

Zadanie 1.

Każdej jednostce z pewnej populacji przydarzają się szkody zgodnie z procesem Poissona z intensywnością λ (rocznie), pod warunkiem że parametr ryzyka Λ charakteryzujący tę jednostkę wynosi λ . Znamy pierwsze trzy momenty rozkładu zmiennej Λ w tej populacji:

$$E\Lambda = 0.2, \quad E(\Lambda^2) = 0.1, \quad E(\Lambda^3) = 0.08.$$

Niech N oznacza liczbę szkód wygenerowaną przez (losowo wybraną z tej populacji) jednostkę w ciągu dwóch kolejnych lat. Moment centralny trzeciego rzędu zmiennej N wynosi:

$$X|\Lambda = \text{Pois}(\Lambda)$$

$$N|\Lambda = \text{Pois}(2\Lambda)$$

$$M_X(t) = \exp\{\lambda(e^t - 1)\}$$

$$M_X'(t) = \exp\{\lambda(e^t - 1)\} \cdot \lambda e^t \Big|_{t=0} = \lambda$$

$$M_X''(t) = \exp\{\lambda(e^t - 1)\} \cdot \lambda e^t \cdot \lambda e^t + \exp\{\lambda(e^t - 1)\} \cdot \lambda e^t \Big|_{t=0} = \lambda^2 + \lambda$$

$$\begin{aligned} M_X'''(t) &= \exp\{\lambda(e^t - 1)\} \lambda e^t \cdot \lambda^2 e^{2t} + \exp\{\lambda(e^t - 1)\} \lambda^2 e^{2t} \cdot 2 + \\ &\quad + \exp\{\lambda(e^t - 1)\} \lambda e^t \cdot \lambda e^t + \exp\{\lambda(e^t - 1)\} \lambda e^t \Big|_{t=0} = \\ &= \lambda^3 + 3\lambda^2 + \lambda \end{aligned}$$

$$EX = \lambda$$

$$EX^2 = \lambda^2 + \lambda$$

$$EX^3 = \lambda^3 + 3\lambda^2 + \lambda$$

$$EN = E[E(N|\Lambda)] = E(2\Lambda) = 2E\Lambda = 2 \cdot 0.2 = 0.4$$

$$EN^2 = E[E(N^2|\Lambda)] = E(4\Lambda^2 + 2\Lambda) = 4E\Lambda^2 + 2E\Lambda = 4 \cdot 0.1 + 0.4 = 0.8$$

$$\begin{aligned} EN^3 &= E[E(N^3|\Lambda)] = E(8\Lambda^3 + 12\Lambda^2 + 2\Lambda) = 8E\Lambda^3 + 12E\Lambda^2 + 2E\Lambda = \\ &= 8 \cdot 0.08 + 12 \cdot 0.1 + 2 \cdot 0.2 = 2.24 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[N - EN]^3 &= E[N^3 - 3N^2 EN + 3N(EN)^2 - (EN)^3] = \\ &= EN^3 - 1.2 EN^2 + 0.48 EN - 0.064 = 1.408 \end{aligned}$$

Zadanie 2.

Rozważamy model nadwyżki ubezpieczyciela z czasem dyskretnym:

$U_n = u + X_1 + X_2 + \dots + X_n$, gdzie:

- u to nadwyżka początkowa (nieujemna);
- X_1, X_2, X_3, \dots są i.i.d, i reprezentują różnice pomiędzy wpływami ze składki a wydatkami na odszkodowania w kolejnych latach;

rozkład zmiennej X_1 jest pięciopunktowy:

$$\Pr(X_1 = 3) = p_3,$$

$$\Pr(X_1 = 2) = p_2,$$

$$\Pr(X_1 = 1) = p_1,$$

$$\Pr(X_1 = 0) = p_0,$$

$$\Pr(X_1 = -1) = 1 - p_0 - p_1 - p_2 - p_3.$$

Niech $N = \min\{n: U_n < 0\}$ oznacza czas ruiny.

Przyjmijmy, że parametry procesu wynoszą: $p_0 = p_1 = p_2 = p_3 = 1/12$, oraz $u = 9/2$. W tych warunkach ruina jest pewna, a więc $\Pr(N < \infty) = 1$. Wobec tego oczekiwany czas do ruiny $E(N)$ jest wielkością dobrze określoną, i wynosi:

(A) 30

(B) 25

(C) 21

(D) 18

(E) 15

Wskazówka: zauważ, że przyrosty nadwyżki są liczbami całkowitymi, a przyrost ujemny może wynieść jedynie -1.

Ruina zajdzie, gdy znajdziemy się w punkcie $-\frac{1}{2}$, czyli musimy wykonać 5 kroków w dół:

$$EX = (3+2+1) \cdot \frac{1}{12} - 1 \cdot \frac{1}{12} = -\frac{1}{6}$$

$$EN = \frac{5}{|-\frac{1}{6}|} = 30$$

Zadanie 3.

Wiadomo, że zmienne losowe N_1, N_2, N_3 są niezależne, i mają rozkłady określone na zbiorze liczb całkowitych nieujemnych, spełniające zależności rekurencyjne:

$$\Pr(N_1 = k) = \frac{1}{2} \cdot \Pr(N_1 = k-1), \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

$$\Pr(N_2 = k) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2k} \right) \cdot \Pr(N_2 = k-1), \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

$$\Pr(N_3 = k) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{k} \right) \cdot \Pr(N_3 = k-1), \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

Wobec tego $\Pr(N_1 + N_2 + N_3 = 3)$ wynosi:

$$P(N=k) = \left(a + \frac{b}{k} \right) P(N=k-1) \quad \text{dla } k=1, 2, 3, \dots$$

$$NB(n, q): (a, b) = (q, (n-1)q)$$

$$N_1 \sim NB(1, \frac{1}{2})$$

$$N_2 \sim NB(2, \frac{1}{2})$$

$$N_3 \sim NB(3, \frac{1}{2})$$

$$X = N_1 + N_2 + N_3 \sim NB(6, \frac{1}{2})$$

$$P(X=k) = \binom{6+k-1}{k} \left(\frac{1}{2} \right)^{6+k}$$

$$P(X=3) = \binom{8}{3} \left(\frac{1}{2} \right)^9 = \frac{14}{128}$$

Zadanie 4.

Proces pojawiania się szkód startuje w momencie $T_0 = 0$. Niech T_n oznacza moment zajścia n -tej szkody. Ponieważ szkody numerujemy według kolejności zajścia, wobec tego zachodzi $0 < T_1 < T_2 < \dots$.

Wypłata odszkodowania za n -tą szkodę następuje w momencie $T_n + D_n$. Załóżmy, iż zmienne losowe: $T_1, (T_2 - T_1), (T_3 - T_2), \dots$

oraz: D_1, D_2, D_3, \dots

są wszystkie nawzajem niezależne i mają identyczny rozkład wykładniczy o wartości oczekiwanej równej 1.

Prawdopodobieństwo, iż dla pewnego ustalonego n wypłata odszkodowania za szkodę $n+2$ -gą poprzedzi wypłatę odszkodowania za szkodę n -tą wynosi:

$$P(T_{n+2} + D_{n+2} < T_n + D_n) = P(T_{n+2} - T_n < D_n - D_{n+2}) =$$

$$\left| \begin{array}{l} T_{n+2} - T_n = T_{n+2} - T_{n+1} + T_{n+1} - T_n \sim \Gamma(2, 1) \\ D_n, D_{n+2} \sim \text{Exp}(1) \end{array} \right|$$

$$= P(\underbrace{T_{n+2} - T_n + D_{n+2}}_{X \sim \Gamma(3, 1)} < \underbrace{D_n}_{Y \sim \text{Exp}(1)}) =$$

$$\begin{aligned} &= \int_0^\infty \int_x^\infty \frac{1}{\Gamma(3)} x^2 e^{-x} e^{-y} dy dx = \frac{1}{\Gamma(3)} \int_0^\infty x^2 e^{-x} [-e^{-y}]_x^\infty dx = \\ &= \frac{1}{\Gamma(3)} \int_0^\infty x^2 e^{-2x} dx = \frac{1}{\Gamma(3)} \cdot \frac{\Gamma(3)}{2^3} = \frac{1}{8} \end{aligned}$$

Zadanie 5.

Rozważamy klasyczny model procesu nadwyżki ubezpieczyciela z czasem ciągłym:

- skumulowana wartość szkód $S(t)$ jest procesem złożonym Poissona, w którym intensywność pojawiania się szkód wynosi $\lambda = 100$, zaś rozkład wartości pojedynczej szkody dany jest na półosi dodatniej gęstością:

$$f_Y(x) = \frac{3}{16} \exp\left(-\frac{1}{4}x\right) + \frac{1}{32} \exp\left(-\frac{1}{8}x\right)$$

- intensywność składki (napływającej w sposób ciągły) wynosi $c = 750$,
Wiadomo, że przy takich założeniach funkcja prawdopodobieństwa ruiny (jako funkcja wysokości nadwyżki początkowej u) jest postaci:

$$\Psi(u) = a_1 \exp(-r_1 u) + a_2 \exp(-r_2 u),$$

Suma parametrów tego wzoru $(a_1 + a_2)$ wynosi:

$$\Psi(u) = \sum_{i=1}^n a_i e^{-r_i u}$$

$$\sum_{i=1}^n a_i = \frac{1}{1+\theta}$$

$$\theta = \frac{c}{\lambda EY} - 1$$

$$a_1 + a_2 = \frac{1}{1+\theta}$$

$$EY = \frac{3}{4} \cdot 4 + \frac{1}{4} \cdot 8 = 5$$

$$c = (1+\theta) \lambda EY$$

$$750 = (1+\theta) \cdot 100 \cdot 5$$

$$a_1 + a_2 = \frac{1}{1+\theta} = \frac{2}{3}$$

Zadanie 6.

W pewnym ubezpieczeniu szkody zawsze likwidowane są nie później, niż w roku następującym po roku zajścia. Niech $X_{t,0}$ oraz $X_{t,1}$ oznaczają łączną wartość szkód zaistniałych w roku t , a likwidowanych w tym samym roku oraz w roku następnym, odpowiednio. Mamy w dyspozycji próbkę obserwacji z lat $t = 1, 2, \dots, n$:

$$\bullet \quad X_{1,0}, X_{1,1}, X_{2,0}, X_{2,1}, \dots, X_{n,0}, X_{n,1}.$$

Zakładamy, że wszystkie powyższe zmienne są niezależne, i mają rozkłady Gamma o parametrach:

$$X_{t,0} \sim \Gamma(\alpha_0, \beta), \quad t = 1, 2, \dots, n,$$

$$X_{t,1} \sim \Gamma(\alpha_1, \beta), \quad t = 1, 2, \dots, n.$$

Nie znamy wartości parametrów $(\alpha_0, \alpha_1, \beta)$, w istocie jednak interesuje nas jedynie

$$\text{parametr } \mu_0 := \frac{\alpha_0}{\alpha_0 + \alpha_1}$$

Rozważamy dwa estymatory tego parametru:

$$\hat{\mu}_0 := \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{X_{t,0}}{X_{t,0} + X_{t,1}}, \text{ oraz } \hat{\hat{\mu}}_0 := \frac{\sum_{t=1}^n X_{t,0}}{\sum_{t=1}^n X_{t,0} + \sum_{t=1}^n X_{t,1}}$$

Stosunek wariancji tych estymatorów:

$$\frac{\text{var}(\hat{\mu}_0)}{\text{var}(\hat{\hat{\mu}}_0)}$$

wynosi:

$$\sum_{t=1}^n X_{t,0} \sim \text{Gamma}(n\alpha_0, \beta)$$

$$\sum_{t=1}^n X_{t,1} \sim \text{Gamma}(n\alpha_1, \beta)$$

$$\hat{\hat{\mu}}_0 \sim \text{Beta}(n\alpha_0, n\alpha_1)$$

$$\text{var}(\hat{\hat{\mu}}_0) = \frac{n^2 \alpha_0 \alpha_1}{(n\alpha_0 + n\alpha_1)^2 (n\alpha_0 + n\alpha_1 + 1)}$$

$$\frac{X_{t,0}}{X_{t,0} + X_{t,1}} \sim \text{Beta}(\alpha_0, \alpha_1)$$

$$\text{var}(\hat{\mu}_0) = \frac{1}{n^2} n \frac{\alpha_0 \alpha_1}{(\alpha_0 + \alpha_1)^2 (\alpha_0 + \alpha_1 + 1)} = \frac{\alpha_0 \alpha_1}{n(\alpha_0 + \alpha_1)^2 (\alpha_0 + \alpha_1 + 1)}$$

$$\frac{\text{var}(\hat{\mu}_0)}{\text{var}(\hat{\hat{\mu}}_0)} = \frac{\frac{\alpha_0 \alpha_1}{n(\alpha_0 + \alpha_1)^2 (\alpha_0 + \alpha_1 + 1)}}{\frac{n^2 \alpha_0 \alpha_1}{(n\alpha_0 + n\alpha_1)^2 (n\alpha_0 + n\alpha_1 + 1)}} = \frac{\alpha_0 + \alpha_1 + \frac{1}{n}}{\alpha_0 + \alpha_1 + 1}$$

Zadanie 7.

Rozważamy klasyczny proces nadwyżki ubezpieczyciela:

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

gdzie:

- u – to nadwyżka początkowa,
- $S(t)$ – to łączna wartość szkód do momentu t , tworząca złożony proces Poissona z parametrem częstotliwości λ , z wykładniczymi szkodami o wartości oczekiwanej $1/\beta$
- Parametr intensywności składki wynosi $c = \frac{11\lambda}{10\beta}$

Wiemy, że przy aktualnej wysokości kapitału początkowego u spełniony jest warunek:

- $\Psi(u) = 1/5$.

Udziałowcy postanowili zwiększyć nadwyżkę początkową dwukrotnie. Po tej zmianie prawdopodobieństwo ruiny $\Psi(2u)$ wyniesie:

$$\theta = \frac{c}{\lambda EY} - 1 = \frac{\frac{11}{10} \cdot \frac{\lambda}{\beta}}{\frac{\lambda}{\beta}} - 1 = \frac{1}{10}$$

$$R = \frac{\beta\theta}{1+\theta} = \frac{\beta \frac{1}{10}}{1+\frac{1}{10}} = \frac{\beta}{10} \cdot \frac{10}{11} = \frac{\beta}{11}$$

$$\Psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{1+\theta} = \frac{e^{-\frac{\beta}{11}u}}{\frac{11}{10}} = \frac{10}{11} e^{-\frac{\beta}{11}u} = \frac{1}{5}$$

$$e^{-\frac{1}{11}\beta u} = \frac{11}{50}$$

$$\Psi(2u) = \frac{10}{11} \left(e^{-\frac{\beta}{11}u} \right)^2 = \frac{10}{11} \left(\frac{11}{50} \right)^2 = \frac{11}{250} \approx 0,044$$

odp. c

Zadanie 8.

W pewnym ubezpieczeniu mamy do czynienia z ciągłym, liniowym wzrostem liczby ryzyk w portfelu, co wyraża założenie, iż zmienna $T_1 \in (0,1)$ wyrażająca moment zajścia losowo wybranej szkody z tego portfela w ciągu roku (o ile oczywiście do szkody dojdzie) ma rozkład dany gęstością:

- $f_1(t) = \frac{4}{5} + \frac{2}{5}t.$

Niech T_2 oznacza odstęp w czasie od momentu zajścia szkody do jej likwidacji. Zmienna ta ma rozkład wykładniczy z wartością oczekiwaną równą 2 (lata).

Zakładamy że zmienne losowe T_1 oraz T_2 są niezależne. Prawdopodobieństwo, iż szkoda wybrana losowo spośród tych, które zaszły w ciągu roku, pozostanie niezlikwidowana na koniec tego roku, z dobrym przybliżeniem wynosi:

$$\begin{aligned} \int_0^1 P(T_2 > 1-t \mid T_1=t) f_{T_1}(t) dt &= \int_0^1 e^{-\frac{1}{2}(1-t)} \cdot \left(\frac{4}{5} + \frac{2}{5}t\right) dt = \\ &= \frac{4}{5} e^{-\frac{1}{2}} \int_0^1 e^{\frac{t}{2}} dt + \frac{2}{5} e^{-\frac{1}{2}} \int_0^1 t e^{\frac{t}{2}} dt = 0.2 \end{aligned}$$

Zadanie 9.

W pewnym ubezpieczeniu proces pojawiania się szkód jest procesem Poissona z oczekiwaną liczbą szkód w ciągu roku równą 2, a wartości pojedynczych szkód (niezależne nawzajem i od procesu pojawiania się szkód) mają rozkład ciągły o gęstości równej 1 na przedziale $(0, 1)$.

Ubezpieczony stosuje następującą strategię zgłaszania szkód w ciągu roku:

- Nie zgłasza szkód, dopóki nie zdarzy mu się szkoda o wartości przekraczającej $\frac{1}{2}$
- Zgłasza pierwszą szkodę, która przekroczyła wartość $\frac{1}{2}$, po czym zgłasza ewentualne następne szkody bez względu na to, jaka jest ich wartość.

Charakter ubezpieczenia jest przy tym taki, że decyzja o niezgłoszeniu danej szkody jest nieodwołalna – nie ma więc możliwości zgłoszenia danej szkody dopiero wtedy, kiedy zajdzie któraś z następnych szkód.

Oczekiwana wartość szkód zgłoszonych w ciągu roku z tego ubezpieczenia wynosi (z dobrym przybliżeniem):

Zadanie 10.

Pewien podmiot posiada wyjściowy majątek o wartości w , i narażony jest na stratę X .

Strata X jest zmienną losową o rozkładzie dwupunktowym:

$$\Pr(X=1)=q, \Pr(X=0)=1-q$$

Rynek ubezpieczeniowy oferuje kontrakty ubezpieczeniowe wypłacające αX za szkodę w wysokości X dla dowolnych $\alpha \in (0,1]$, w zamian za składkę w wysokości $(1+\theta) \cdot q \cdot \alpha$.

Podmiot ten postępuje racjonalnie, a w swoich decyzjach kieruje się maksymalizacją oczekiwanej użyteczności, przy czym jego funkcja użyteczności jest postaci:

$$u(x) = -\exp(-x).$$

Jeśli założymy, że $\theta = 1/8$, zaś $q = 1/9$, wtedy podmiot, o którym mowa, osiągnie maksimum oczekiwanej użyteczności wybierając kontrakt z pokryciem równym (wybierz najlepsze przybliżenie):

$$E[-e^{-(w-X+\alpha X - (1+\theta)q\alpha)}] \rightarrow \max$$

$$E[-e^{-w+X-\alpha X + (1+\theta)q\alpha}]$$

$$E[e^{X-\alpha X}] e^{(1+\theta)q\alpha} \rightarrow \min$$

$$E[e^{X-\alpha X}] = E[e^{X(1-\alpha)}] = q e^{(1-\alpha) \cdot 1} + e^{(1-\alpha) \cdot 0} (1-q) =$$

$$= e^{1-\alpha} q + 1-q = \frac{1}{9} e^{1-\alpha} + \frac{8}{9}$$

$$f(\alpha) = \left(\frac{1}{9} e^{1-\alpha} + \frac{8}{9}\right) e^{\frac{9}{2} \cdot \frac{1}{3} \alpha} = \left(\frac{1}{9} e^{1-\alpha} + \frac{8}{9}\right) e^{\frac{1}{2} \alpha} = \frac{1}{9} e \cdot e^{-\frac{1}{2} \alpha} + \frac{8}{9} e^{\frac{1}{2} \alpha}$$

$$f'(\alpha) = \frac{1}{9} e \cdot e^{-\frac{1}{2} \alpha} \left(-\frac{1}{2}\right) + \frac{8}{9} e^{\frac{1}{2} \alpha} \cdot \frac{1}{2} = 0$$

$$\frac{1}{2} e e^{-\frac{1}{2} \alpha} = e^{\frac{1}{2} \alpha}$$

$$\frac{1}{2} e = e^{\alpha}$$

$$\alpha = \ln\left(\frac{1}{2}\right) + 1 \approx 27\%$$

Odp. D