = \overline{n - m, n - 1}, \\ \lambda_n, & i = n. \end{cases}$$



Случай $Gamma(2,\lambda_i)$

Теорема 3.1

Пусть $X_i \sim Gamma(2,\lambda_i)$, т.е. $p_{X_i}(y) = \lambda_i^2 y e^{-\lambda_i y}$. Тогда

$$P(\tau \leqslant n) = 1 - P(\tau > n) = 1 - \prod_{i=1}^{n} \lambda_i^2$$

$$\times \sum_{k=0}^{2^n - 1} (-1)^{k_1 + \dots + k_n} \left(\prod_{p=1}^n \tilde{a}_p^k \right)^{-1} \exp\left(- \sum_{p=1}^n k_p \tilde{a}_p^k f_p \right) B_n^k, \quad (3)$$

где

$$\begin{cases}
B_1^k = k_1 f_1 + \frac{1}{\bar{a}_1^k}, \\
B_i^k = \sum_{p=1}^i \frac{\partial \bar{a}_p^k}{\partial \lambda_i} \left(k_p f_p + \frac{1}{\bar{a}_p^k} \right) B_{i-1}^k - \frac{\partial B_{i-1}^k}{\partial \lambda_i}, i \geqslant 1;
\end{cases}$$

Случай $Gamma(2,\lambda_i)$

Теорема 3.1. Продолжение

$$\begin{pmatrix} \tilde{a}_{1}^{k} \\ \vdots \\ \tilde{a}_{n}^{k} \end{pmatrix} = U_{n}^{k} \begin{pmatrix} \tilde{a}_{1} \\ \vdots \\ \tilde{a}_{n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{p=1}^{n} u_{1,p}^{k} \tilde{a}_{p} \\ \vdots \\ \sum_{p=n}^{n} u_{n,p}^{k} \tilde{a}_{p} \end{pmatrix};$$

$$U_{n}^{k} = (u_{i,j}^{k})_{i,j=1}^{n} = (E_{n} + (1 - k_{1})L_{1}) \dots (E_{n} + (1 - k_{n})L_{n});$$

$$\tilde{a}_{i} = \begin{cases} \lambda_{i} - (1 - \delta)\lambda_{i+1} - b_{m}\delta\lambda_{i+m+1}, & i = \overline{1, n - (m+1)}, \\ \lambda_{i} - (1 - \delta)\lambda_{i+1}, & i = \overline{n - m, n-1}, \\ \lambda_{n}, & i = n. \end{cases}$$

Случай $Gamma(2, \lambda_i)$

Теорема 3.1. Продолжение

 $k_1,\dots,k_n\in\{0,1\}$ получаются из двоичного представления $k=\overline{k_nk_{n-1}\dots k_2k_1},\ E_n$ – единичная матрица порядка n, а

$$(L_i)_{st} = egin{cases} b_m \delta, & \mbox{ если}\,(s,t) = (i-(m+1),i), \ 1-\delta, & \mbox{ если}\,(s,t) = (i-1,i), \ 0, & \mbox{ иначе}. \end{cases}$$

Случай $Gamma(d_i, \lambda_i), d_i \in \mathbb{N}$

Принцип подсчёта вероятности разорения к моменту окончания периода n можно обобщить.

Следствие 3.1

Пусть $X_i\sim Gamma(d_i,\lambda_i)$, т.е. $p_{X_i}(y)=\Gamma^{-1}(d_i)\,\lambda_i^{d_i}\,y^{d_i-1}e^{-\lambda_i y}.$ Тогда

$$\begin{split} \mathsf{P}(\tau \leqslant n) &= 1 - \mathsf{P}(\tau > n) \\ &= 1 - \prod_{i=1}^{n} \frac{\lambda_{i}^{d_{i}}}{\Gamma(d_{i})} \, (-1)^{\sum_{i=1}^{n} d_{i} - n} \frac{\partial^{\sum_{i=1}^{n} d_{i} - n}}{(\partial \lambda_{1})^{d_{1} - 1} \dots (\partial \lambda_{n})^{d_{n} - 1}} \\ &\times \sum_{k=0}^{2^{n} - 1} (-1)^{k_{1} + \dots + k_{n}} \left(\prod_{p=1}^{n} \tilde{a}_{p}^{k} \right)^{-1} \exp\left(- \sum_{p=1}^{n} k_{p} \tilde{a}_{p}^{k} f_{p} \right). \end{split}$$

Полезные замечания

Напоминание:

$$P(\tau \leqslant n) = 1 - \lambda^{2n} \sum_{k=0}^{2^{n}-1} (-1)^{k_{1}+\dots+k_{n}} \left(\prod_{p=1}^{n} \tilde{a}_{p}^{k} \right)^{-1} e^{-\sum_{p=1}^{n} k_{p} \tilde{a}_{p}^{k} f_{p}} B_{n}^{k}$$

- **11** При $\lambda = 0$ вероятность разорения равна 1 при любом горизонте оценки;
- $\mathbf{P}(\tau\leqslant n)(\lambda)\sim \lambda^n e^{-c\lambda}$ при $\lambda\uparrow\infty$.

Зависимость от λ в динамике по n

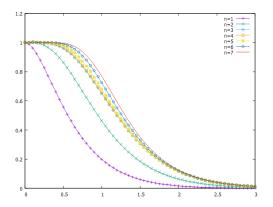


График $P(\tau\leqslant n)$ для $Gamma(2,\lambda)$ распределения требований в зависимости от λ , $m=3,\,x=5,\,c=2,\,\beta=5\%,\,\delta=0.8$



Зависимость от λ в динамике по δ

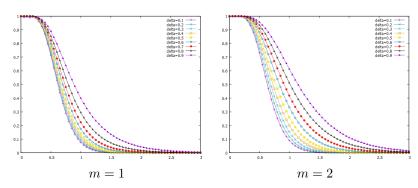


График $P(\tau \leqslant n)$ для $Gamma(2,\lambda)$ распределения требований в зависимости от $\lambda,\ n=4,\ x=5,\ c=2,\ \beta=5\%.$

Зависимость от λ в динамике по eta

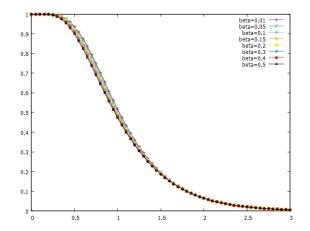


График $P(\tau\leqslant n)$ для $Gamma(2,\lambda)$ распределения требований в зависимости от λ , $n=4,\,m=2,\,x=5,\,c=2,\,\delta=0.8.$

Результаты работы

- Получена формула для вычисления $\mathsf{P}(\tau\leqslant n)$ и создан калькулятор для её реализации при условии $X_i\sim Gamma(2,\lambda_i)$;
- Анализ подтверждает предположения о характере зависимости вероятности разорения к определённому моменту времени от различных параметров модели.



Описание модели

- E. V. Bulinskaya, A. D. Kolesnik. Reliability of a descrete-time system with investment, *Springer Book: Distributed Computer and Communication Networks*, *365-376*, 2018
- E. V. Bulinskaya, B. Shigida. Discrete-time model of company capital dynamics with investment of a certain part of surplus in a non-risky asset for a fixed period, *Methodology and Computing in Applied Probability*, 103-121, 2021
- D. C. M. Dickson, H. R. Waters. The distribution of the time to ruin in the classical risk model, *Astin Bulletin 32(2), 299-313*, 2002
- H. U. Gerber. Mathematical fun with the compound binomial process, Astin Bulletin: The journal of the IAA 18(2), 161-168, 1988
- S. Li, Y. Lu, J. Garrido. A review of discrete-time risk models, *Revista de la Real Academia Ciencias Naturales. Serie A Matemáticas 103, 321–337,* 2009

Благодарю за внимание!