АКТУАРНЫЙ АНАЛИЗ ДОГОВОРОВ СТРАХОВАНИЯ ЖИЗНИ ДЛЯ ЛОГИСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ СМЕРТНОСТИ

КАФЕДРА ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Бичаев Роман Михайлович, 609 группа Научный руководитель: проф. Фалин Геннадий Иванович

Москва, 2021

Цели работы

- Исследовать свойства логистического закона смертности
- Получить формулы для необходимых в актуарных расчетах упрощающих функций в случае логистического закона
- На основе этих формул изучить отличия логистического закона и закона Мэйкама при помощи разовых нетто-премий и резервов
- Т время жизни человека (случайная величина)
- Функция выживания

$$s(x) = P(T > x)$$
.

• Интенсивность смертности

$$\mu_{x} = -\left[\ln s(x)\right]' \Leftrightarrow s(x) = \exp\left\{-\int_{0}^{x} \mu_{u} du\right\}.$$

• Закон Мэйкама

$$\mu_{\mathsf{v}} = \mathsf{A} + \mathsf{Be}^{\alpha \mathsf{x}}$$
.

Логистический закон

$$\mu_{x} = A + \frac{Be^{\alpha x}}{1 + De^{\alpha x}}.$$

Метод Монте-Карло

Теорема 1. Время жизни в логистической модели смертности можно моделировать по формуле

$$T = \min \left\{ -\frac{1}{A} \ln Z_1, \frac{1}{\alpha} \ln \left(\frac{1+D}{D} Z_2^{-\alpha D/B} - \frac{1}{D} \right) \right\},$$

где $Z_1, Z_2 \sim U(0,1)$ и независимы.

Теорема 2. Пусть

$$\xi \sim \text{Exp}(\alpha), \eta \sim \text{Par}(\frac{1+D}{D}, \frac{B}{\alpha D}).$$

Тогда

$$T = \min \left\{ \xi, \frac{\ln(1+\eta)}{\alpha} \right\}.$$

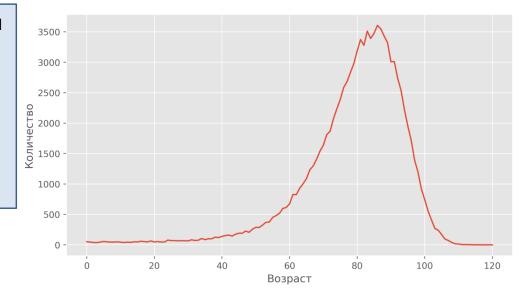


Рис. 1. Результат моделирования 100 000 величин Т. На вертикальной оси показано, сколько из них попало в интервал [k, k+1).

Рандомизация (неоднородная популяция)

Закон Мэйкама:

$$\mu_{x}^{B} = A + Be^{\alpha x}$$

В – случайная величина.

Пусть s(x) и μ_x – функция выживания и интенсивность смертности всей популяции.

Лемма 1. $s(x) = e^{-Ax} \varphi(s)$,

$$\mu_x = A - e^{\alpha x} [\ln \varphi(s)]'$$

где $s = (e^{\alpha x} - 1) / \alpha$ и $\varphi(s)$ – преобразование Лапласа случайной величины B.

Теорема 3. Интенсивность смертности всей популяции определяется логистическим законом вида

$$\mu_{x} = A + \frac{Be^{\alpha x}}{1 + De^{\alpha x}}$$

тогда и только тогда, когда параметр *B* в законе Мэйкама имеет гамма распределение (с параметрами γ и p), причем связь между параметрами логистического закона и гамма распределения следующая

$$B = \frac{\alpha p}{\alpha \gamma - 1}, D = \frac{1}{\alpha \gamma - 1},$$

 $\gamma = \frac{1 + D}{\alpha D}, p = \frac{B}{\alpha D}.$

Упрощающие функции

Рассмотрим логистический закон в виде

$$\mu_{x} = A + \frac{Be^{\alpha x}}{1 + Be^{\alpha x}}.$$

Упрощающие функции:

$$\begin{split} &D_x \equiv e^{-\delta x} I_x = I_0 e^{-\delta x} s(x), \\ &\bar{N}_x \equiv \int_x^\infty D_t dt = \dots = \bar{a}_x D_x, \\ &\bar{M}_x \equiv \int_x^\infty D_t \mu_t dt = \dots = D_x (1 - \delta \bar{a}_x), \end{split}$$

где I_x — среднее число людей, доживших до возраста x, \bar{a}_x — актуарная приведенная стоимость непрерывной пожизненной ренты, δ — интенсивность процентов.

Лемма 2.
$$D_x = I_0 s(x; A + \delta, B, \alpha)$$
.

Пусть T и T_x – остаточное время жизни новорожденного и человека возраста x лет соответственно,

$$\mathsf{E} T \equiv \mathsf{e}_{0}(A,B,\alpha), \; \mathsf{E} T_{x} \equiv \mathsf{e}_{x}(A,B,\alpha)$$

- среднее остаточное время жизни,

$$s(t; A, B, \alpha), s_{x}(t; A, B, \alpha)$$

– функции выживания.

Лемма 3.
$$s_{\star}(t; A, B, \alpha) = s(t; A, Be^{\alpha \times}, \alpha).$$

Лемма 4.
$$e_x(A, B, \alpha) = e_0(A, Be^{\alpha x}, \alpha).$$

Лемма 5.
$$\bar{a}_{x}(A,B,\alpha,\delta) = e_{0}(A+\delta,Be^{\alpha x},\alpha).$$

Гипергеометрическая функция:

$$F(a,b,c,z) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(a)_n (b)_n z^n}{(c)_n n!}.$$

Теорема 4.

$$\mathbf{e}_{0}(A,B,\alpha) = \frac{\theta}{\theta + \gamma} F(\theta,1,\theta + \gamma + 1,(1+B)^{-1}),$$

$$\theta = 1/\alpha, \gamma = A/\alpha.$$

Следствие 1.

$$\overline{a}_{x} \equiv \overline{a}_{x}(A, B, \alpha, \delta) = \beta^{-1} F(\alpha^{-1}, 1, 1 + \beta \alpha^{-1}, (1 + Be^{\alpha x})^{-1}),$$

$$\beta = 1 + A + \delta.$$

Теорема 5. В случае логистического закона в форме

$$\mu_{x} = A + \frac{Be^{\alpha x}}{1 + Be^{\alpha x}}.$$

упрощающие функции выражаются следующим образом

$$D_{x} = I_{0}s(x; A + \delta, B, \alpha),$$

$$\bar{N}_{x} = \bar{a}_{x}D_{x},$$

$$\bar{M}_{y} = D_{y}(1 - \delta\bar{a}_{y}),$$

где

$$\bar{a}_x = \beta^{-1} F(\alpha^{-1}, 1, 1 + \beta \alpha^{-1}, (1 + Be^{\alpha x})^{-1}),$$

 $\beta = 1 + A + \delta.$

Разовая нетто-премия и резервы

п-летнее страхование жизни:

$$ar{Z}_{x:ar{n}|}^1 \equiv e^{-\delta T_x} I\{T_x \leq n\}$$
 – приведенная стоимость обязательств страховой компании на момент заключения договора, $ar{A}_{x:ar{n}|}^1 \equiv \mathsf{E}\, ar{Z}_{x:ar{n}|}^1$ – разовая нетто - премия.

Пусть в момент t застрахованный жив. ${}_{t}a_{B}, {}_{t}a_{C}$ – актуарная приведенная стоимость обязательств страховой компании и обязательств

застрахованного. **Резерв в момент** t: $V = {}_{t}a_{R} - {}_{t}a_{C}$.

Актуарный коэффициент

дисконтирования:

$$_{t}E_{x}=\mathrm{e}^{-\delta t}\mathrm{s}_{x}(t).$$

Периодическая нетто-премия: $P(\overline{A}_{x:\overline{n}|}^1)$.

Лемма 6. $\overline{A}_{x:\overline{n}|}^1 = 1 - {}_n E_x - \delta \overline{a}_x + \delta_n E_x \overline{a}_{x+n}$.

Лемма 7.
$$P(\overline{A}_{x:\overline{n}|}^{1}) = \frac{s(x; A + \delta, B, \alpha)\overline{A}_{x:\overline{n}|}^{1}}{\sum_{k=x}^{x+n-1} s(k; A + \delta, B, \alpha)}.$$

Лемма 8. Пусть *t* – время, прошедшее с момента заключения договора, и застрахованный еще жив.

Если
$$t = \lfloor t \rfloor = k$$
, то
$${}_k V(\overline{A}^1_{x:\overline{n}|}) = \overline{A}^1_{x+k:\overline{n-k}|} \left(1 - \frac{P(\overline{A}^1_{x:\overline{n}|})}{P(\overline{A}^1_{x+k:\overline{n-k}|})}\right).$$

Если
$$t=k+s, k=\lfloor t\rfloor, s=t-\lfloor t\rfloor\in (0,1),$$
 то $V(\overline{A}^1_{x:\overline{n}|})=\overline{A}^1_{x+t:\overline{n-t}|}-e^{-\delta(1-s)}_{1-s}\rho_{x+t}P(\overline{A}^1_{x:\overline{n}|})\frac{\overline{A}^1_{x+k+1:\overline{n-k-1}|}}{P(\overline{A}^1_{x+t+\overline{n-t+1}|})}$

Сравнение резервов

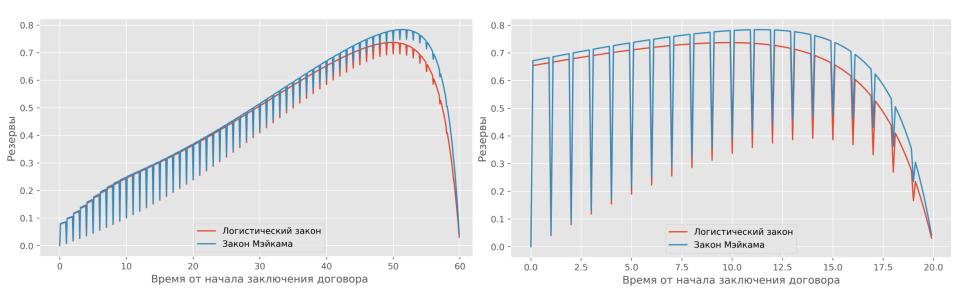


Рис. 2. Сравнение резервов для 60летнего страхования человека возраста 40 лет.

Рис. 3. Сравнение резервов для 20летнего страхования человека возраста 80 лет.

Основная литература

- [1] Фалин, Г.И., *Математические основы теории страхования жизни и пенсионных схем*, 3-е издание: АНКИЛ, Москва, 2007. 304 с. ISBN 978-5-86476-235-6.
- [2] Beard, R.E., *Note on some mathematical mortality models*, In: Wolstenholme, G.E.W. and O'Conner, M., Eds., Ciba Foundation Colloquium on Ageing, Little, Brown and Company, Boston, 1959, pp. 302-311.
- [3] Фалин, Г.И., *Математический анализ рисков в страховании*, Российский Юридический Издательский Дом, 1994.
- [4] Thatcher, A.R., *The Long-Term Pattern of Adult Mortality and the Highest Attained Age*, Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society), Vol. 162, No. 1 (1999), pp. 5-43.
- [5] Andreas Nordvall Lagerås, Commutation functions under Gompertz–Makeham mortality, Scandinavian Actuarial Journal, 2010:2, pp. 161-164.
- [6] Бейтмен, Г., Эрдейи, А., *Высшие трансцендентные функции*, издательство «Наука», Главная редакция физико-математической литературы, Москва, 1973.