

Zadanie 6.

Proces nadwyżki ubezpieczyciela ma postać:

$$U(t) = u + c \cdot t - S(t)$$

gdzie:

- u – to wartość początkowa nadwyżki,
- $S(t)$ – to złożony proces Poissona z parametrem częstotliwości λ , wyrażający zagregowaną wartość szkód do momentu t ,
- składka c równa jest oczekiwanej wartości szkód za okres jednostkowy pomnożonej przez czynnik $(1 + \theta)$.

Niech:

- l_1 będzie wartością, o którą nadwyżka spada poniżej poziomu wyjściowego w pierwszym momencie, w którym do spadku dochodzi (o ile do niego dojdzie),
- $L = l_1 + \dots + l_N$ to maksymalna całkowita strata, gdzie l_k to k -ty z kolei spadek poniżej poprzedniego rekordu dolnego, zaś N to liczba wystąpień takich spadków w całym przebiegu procesu $U(t)$.

Jeżeli zmienna l_1 ma rozkład określony na przedziale $[0, 2]$ o gęstości równej:

$$f_l(x) = \begin{cases} \frac{2}{3} & \text{dla } 0 \leq x < 1 \\ \frac{1}{3} & \text{dla } 1 \leq x \leq 2 \end{cases}$$

to funkcja generująca momenty $M_L(r)$ dla r nierównego zero jest postaci:

$$M_L(r) = \frac{\theta}{1 + \theta - M_{l_1}(r)}$$

$$\begin{aligned} M_{l_1}(r) &= E e^{r l_1} = \int_0^1 e^{r l} \cdot \frac{2}{3} dl + \int_1^2 e^{r l} \cdot \frac{1}{3} dl = \frac{2}{3r} e^{r l} \Big|_0^1 + \frac{1}{3r} e^{r l} \Big|_1^2 = \\ &= \frac{2}{3r} e^r - \frac{2}{3r} + \frac{1}{3r} e^{2r} - \frac{1}{3r} e^r = \frac{e^{2r} + e^r - 2}{3r} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} M_L(r) &= \frac{\theta}{1 + \theta - M_{l_1}(r)} = \frac{\theta}{1 + \theta - \frac{e^{2r} + e^r - 2}{3r}} = \frac{3r\theta}{3r(1 + \theta) - e^{2r} - e^r + 2} = \\ &= \frac{3r\theta}{2 + 3r(1 + \theta) - e^r(e^r + 1)} \end{aligned}$$

Odp. E

Zadanie 8.

Liczba szkód N w ciągu roku w pewnym ubezpieczeniu ma rozkład Poissona z oczekiwaną liczbą szkód równą $E(N) = 22.62$.

Wartość każdej ze szkód Y_1, Y_2, Y_3, \dots ma ten sam rozkład Pareto o dystrybuancie określonej na półosi nieujemnej wzorem:

$$F_{Y_1}(y) = 1 - \left(\frac{1}{1+y} \right)^2$$

Wartości poszczególnych szkód i liczba szkód są niezależnymi zmiennymi losowymi.

Niech:

$$M := \begin{cases} \max\{Y_1, Y_2, \dots, Y_N\} & \text{jeżeli } N > 0 \\ 0 & \text{w p.p.} \end{cases}$$

Kwantyl rzędu 0.95 rozkładu zmiennej M , a więc taka liczba $y_{0.95}$, dla której:

$$\Pr(M \leq y_{0.95}) = 0.95$$

wynosi:

p-stwo całkowite

$$\begin{aligned} \Pr(M \leq y) &= \sum_{n=0}^{\infty} \Pr(M \leq y | N=n) \Pr(N=n) = \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \Pr(N=n) \Pr(Y_1 \leq y, Y_2 \leq y, \dots, Y_n \leq y) = \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \left[1 - \left(\frac{1}{1+y} \right)^2 \right]^n = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda}}{n!} \left[\lambda \left(1 - \left(\frac{1}{1+y} \right)^2 \right) \right]^n = \\ &= \exp \left\{ -\lambda \left(\frac{1}{1+y} \right)^2 \right\} \underbrace{\sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \exp \left\{ -\lambda \left(1 - \frac{1}{1+y} \right)^2 \right\} \left[\lambda \left(1 - \left(\frac{1}{1+y} \right)^2 \right) \right]^n}_{=1} = \\ &= \exp \left\{ -\lambda \left(\frac{1}{1+y} \right)^2 \right\} \end{aligned}$$

$$0.95 = \exp \left\{ -\lambda \left(\frac{1}{1+y} \right)^2 \right\}$$

$$\ln(0.95) = -\lambda \left(\frac{1}{1+y} \right)^2$$

$$\sqrt{\frac{\ln(0.95)}{-\lambda}} = \frac{1}{1+y}$$

$$y = \frac{1}{\sqrt{\frac{\ln(0.95)}{-\lambda}}} - 1 \approx 20$$

Zadanie 9.

Łączna wartość szkód z pewnego ryzyka $X = Y_1 + \dots + Y_N$ jest zmienną losową o rozkładzie złożonym. Liczba szkód N ma rozkład Poissona z wartością oczekiwaną równą $3\ln(2)$, zaś wartość pojedynczej szkody Y ma rozkład dany wzorem:

$$\Pr(Y_1 = k) = \frac{1}{\ln 2} \cdot \frac{0.5^k}{k}, \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

Prawdopodobieństwo, iż łączna wartość szkód wyniesie 6, równa jest:

Wzór Panjerna gdy $N \sim P(\lambda)$:

$$f_X(0) = \exp(-\lambda)$$

$$f_X(k) = \sum_{j=1}^k \frac{\lambda j}{k} f_Y(j) f_X(k-j)$$

$$P(X=0) = \exp(-3\ln(2)) = \frac{1}{8}$$

$$\begin{aligned} P(X=k) &= \sum_{j=1}^k 3\ln(2) \cdot \frac{j}{k} \cdot \frac{0.5^j}{j} \cdot \frac{1}{\ln(2)} P(X=k-j) = \\ &= \frac{3}{k} \sum_{j=1}^k \left(\frac{1}{2}\right)^j P(X=k-j) \end{aligned}$$

$$P(X=1) = 3 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{8} = \frac{3}{16}$$

$$P(X=2) = \frac{3}{2} \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{8} \right) = \frac{3}{16}$$

$$P(X=3) = \frac{3}{3} \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{8} \right) = \frac{5}{12}$$

$$P(X=4) = \frac{3}{4} \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{5}{12} + \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{8} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{16} \cdot \frac{1}{8} \right) = \frac{15}{128}$$

$$P(X=5) = \frac{3}{5} \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{15}{128} + \frac{1}{4} \cdot \frac{5}{32} + \frac{1}{8} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{16} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{32} \cdot \frac{1}{8} \right) = \frac{21}{256}$$

$$P(X=6) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{21}{256} + \frac{1}{4} \cdot \frac{15}{128} + \frac{1}{8} \cdot \frac{5}{32} + \frac{1}{16} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{32} \cdot \frac{3}{16} + \frac{1}{64} \cdot \frac{1}{8} \right) = \frac{7}{128}$$

Zadanie 10.

W kolejnych okresach czasu $j = 1, 2, 3$ ubezpieczony, charakteryzujący się parametrem ryzyka Θ , generuje N_j szkód. Dla danego $\Theta = \theta$ zmienne N_1, N_2, N_3 są warunkowo niezależne i mają taki sam rozkład:

$$\Pr(N_1 = k | \Theta = \theta) = \frac{\theta^k}{k!} e^{-\theta}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Parametr ryzyka Θ przyjmuje w populacji ubezpieczonych wartości: 1 lub 2. Mamy do czynienia z dwuetapowym doświadczeniem losowym:

- najpierw losujemy z populacji ubezpieczonego, a wraz z nim jego wartość parametru ryzyka, zgodnie z rozkładem prawdopodobieństwa:
 $\Pr(\Theta = 1) = 0.5 = \Pr(\Theta = 2)$
- następnie obserwujemy liczby generowanych przez niego szkód N_1 i N_2 .

Wnioskujemy na tej podstawie o liczbie szkód w następnym okresie, czyli N_3 .

$\Pr(N_3 = 0 | N_1 + N_2 = 2)$ wynosi w przybliżeniu:

$$\Pr(N_1 + N_2 = k | \Theta) = \frac{(2\theta)^k}{k!} e^{-2\theta}$$

$$\begin{aligned} \Pr(N_3 = 0 | N_1 + N_2 = 2) &= \Pr(N_3 = 0 | \Theta = 1) \Pr(\Theta = 1 | N_1 + N_2 = 2) + \\ &\quad + \Pr(N_3 = 0 | \Theta = 2) \Pr(\Theta = 2 | N_1 + N_2 = 2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pr(\Theta | N_1 + N_2 = 2) &= c \cdot \Pr(N_1 + N_2 = 2 | \Theta = \theta) \Pr(\Theta = \theta) = \\ &= c \cdot \theta^2 e^{-2\theta} \Rightarrow c = \frac{1}{e^{-2} + 4e^{-4}} \end{aligned}$$

$$\left[1^2 e^{-2} + 2^2 e^{-4} = e^{-2} + 4e^{-4} \right]$$

$$\begin{aligned} \Pr(N_3 = 0 | N_1 + N_2 = 2) &= e^{-1} \frac{e^{-2}}{e^{-2} + 4e^{-4}} + e^{-2} \frac{4e^{-4}}{e^{-2} + 4e^{-4}} = \\ &= \frac{e^{-3} + 4e^{-6}}{e^{-2} + 4e^{-4}} \approx 0.29 \end{aligned}$$