Вероятности разорения страховой компании для некоторой стохастической модели риска

Булгакова Дарья Сергеевна, гр.20.Б04-мм

Санкт-Петербургский государственный университет
Прикладная математика и информатика
Вычислительная стохастика и статистические модели

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Товстик Т.М.
Рецензент: старший научный сотрудник, Петербургское отделение математического института РАН, Солев В.Н.

Санкт-Петербург, 2024

Обзор литературы

- Lundberg F. Approximations of the probability function // Reinsurance of collection risk.—1903.
- Cramer H. Collective risk theory // Reprint from the Skandia Juilee Volume.—1955.
- Luo Jian-hua. Survival probability and ruin probability of a risk model // Appl. Math. J. Chinese Univ.—2008.—V. 23(3).—P.256-264.
- Товстик Т. М., Богдан В. Ю. Рекуррентные уравенения вероятностей разорения страховой компании для некоторых моделей риска // Вестник СПБГУ.—2013.—№1.—С. 69-79.
- Капустин Е. В. Вычисление вероятности разорения страховой компании в случае выплат, имеющих экспоненциальное распределение со сдвигом // Вестник ТГУ.—2012.—№4(21).—С. 47-52.

Введение

- Премии η_k, иски $\xi_k, k = 1, 2, \dots$ — независимые случайные величины с плотностями распределения $f_\eta(x) = \lambda^{-1}\exp(-x/\lambda)$ и $f_\xi(x) = \theta^{-1}\exp(-(x - x_0)/\theta),\ x > x_0 > 0.$
- Изменение капитала при поступлении k-й премии при $\mathsf{P}(\gamma_k = 1) = \rho$, $\mathsf{P}(\gamma_k = 0) = 1 - \rho$ $(0 \le \rho \le 1)$ [Luo Jian-hua, 2008]

$$\zeta_k = \gamma_k\xi_k - \eta_k,\ k = 1, 2, \dots .$$

Цель работы: изучить стохастическую модель и найти вероятность разорения при поступлении первого, второго и третьего страхового иска.

Обозначения и известные результаты

- $S_k, \ k = 1, 2, \ldots$ последовательность независимых событий, приводящих к изменению капитала на $\zeta_k, \ k = 1, 2, \ldots$.
- $\zeta_k, \ k = 1, 2, \ldots$ независимы, одинаково распределены и имеют плотность распределения $f_\zeta(x)$.
- M — число премий за год подчиняется однородному процессу Пуассона, N — число исков за год подчиняется тому же процессу, но с меньшей интенсивностью: $\mathbf{E}M = \mu_1, \ \mathbf{E}N = \mu_2 = \rho\mu_1$.
- Условие платежеспособности [Cramer H., 1955]:

$$\mu_1 \mathbf{E}\eta_k > \mu_2 \mathbf{E}\xi_k.$$

- Вероятность разорения в момент появления события S_n [Товстик Т.М, Богдан В.Ю., 2013]

$$\tilde{P}_n(u) = \mathbf{P}\left(\zeta_1 < u, \zeta_1 + \zeta_2 < u, \ldots, \sum_{k=1}^{n} \zeta_k > u\right),$$

где $u > 0$ начальный капитал компании.

Полученные результаты. Плотность распределения ζ_k

- Изменение капитала при поступлении k-й премии

$$\zeta_k = \gamma_k \xi_k - \eta_k, \;\; k = 1, 2, \ldots .$$

- Функция распределения ζ_k:

$$F_\zeta(x) = \begin{cases} (1-\rho) \cdot e^{\frac{x}{\lambda}} + \rho \cdot \frac{\lambda}{\lambda+\theta} e^{-\frac{x_0 - x}{\lambda}}, & \text{при } x < 0, \\ (1-\rho) + \rho \cdot \frac{\lambda}{\lambda+\theta} e^{-\frac{x_0 - x}{\lambda}}, & \text{при } 0 < x < x_0, \\ 1 - \rho \cdot \frac{\theta}{\lambda+\theta} e^{-\frac{x - x_0}{\theta}}, & \text{при } 0 < x_0 < x, \end{cases}$$

- Плотность распределения ζ_k

$$f_\zeta(x) = \begin{cases} \frac{1-\rho}{\lambda} \cdot e^{\frac{x}{\lambda}} + \frac{\rho}{\lambda+\theta} e^{-\frac{x_0 - x}{\lambda}}, & \text{при } x < 0, \\ \frac{\rho}{\lambda+\theta} e^{-\frac{x_0 - x}{\lambda}}, & \text{при } 0 < x < x_0, \\ \frac{\rho}{\lambda+\theta} e^{-\frac{x - x_0}{\theta}}, & \text{при } 0 < x_0 < x, \end{cases}$$

Полученные результаты. Первый страховой случай

- Первый страховой случай происходит при поступлении n-ой премии, если $\zeta_k = -\eta_k,\ 1 \leqslant k \leqslant n-1,\ \zeta_n = \xi_1 - \eta_n$,

$$\sum_{k=1}^{n} \zeta_k = \zeta_n - \sum_{k=1}^{n-1} \eta_k = \xi_1 - \sum_{k=1}^{n} \eta_k.$$

- Изменение капитала при поступлении первого страхового случая и n премий

$$Z_n = \xi - \sum_{k=1}^{n} \eta_k.$$

- При $u > x_0$ вероятность разориться в момент события S_n:

$$P_n(u) = \rho(1-\rho)^{n-1} P(Z_n > u) = (1-\rho)^{n-1} \rho \frac{\theta^n}{(\lambda+\theta)^n} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}}.$$

Полученные результаты. Первый страховой случай

- Изменение капитала при поступлении одного страхового иска
$$Z = Z_n \text{ с вероятностью } \rho(1-\rho)^{n-1}.$$
- Функция распределения Z
$$F_Z(u) = \mathbf{P}(Z<u) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{P}(Z_n<u)\mathbf{P}(i=n) \Longrightarrow$$
$$F_Z(u) = \begin{cases} \frac{\lambda}{\lambda+\rho\theta} e^{-\rho\frac{x_0-u}{\lambda}}, & u<x_0 \\ 1-\frac{\rho\theta}{\lambda+\rho\theta} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}}, & u>x_0. \end{cases} = \begin{cases} G_1(u), & u<x_0 \\ G_2(u), & u>x_0. \end{cases}$$
- Плотность распределения Z
$$f_Z(u) = \begin{cases} \frac{\rho}{\lambda+\rho\theta} e^{-\rho\frac{x_0-u}{\lambda}}, & u<x_0 \\ \frac{\rho}{\lambda+\rho\theta} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}}, & u>x_0. \end{cases} = \begin{cases} g_1(u), & u<x_0 \\ g_2(u), & u>x_0. \end{cases}$$

Полученные результаты. Первый страховой случай

- Вероятность разорения при выплате первого страхового возмещения

$$\Phi_1(u) = \mathsf{P}(Z > u) = \begin{cases} 1 - \frac{\lambda}{\lambda+\rho\theta} e^{-\rho\frac{x_0-u}{\lambda}}, & u < x_0 \\ \frac{\rho\theta}{\lambda+\rho\theta} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}}, & u > x_0. \end{cases}$$

$$\Phi_1(u) = \begin{cases} \Phi_{1,0}(u) = \Phi_1(u \mid u < x_0), \\ \Phi_{1,1}(u) = \Phi_1(u \mid u \geqslant x_0). \end{cases}$$

Рекуррентные формулы

- Вероятность разорения в момент поступления n-го иска:

$$\Phi_n(u) = \mathbf{P}(Z^{(1)} < u, Z^{(1)} + Z^{(2)} < u, \ldots, \sum_{i=1}^{n} Z^{(i)} > u),$$

где $Z^{(i)}$, $i = 1, 2, \ldots,$ — изменение капитала при выплате i-ого иска, имеют функцию распределения $F_Z(x)$ и независимы.

- Рекуррентная формула [Товстик Т.М., 2014]

$$\Phi_n(u) = \int_{-\infty}^{u} f_Z(s)\Phi_{n-1}(u-s)ds$$

- Еще один вид [Товстик Т.М., 2014]

$$\Phi_n(u) = \int_{-\infty}^{u} f_Z(s_1)\ldots\int_{-\infty}^{u-\sum_{k=1}^{i-1} s_i} f_Z(s_i)\Phi_{n-i}(u - \sum_{k=1}^{i} s_i)ds_1\ldots ds_i,$$

при $i < n$

- Вероятность разорения на бесконечном интервале

$$\Phi(u) = \sum_{n=1}^{\infty} \Phi_n(u)$$

Полученные результаты. Второй страховой случай

- Вероятность разорения в момент поступления 2-го страхового случая

$$\Phi_2(u) = \int_{-\infty}^{u} f_Z(s)\Phi_1(u-s)ds$$

- Можно представить в виде

$$\Phi_2(u) = \begin{cases} \Phi_{2,0}(u) = \Phi_2(u \mid u < x_0), \\ \Phi_{2,1}(u) = \Phi_2(u \mid x_0 \leqslant u < 2x_0), \\ \Phi_{2,2}(u) = \Phi_2(u \mid u \geqslant 2x_0). \end{cases}$$

Полученные результаты. $\Phi_{2,0}$

- $\Phi_{2,0}(u) = \Phi_2(u \mid u < x_0) =$

$$= \int_0^{x_0} g_1(u-t)\Phi_{1,0}(t)dt + \int_{x_0}^{\infty} g_1(u-t)\Phi_{1,1}(t)dt =$$

$$= \int_0^{x_0} g_1(u-t)(1-G_1(t))dt + \int_{x_0}^{\infty} g_1(u-t)(1-G_2(t))dt =$$

$$= -\frac{\lambda^2(\lambda+2\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}} - \frac{\rho\lambda}{(\lambda+\rho\theta)^2} x_0 e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}} +$$

$$+ \frac{\lambda}{\lambda+\rho\theta} e^{-\rho\frac{x_0-u}{\lambda}}.$$

Полученные результаты. $\Phi_{2,1}$

- $\Phi_{2,1}(u) = \Phi_2(u \mid x_0 \le u < 2x_0) =$

$$= \int_0^{u-x_0} g_2(u-t)\Phi_{1,0}(t)dt + \int_{u-x_0}^{x_0} g_1(u-t)\Phi_{1,0}(t)dt +$$

$$+ \int_{x_0}^{\infty} g_1(u-t)\Phi_{1,1}(t)dt = \int_0^{u-x_0} g_2(u-t)(1-G_1(t))dt +$$

$$+ \int_{u-x_0}^{x_0} g_1(u-t)(1-G_1(t))dt + \int_{x_0}^{\infty} g_1(u-t)(1-G_2(t))dt =$$

$$= 1 - \frac{\lambda^2(\lambda+3\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}} - \frac{\rho\lambda}{(\lambda+\rho\theta)^2}(2x_0-u)e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}} -$$

$$- \frac{\rho\theta}{\lambda+\rho\theta} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} + \frac{\rho\lambda^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}.$$

Полученные результаты. $\Phi_{2,2}$

- $\Phi_{2,2}(u) = \Phi_2(u \mid u \geq 2x_0) =$

$$= \int_0^{x_0} g_1(u-t)\Phi_{1,0}(t)dt + \int_{x_0}^{u-x_0} g_2(u-t)\Phi_{1,1}(t)dt +$$

$$+ \int_{u-x_0}^{\infty} g_1(u-t)\Phi_{1,1}(t)dt = \int_0^{x_0} g_1(u-t)(1-G_1(t))dt +$$

$$+ \int_{x_0}^{u-x_0} g_2(u-t)(1-G_2(t))dt + \int_{u-x_0}^{\infty} g_1(u-t)(1-G_2(t))dt =$$

$$= \frac{\rho^2\theta^2(\rho\theta+3\lambda)}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} + \frac{\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^2}(u-2x_0)e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} -$$

$$- \frac{\rho\theta}{\lambda+\rho\theta} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} + \frac{\rho\lambda^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}.$$

Полученные результаты. Общий вид

- Вероятность разорения в момент поступления n-го страхового случая можно представить в виде

$$\Phi_n(u) = \begin{cases} \Phi_{n,0}(u) = \Phi_n(u \mid u < x_0), \\ \Phi_{n,j}(u) = \Phi_n(u \mid j \cdot x_0 \leqslant u < (j+1) \cdot x_0, \quad j = 1, \dots n-1), \\ \Phi_{n,n}(u) = \Phi_n(u \mid u \geqslant n \cdot x_0). \end{cases}$$

Полученные результаты. Третий страховой случай

- Вероятность разорения в момент поступления 3-го страхового случая

$$\Phi_3(u) = \int_{-\infty}^{u} f_Z(s)\Phi_2(u-s)ds$$

- Можно представить в виде

$$\Phi_3(u) = \begin{cases} \Phi_{3,0}(u) = \Phi_2(u \mid u < x_0), \\ \Phi_{3,1}(u) = \Phi_2(u \mid x_0 \le u < 2x_0), \\ \Phi_{3,2}(u) = \Phi_2(u \mid 2x_0 \le u < 3x_0), \\ \Phi_{3,3}(u) = \Phi_2(u \mid u \ge 3x_0). \end{cases}$$

Полученные результаты. $\Phi_{3,0}$

- $\Phi_{3,0}(u) = \Phi_3(u \mid u < x_0) =$

$$= \int_0^{x_0} g_1(u-t)\Phi_{2,0}(t)dt + \int_{x_0}^{2x_0} g_1(u-t)\Phi_{2,1}(t)dt +$$

$$+ \int_{2x_0}^{\infty} g_1(u-t)\Phi_{2,2}(t)dt =$$

$$= -\frac{\lambda^3(\lambda^2 + 4\lambda\rho\theta + 5\rho^2\theta^2)}{(\lambda+\rho\theta)^5} e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} - \frac{\lambda^2\rho(2\lambda+5\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^4} x_0 e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} -$$

$$- \frac{3\rho^2\lambda}{(\lambda+\rho\theta)^3}\frac{x_0^2}{2} e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} +$$

$$+ \frac{\lambda^2(\lambda+2\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}} + \frac{\lambda\rho}{(\lambda+\rho\theta)^2} x_0 e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}}.$$

Полученные результаты. $\Phi_{3,1}$

- $\Phi_{3,1}(u) = \Phi_3(u \mid x_0 \le u < 2x_0) =$

$$= \int_0^{u-x_0} g_2(u-t)\Phi_{2,0}(t)dt + \int_{u-x_0}^{x_0} g_1(u-t)\Phi_{2,0}(t)dt +$$

$$+ \int_{x_0}^{2x_0} g_1(u-t)\Phi_{2,1}(t)dt + \int_{2x_0}^{\infty} g_1(u-t)\Phi_{2,2}(t)dt =$$

$$= -\frac{\lambda^3(\lambda^2+5\lambda\rho\theta+7\rho^2\theta^2)}{(\lambda+\rho\theta)^5} e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} - \frac{\lambda^2\rho(\lambda+4\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^4} x_0 e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} -$$

$$- \frac{\lambda^2\rho(\lambda+2\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^4}(2x_0-u)e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} - \frac{\rho^2\lambda}{(\lambda+\rho\theta)^3} x_0(2x_0-u)e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}}$$

$$- \frac{\rho^2\lambda}{(\lambda+\rho\theta)^3}\frac{x_0^2}{2} e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} +$$

$$+ \frac{\lambda^2(\lambda+3\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}} + \frac{\lambda\rho}{(\lambda+\rho\theta)^3}(2x_0-u)e^{-\rho\frac{2x_0-u}{\lambda}} +$$

$$+ \frac{\lambda^3\rho\theta(\lambda+2\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^5} e^{-\rho\frac{2x_0}{\lambda}} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} + \frac{\lambda^2\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^4} x_0 e^{-\rho\frac{2x_0}{\lambda}} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} -$$

$$- \frac{\lambda^2\rho\theta}{(\lambda+\rho\theta)^3} e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}} e^{-\frac{u-x_0}{\theta}}.$$

Полученные результаты. $\Phi_{3,2}$

- $\Phi_{3,2}(u) = \Phi_3(u \mid 2x_0 \le u < 3x_0) =$

$$= \int_0^{x_0} g_2(u-t)\Phi_{2,0}(t)dt + \int_{x_0}^{u-x_0} g_2(u-t)\Phi_{2,1}(t)dt +$$

$$+ \int_{u-x_0}^{2x_0} g_1(u-t)\Phi_{2,1}(t)dt + \int_{2x_0}^{\infty} g_1(u-t)\Phi_{2,2}(t)dt =$$

$$= 1 - \frac{\lambda^3(\lambda^2 + 5\lambda\rho\theta + 10\rho^2\theta^2)}{(\lambda+\rho\theta)^5} e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} - \frac{\lambda^2\rho(\lambda+4\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^4}(3x_0-u)e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} -$$

$$- \frac{\rho^2\lambda}{(\lambda+\rho\theta)^3}\frac{(3x_0-u)^2}{2}e^{-\rho\frac{3x_0-u}{\lambda}} -$$

$$- \frac{\rho^2\theta^2(3\lambda+\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^3}e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} - \frac{\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^2}(u-2x_0)e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} +$$

$$+ \frac{3\lambda^3\rho^2\theta^2}{(\lambda+\rho\theta)^5}e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} + \frac{\lambda^2\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^4}(u-2x_0)e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} +$$

$$+ \frac{\lambda^3\rho\theta(\lambda+2\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^5}e^{-\rho\frac{2x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} + \frac{\lambda^2\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^4}x_0e^{-\rho\frac{2x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} -$$

$$- \frac{\lambda^2\rho\theta}{(\lambda+\rho\theta)^3}e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-x_0}{\theta}}.$$

Полученные результаты. $\Phi_{3,3}$

- $\Phi_{3,3}(u) = \Phi_3(u \mid u \geq 3x_0) =$

$$= \int_0^{x_0} g_2(u-t)\Phi_{2,0}(t)dt + \int_{x_0}^{2x_0} g_2(u-t)\Phi_{2,1}(t)dt +$$

$$+ \int_{2x_0}^{u-x_0} g_2(u-t)\Phi_{2,2}(t)dt + \int_{u-x_0}^{\infty} g_1(u-t)\Phi_{2,2}(t)dt =$$

$$= \frac{\rho^3\theta^3(\rho^2\theta^2 + 5\lambda\rho\theta + 10\lambda^2)}{(\lambda+\rho\theta)^5} e^{-\frac{u-3x_0}{\theta}} + \frac{\rho^3\theta^2(\rho\theta+4\lambda)}{(\lambda+\rho\theta)^4}(u-3x_0)e^{-\frac{u-3x_0}{\theta}} +$$

$$+ \frac{\rho^3\theta}{(\lambda+\rho\theta)^3}\frac{(u-3x_0)^2}{2}e^{-\frac{u-3x_0}{\theta}} -$$

$$- \frac{\rho^2\theta^2(3\lambda+\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^3}e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} - \frac{\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^2}(u-2x_0)e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} -$$

$$+ \frac{3\lambda^3\rho^2\theta^2}{(\lambda+\rho\theta)^5}e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}} + \frac{\lambda^2\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^4}(u-2x_0)e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-2x_0}{\theta}}$$

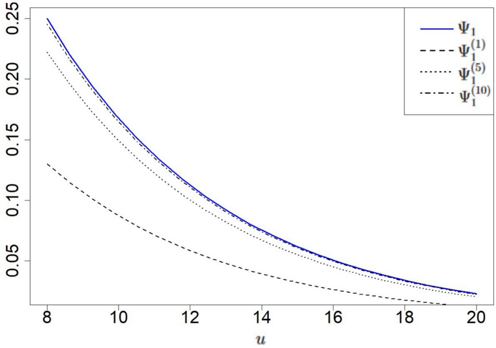
$$+ \frac{\lambda^3\rho\theta(\lambda+2\rho\theta)}{(\lambda+\rho\theta)^5}e^{-\rho\frac{2x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} + \frac{\lambda^2\rho^2\theta}{(\lambda+\rho\theta)^4}x_0e^{-\rho\frac{2x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-x_0}{\theta}} -$$

$$- \frac{\lambda^2\rho\theta}{(\lambda+\rho\theta)^3}e^{-\rho\frac{x_0}{\lambda}}e^{-\frac{u-x_0}{\theta}}.$$

Пример 1. Случай $u > x_0$

- $\lambda = 1.5,\ \theta = 5,\ x_0 = 8,\ \rho = 0.1$. На рисунке $\Psi_1^{(1)}(u)$, $\Psi_1^{(5)}(u)$, $\Psi_1^{(10)}(u)$, $\Psi_1(u)$ для $8 < u < 20$, $u > x_0$.

$$\Psi_1^{(n)}(u) = \sum_{i=1}^{n} P_i(u),$$



- $\mu_2 = \rho\mu_1,\ \mathbf{E}\eta_k = 1.5,\ \mathbf{E}\xi_k = 13$, условие платежеспособности выполнено: $1.5\mu_1 > 13\mu_2 \iff 1.5 > 1.3$.

Пример 2

- $\lambda = 1.5,\ \theta = 5,\ x_0 = 8,\ \rho = 0.1,\ N = 10^4.$

Вероятности разорения при поступлении третьего иска						
	$u < x_0$			$x_0 \le u < 2x_0$		
u	1	4	7	9	13	15
$\Phi_3(u)$	0.0487	0.0595	0.0726	0.0824	0.0935	0.0949
MC	0.0485	0.0597	0.0713	0.0835	0.0901	0.0976
	$2x_0 \le u < 3x_0$			$u \ge 3x_0$		
u	17	20	22	25	30	40
$\Phi_3(u)$	0.0932	0.0851	0.0767	0.0621	0.0388	0.0115
MC	0.0950	0.0861	0.0781	0.0631	0.0388	0.0107

Заключение

- Исследована стохастическая модель, в которой страховые иски и премии поступают в одни и те же моменты, но с разной интенсивностью. Премии имеют экспоненциальное распределение, а страховые возмещения — экспоненциальное со сдвигом.
- Найдены формулы для вычисления вероятности разорения при наступлении первого, второго и третьего страхового случая для рассматриваемой модели.
- Приведены примеры, а также подтверждены результаты вычисления, полученные с помощью явных формул, посредством моделирования методом Монте-Карло.

Список литературы

- Товстик Т. М. Вероятности разорения страховой компании для некоторых стохастичсеких моделей риска // Вестник СПБГУ.—2014.—Т. 1(59), №1.—С. 45-54.
- Товстик Т. М., Богдан В. Ю. Рекуррентные уравенения вероятностей разорения страховой компании для некоторых моделей риска // Вестник СПБГУ.—2013.—№1.—С. 69-79.
- Luo Jian-hua. Survival probability and ruin probability of a risk model // Appl. Math. J. Chinese Univ.—2008.—V. 23(3).—P.256-264.
- Муромкая А. А. Вероятность разорения в моделях со стохастическими премиями // Вестн. Моск. Ун-та.—2020.—Сер. 1, №4.—С. 57-61.
- Лившиц К. И., Назаров А. А. Простая аппроксимация вероятности разорения страховой компании для модели Крамера-Лундберга со стохастическими премиями // Вестник ТГУ.—2017.—№39.—С. 22-29.