

**Zadanie 1.**

Proces pojawiania się szkód w czasie  $N(t)$  jest procesem o przyrostach niezależnych, o rozkładzie ujemnym dwumianowym danym dla każdego nieujemnego  $t$  oraz dodatniego  $s$  wzorem:

$$\Pr(N(t+s) - N(t) = k) = \frac{\Gamma(r \cdot s + k)}{k! \Gamma(r \cdot s)} \cdot (1-q)^{r \cdot s} \cdot q^k, \quad k = 0, 1, \dots$$

gdzie  $r > 0$  oraz  $q \in (0, 1)$  to parametry procesu. Jeśli przyjmiemy wartość parametru  $q$  równą  $\frac{1}{2}$ , to granica prawdopodobieństw warunkowych:

$$\lim_{s \rightarrow 0} \Pr(N(t+s) - N(t) > 1 / N(t+s) - N(t) > 0)$$

wyniesie:

(A)  $1 - \frac{1}{2 \ln 2}$

(B)  $1/3$

(C)  $2/3$

(D)  $\frac{1}{2 \ln 2}$

(E)  $1$

*Uwaga: Intuicyjnie - pytanie dotyczy prawdopodobieństwa, iż w momencie, w którym dojdzie do przyrostu procesu, wystąpi równocześnie więcej niż jedna szkoda*

**Zadanie 2.**

Dwa ryzyka charakteryzują wartości parametru ryzyka odpowiednio  $\Lambda_1$  i  $\Lambda_2$ .

Generują one w roku ilości szkód odpowiednio  $N_1$  i  $N_2$ .

Momenty pierwszych dwóch rzędów z rozkładów warunkowych zmiennych  $N_1$  i  $N_2$  przy danych wartościach  $\Lambda_1$  i  $\Lambda_2$  wynoszą:

$$E(N_i/\Lambda_1, \Lambda_2) = \Lambda_i, \quad E[\text{VAR}(N_i/\Lambda_1, \Lambda_2)] = s^2, \quad \text{COV}(N_1, N_2/\Lambda_1, \Lambda_2) = 0$$

natomiast o rozkładzie parametrów ryzyka  $\Lambda_1$  i  $\Lambda_2$  zakładamy że:

$$E(\Lambda_i) = \Lambda, \quad \text{VAR}(\Lambda_i) = a^2, \quad \text{COV}(\Lambda_1, \Lambda_2) = 0$$

Na podstawie obserwacji z jednego roku zmiennych  $N_1$  i  $N_2$  przeprowadzamy predykcję parametru ryzyka  $\Lambda_1$ . Zakładamy, że znamy wartości parametrów  $a^2$  oraz  $s^2$ , natomiast nie znamy wartości  $\Lambda$ . Rozważamy klasę predyktorów  $\Lambda_1$  postaci:

$$\hat{\Lambda}_1 = z \cdot N_1 + (1 - z) \cdot N_2,$$

Znajdź tę wartość parametru  $z$ , która minimalizuje błąd średniokwadratowy predyktora.

(A)  $z = \frac{a^2}{s^2 + a^2}$

(B)  $z = \frac{a^2}{2s^2 + a^2}$

(C)  $z = \frac{s^2 + a^2}{2s^2 + a^2}$

(D)  $z = \frac{2s^2 + a^2}{2s^2 + 2a^2}$

(E)  $z = \frac{s^2 + 2a^2}{2s^2 + 2a^2}$

**Zadanie 3.**

Niech:

$$S_n = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_{N(n)}$$

będzie łączną wartością szkód z portfela  $n$  ryzyk, w którym  $N(n)$  ma rozkład Poissona z wartością oczekiwaną  $n \cdot \lambda$ , gdzie  $\lambda$  jest częstotliwością szkód na jedno ryzyko. Przy danej wartości czynnika inflacji cenowej  $I$  zmienne  $Y_i$  są niezależne nawzajem oraz od zmiennej  $N(n)$ , z wartością oczekiwaną równą  $E(Y_i/I) = I \cdot \mu_Y$  oraz wariancją  $VAR(Y_i/I) = I^2 \cdot \sigma^2 < \infty$ . Czynn timer inflacyjny jest zmienną losową (oczywiście niezależną od zmiennej  $N(n)$ ), o rozkładzie logarytmiczno-normalnym takim, że  $\ln(I)$  ma rozkład normalny o wartości oczekiwanej 0,09 i wariancji 0,0004.

Współczynnik zmienności zmiennej  $S_n$ , to znaczy iloraz:

$$\frac{\sqrt{VAR(S_n)}}{E(S_n)},$$

przy rosnących nieograniczenie rozmiarach portfela, a więc przy  $n \rightarrow \infty$  dąży do:

- (A) 0.05
- (B) 0.03
- (C) 0.02
- (D) 0
- (E) brak danych, aby udzielić odpowiedzi liczbowej

**Zadanie 4.**

Łączna wartość odszkodowań z pewnego portfela ryzyk ze szkód danego roku wynosi  $X_0 + X_1$ , gdzie  $X_0$  to odszkodowania wypłacane jeszcze w tym samym roku, zaś  $X_1$  to odszkodowania do wypłacenia w latach następnych (rezerwa).

Zakładamy, iż  $X_0$  i  $X_1$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładach Gamma z parametrami odpowiednio  $(\alpha_0, \beta)$  oraz  $(\alpha_1, \beta)$ , to znaczy gdzie gęstości na półosi dodatniej są postaci:

$$f_i(x) = \frac{\beta^{\alpha_i}}{\Gamma(\alpha_i)} \cdot x^{\alpha_i-1} \cdot \exp(-\beta \cdot x) \quad i = 0, 1.$$

Tak  $\alpha_0$  jak i  $\alpha_1$  są liczbami większymi od czterech (współczynniki skośności są mniejsze od 1)

Wartość oczekiwana stosunku rezerw do wypłat dokonanych w roku  $E\left(\frac{X_1}{X_0}\right)$  wynosi:

(A)  $\frac{\alpha_1}{\alpha_0}$

(B)  $\frac{\alpha_1}{\alpha_0 - 1}$

(C)  $\frac{\alpha_1 + 1}{\alpha_0 - 1}$

(D)  $\frac{\alpha_1 + \frac{1}{2}}{\alpha_0 - \frac{1}{2}}$

(E)  $\frac{\alpha_1}{\alpha_0 - \frac{1}{2}}$

**Zadanie 5.**

Rozkład wartości pojedynczej szkody  $Y$  jest mieszkanką dwóch rozkładów wykładniczych, i na półosi dodatniej jego gęstość dana jest wzorem:

$$\bullet \quad f_Y(x) = \frac{1}{4} \cdot [\exp(-x)] + \frac{3}{4} \cdot [3 \cdot \exp(-3x)]$$

Rozważamy klasyczny model procesu nadwyżki ubezpieczyciela w czasie ciągłym. Tak więc szkody pojawiają się zgodnie z procesem Poissona z intensywnością  $\lambda$ , a składka napływa w sposób ciągły, przekraczając o  $\theta = 60\%$  oczekiwany przyrost łącznej wartości szkód, a więc intensywność składki wynosi  $c = 160\% \cdot \lambda \cdot E(Y)$ .

Wiadomo, iż funkcja prawdopodobieństwa ruiny w tym modelu wyraża się wzorem:

$$\bullet \quad \Psi(u) = C_1 \cdot \exp(-r_1 \cdot u) + C_2 \cdot \exp(-r_2 \cdot u),$$

gdzie  $r_1$  oraz  $r_2$  to pierwiastki odpowiedniego równania.

Pierwsza część zadania została już wykonana - obliczono mianowicie, iż:

$$\bullet \quad r_1 = \frac{1}{2}, \quad r_2 = \frac{9}{4}.$$

Współczynniki  $C_1$  i  $C_2$  funkcji  $\Psi(u)$  wynoszą:

$$(A) \quad C_1 = \frac{9}{16} \quad C_2 = \frac{1}{16}$$

$$(B) \quad C_1 = \frac{13}{24} \quad C_2 = \frac{2}{24}$$

$$(C) \quad C_1 = \frac{17}{32} \quad C_2 = \frac{3}{32}$$

$$(D) \quad C_1 = \frac{22}{40} \quad C_2 = \frac{3}{40}$$

$$(E) \quad C_1 = \frac{30}{56} \quad C_2 = \frac{5}{56}$$

**Zadanie 6.**

$X_1$ ,  $X_2$  oraz  $X_3$  to trzy niezależne zmienne losowe o tym samym rozkładzie, danym w poniższej tabelce:

$x$	$\Pr(X = x)$
0	0.7
1	0.1
2	0.1
3	0.1

$\Pr(X_1 + X_2 + X_3 \leq 3)$  wynosi:

- (A) 0.836
- (B) 0.842
- (C) 0.848
- (D) 0.854
- (E) 0.860

**Zadanie 7.**

Rozkład wartości pojedynczej szkody  $Y$  jest rozkładem Pareto, takim że ogon dystrybuanty dany jest na półosi dodatniej wzorem:

$$\bullet \quad 1 - F_Y(x) = \left( \frac{\gamma}{\gamma + x} \right)^\alpha$$

Rozważamy klasyczny model procesu nadwyżki ubezpieczyciela w czasie ciągłym. Tak więc szkody pojawiają się zgodnie z procesem Poissona z intensywnością  $\lambda$ , a składka napływa w sposób ciągły, przekraczając oczekiwany przyrost łącznej wartości szkód, a więc intensywność składki wynosi  $c = (1 + \theta) \cdot \lambda \cdot E(Y)$ , gdzie  $\theta > 0$ .

Wiadomo, iż funkcję prawdopodobieństwa ruiny możemy wyrazić w postaci:

$$\bullet \quad \Psi(u) = 1 - F_L(u),$$

gdzie maksymalną łączną wartość straty  $L$  możemy przedstawić jako zmienną o rozkładzie złożonym:

$$L = l_1 + \dots + l_N,$$

gdzie  $N$  ma rozkład geometryczny o ilorazie postępu  $\frac{1}{1+\theta}$ , zaś  $l_i$  to kolejna

wysokość drabinowa (wysokość kolejnego „tąpnięcia” poniżej dotychczas osiągniętego minimum procesu).

Jeśli przyjmiemy, że parametry rozkładu zmiennej  $Y$  wynoszą:

$$\bullet \quad \gamma = 10, \quad \alpha = 4,$$

to  $\Pr\left(l_i > \frac{10}{3}\right)$  wyniesie:

(A)  $\frac{81}{128}$

(B)  $\frac{72}{128}$

(C)  $\frac{63}{128}$

(D)  $\frac{54}{128}$

(E)  $\frac{45}{128}$

**Zadanie 8.**

Wartości pojedynczych szkód są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie Gamma o parametrach  $(\alpha, \beta)$  równych  $(3, 1)$ , to znaczy o gęstości określonej na półosi dodatniej wzorem:

$$f_Y(x) = \frac{1}{2} \cdot x^2 \cdot \exp(-x),$$

i ponadto niezależnymi od ilości szkód w ciągu roku, która to ilość ma rozkład Poissona z wartością oczekiwaną równą 12.

Łączną wartość szkód w ciągu roku przybliżamy przesuniętym rozkładem Gamma o parametrach  $(x_0, \alpha_0, \beta_0)$ , a więc rozkładem, który ma zmienna losowa  $(X + x_0)$ , jeśli sama zmienna  $X$  ma rozkład Gamma  $(\alpha_0, \beta_0)$ . Parametry wybieramy tak, aby rozkład aproksymujący i aproksymowany miały te same momenty pierwszych trzech rzędów. Parametry rozkładu aproksymującego  $(x_0, \alpha_0, \beta_0)$  wynoszą:

- (A)  $x_0 = -36; \quad \alpha_0 = 144; \quad \beta_0 = 2$
- (B)  $x_0 = -21.6; \quad \alpha_0 = 23.04; \quad \beta_0 = 0.4$
- (C)  $x_0 = 7.2; \quad \alpha_0 = 5.76; \quad \beta_0 = 0.2$
- (D)  $x_0 = 9.71; \quad \alpha_0 = 4.8; \quad \beta_0 = 0.183$
- (E)  $x_0 = 17.41; \quad \alpha_0 = 2.40; \quad \beta_0 = 0.129$



**Zadanie 9.**

W pewnym portfelu ryzyk ubezpieczycielowi udaje się rekompensować sobie 30% wartości pierwotnie wypłaconych odszkodowań w formie regresów. Oczywiście między zajściem szkody a wypłatą odszkodowania występuje opóźnienie, a także regresy występują z opóźnieniem w stosunku do wypłat odszkodowań.

- Rozkład opóźnienia od szkody do wypłaty odszkodowania dany jest współczynnikami:

$$w_0 = 40\%, \quad w_1 = 30\%, \quad \text{zaś dla } j > 1 \quad w_j = \frac{1}{2} w_{j-1},$$

gdzie  $w_j$  oznacza udział wypłat odszkodowań dokonanych w miesiącu  $t + j$  ze szkód zaszłych w miesiącu  $t$  w całkowitej wartości odszkodowań ze szkód z miesiąca  $t$ .

- Rozkład opóźnienia od wypłaty odszkodowania do regresu z tego tytułu dany jest współczynnikami:

$$r_0 = 0\%, \quad r_1 = 50\%, \quad \text{zaś dla } j > 1 \quad r_j = \frac{1}{2} r_{j-1},$$

gdzie  $r_j$  oznacza udział regresów uzyskanych w miesiącu  $\tau + j$  z tytułu odszkodowań wypłaconych w miesiącu  $\tau$  w całkowitej wartości regresów z tytułu odszkodowań wypłaconych w miesiącu  $\tau$ .

Rozkład opóźnienia regresów w stosunku do wypłaty odszkodowań jest taki sam bez względu na to jak odszkodowanie było opóźnione w stosunku do zajścia szkody.

Niech  $net_j$  dla  $j = 0, 1, 2, \dots$  oznacza wypłaty netto (odszkodowania minus regresy) dokonane w miesiącu  $t + j$  z tytułu szkód zaszłych w miesiącu  $t$ , podzielone przez całkowitą wartość odszkodowań za szkody z tego miesiąca. Oczywiście zachodzi:

$$\sum_{j=0}^{\infty} net_j = 70\%.$$

Współczynnik  $net_3$  wynosi:

- (A) 0.06
- (B) 0.015
- (C) 0
- (D) -0.00375
- (E) -0.0075

**Zadanie 10.**

Ryzyko  $X$  ma rozkład Pareto taki że ogon dystrybuanty dany jest na półosi dodatniej wzorem:

$$1 - F_X(x) = \left( \frac{\gamma}{\gamma + x} \right)^\alpha, \text{ z parametrami równymi } \gamma = 10 \text{ oraz } \alpha = 3.$$

Rozważamy trzy formuły składki:

- $\Pi_1(X) = E(X) + c \cdot \text{VAR}(X)$  z parametrem  $c > 0$
- $\Pi_2(X) = F_X^{-1}(1 - \varepsilon)$  z parametrem  $\varepsilon \in (0, 1)$
- $\Pi_3(X) = \int_0^\infty (1 - F_X(x))^\delta dx$  z parametrem  $\delta \in (0, 1)$

Przyjęto wartość parametru z pierwszej formuły równą  $c = \frac{1}{15}$ .

Dobierz parametry  $\varepsilon$  oraz  $\delta$  tak, aby formuły druga i trzecia dawały identyczną wycenę ryzyka  $X$  co formuła pierwsza, a więc aby zachodziły równości:

$$\Pi_1(X) = \Pi_2(X) = \Pi_3(X)$$

(A)  $\varepsilon = \frac{8}{125}, \quad \delta = \frac{2}{3}$

(B)  $\varepsilon = \frac{1}{8}, \quad \delta = \frac{5}{9}$

(C)  $\varepsilon = \frac{8}{125}, \quad \delta = \frac{5}{9}$

(D)  $\varepsilon = \frac{1}{8}, \quad \delta = \frac{2}{3}$

(E)  $\varepsilon = \frac{27}{125}, \quad \delta = \frac{5}{6}$

**Egzamin dla Aktuariuszy z 24 marca 2001 r.****Matematyka ubezpieczeń majątkowych****Arkusz odpowiedzi\***

Imię i nazwisko ..... KLUCZ ODPOWIEDZI .....

Pesel .....

Zadanie nr	Odpowiedź	Punktacja ♦
1	A	
2	E	
3	C	
4	B	
5	E	
6	C	
7	D	
8	B	
9	B	
10	D	

\* Oceniane są wyłącznie odpowiedzi umieszczone w *Arkuszu odpowiedzi*.

♦ Wypełnia Komisja Egzaminacyjna.