

## ОЦЕНКА ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОСТИ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ

В настоящей работе предлагается решение задачи оценки платежеспособности страховой компании в классической модели риска в классе таких распределений величины выплат, которые допускают аналитическое представление для интеграла Лапласа.

Определим процесс риска (см. рис. 1) некоторого страхового бизнеса следующим образом:

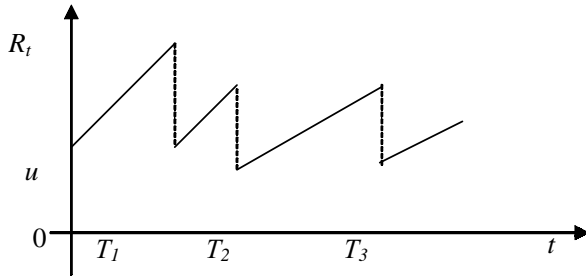


Рисунок 1. Процесс риска  $R_t$

$$R_t = u + c \cdot t - \sum_{k=1}^{N_t} \xi_k, \quad (1)$$

где  $u$  – начальный капитал;

$c$  – скорость (интенсивность) поступления «премий», взносов;

$\xi_k$  – последовательность независимых одинаково распределенных случайных величин, интерпретируемых как размер выплат страховой компанией клиентам по искам с математическим ожиданием  $\mu$  и функцией распределения  $F(x) = P(\xi_i < x)$ ,  $\mu = M\xi_i$ ,  $(F(0) = 0, \mu < \infty)$ ;

$N = (N_t)_{t \geq 0}$  – процесс Пуассона, описывающий число выплат за временной промежуток  $(0, t)$ ,

$$N_t = \sum_k I(T_k \leq t)$$

$I(T_k \leq t)$  – число исков предъявляемых страховой компании в момент времени  $T_k$ , равное 0 или 1;

$T_1, T_2, \dots$  – моменты поступления требований к оплате, причем  $(T_{k+1} - T_k)_{k \geq 1}$  являются независимыми величинами, имеющими экспоненциальное распределение с параметром  $\lambda$ :

$$P(T_{k+1} - T_k < t) = 1 - e^{-\lambda t},$$

$R_t$  – капитал страховой компании на момент времени  $t$ .

Модель (1) известна как модель Лундберга-Крамера [1]

Так как

$$MR_t = u + (c - \lambda\mu)t,$$

то, полагая коэффициент нагрузки

$$\rho = c / (\lambda\mu) - 1,$$

получаем, что скорость поступления премий

$$c = (1 + \rho)\lambda\mu$$

Ставится задача нахождения или оценки вероятности неразорения компании с начальным капиталом « $u$ »

$$\Phi(u) = P(R_t \geq 0, R_0 = u, t \geq 0)$$

Предполагая  $F(x)$  достаточно гладкой, на основании формулы полной вероятности и свойства ординарности пуассоновского процесса, относительно искомой функции  $\Phi(u)$ , легко получить [2] интегро-дифференциальное уравнение

$$\lambda\Phi(u) = c\Phi'(u) + \lambda \int_0^u \Phi(u-x)f(x)dx, \quad (2)$$

где  $f(x) = F'(x)$  – плотность распределения величины выплат.

Считается, что в случае произвольного распределения величины выплат получение аналитического выражения для  $\Phi(u)$  затруднительно и поэтому для вероятности разорения  $\psi(u)$  используют неравенство Крамера-Лундберга [1], или получают численное решение уравнения, используя трудоемкий алгоритм Дюффресне и Гербера [3] и его модификации [4].

Однако, для широкого класса достаточно гладких распределений  $F(x)$  покажем принципиальную возможность аналитического решения с помощью преобразования Лапласа.

Заметим, что функции  $\Phi(t)$  и  $f(t)$  по определению удовлетворяют требованиям, предъявляемым к оригиналам:

$$1) \Phi(t) \equiv 0, f(t) \equiv 0 \quad \text{при всех } t < 0;$$

2)  $\Phi(t) \neq 0, f(t) \neq 0$  при всех или некоторых  $t \geq 0$  и являются однозначными, непрерывными или кусочно-непрерывными функциями.

3)  $\Phi(t), f(t)$  являются функциями ограниченного роста.

Применим преобразование Лапласа к (2) и, учитывая его свойства, в частности теорему о свертке, получим:

$$\lambda\phi(p) = c(p\phi(p) - \Phi(0)) + \lambda\phi(p)Y(p), \quad (3)$$

где

$$\phi(p) = L\{\Phi(u)\} = \int_0^{\infty} \Phi(u)e^{-pu} du,$$

$$Y(p) = L\{f(x)\} = \int_0^{\infty} f(x)e^{-px} dx,$$

$$\varphi(p) \cdot Y(p) = L\left(\int_0^u \Phi(u-x)f(x)dx\right)$$

Из (3) выразим  $\varphi(p)$ :

$$\varphi(p) = (-c\Phi(0))/(\lambda - c\rho - \lambda Y(p))$$

Формально, используя обратное преобразование Лапласа  $L^{-1}$ , определим с точностью до постоянного множителя

$$\Phi(u) = -c\Phi(0) \frac{1}{2\pi j} \int_{-j\infty - R_c}^{j\infty + R_c} (\lambda - c\rho - \lambda Y(p)) e^{jpu} dp \quad (4)$$

где  $j$  – мнимая единица ( $j^2 = -1$ ).

Отметим, что на практике зачастую удается восстановить оригинал  $\Phi(x)$  без использования выражения (4). Постоянный множитель  $\Phi(0)$  определим используя очевидное требование  $\Phi(\infty) = 1$ .

Предложенный подход проиллюстрируем для случая экспоненциального распределения времени выплат.

Полагая

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\mu} e^{-\frac{1}{\mu}x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$$

запишем (2) в виде:

$$\lambda\Phi(u) = c\Phi'(u) + \lambda \int_0^u \Phi(u-x) \frac{1}{\mu} e^{-\frac{1}{\mu}x} dx$$

С помощью преобразования Лапласа получим:

$$\lambda\varphi(p) = c(p\varphi(p) - \Phi(0)) + \frac{\lambda}{\mu} \varphi(p) \frac{1}{p + \frac{1}{\mu}}$$

Выражение для  $\varphi(p)$  представим в виде:

$$\varphi(p) = \Phi(0) \left( \frac{A}{p} + \frac{B}{p - (\lambda/c - 1/\mu)} \right),$$

где

$$A = -\frac{\frac{1}{\mu}}{\frac{\lambda}{c} - \frac{1}{\mu}}, \quad B = \frac{\frac{\lambda}{c}}{\frac{\lambda}{c} - \frac{1}{\mu}}.$$

Осуществив обратное преобразование Лапласа, найдем вероятность неразорения с точностью до постоянного множителя

$$\Phi(u) = \frac{\Phi(0)}{\frac{\lambda}{c} - \frac{1}{\mu}} \left( -\frac{1}{\mu} + \frac{\lambda}{c} \exp\left(\left(\frac{\lambda}{c} - \frac{1}{\mu}\right)x\right) \right)$$

В итоге, удовлетворив условию  $\Phi(\infty) = 1$ , получим оценку платежеспособности страховой компании в зависимости от  $u, \rho, \mu$

$$\Phi(u) = 1 - \frac{\lambda\mu}{c} \exp\left(\left(\frac{\lambda}{c} - \frac{1}{\mu}\right)x\right) = 1 - \frac{1}{1+\rho} \exp\left(\frac{-\rho x}{(1+\rho)\mu}\right)$$

В общем случае безусловной проблемой является построение изображения  $Y(p)$ , но при удачной аппроксимации  $f(x)$  эту проблему можно снять.

#### Список использованной литературы:

1. Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики. М.: Фазис, 1998.
2. Мельников А.В., Бойков И.В. Элементы страхового риск-менеджмента. М.: АФЦ, 2000, 87с.
3. DUFRESNEF AND GERBER H.U. (1989) THREE Methods to Calculate the Probability of Ruin. Astin Bulletin, Vol. 19, №1, 71-90.
4. Цицашвили Г.Ш., Скварнин Е.С. Финансово-актуарная математика и смежные вопросы. Труды ФАМ, 2002, Красноярск, ИВМ СО РАН.