

**Zadanie 1**

Rozważmy następujący model strzelania do tarczy. Współrzędne punktu trafienia  $(X, Y)$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie normalnym  $N(0, \sigma^2)$ . Punkt  $(0, 0)$  uznajemy za środek tarczy, zatem  $\sqrt{X^2 + Y^2}$  jest odległością od środka. Oddano  $n$  niezależnych strzałów  $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ . Oblicz wartość oczekiwaną odległości od środka najlepszego ze strzałów, czyli

$$E \min(\sqrt{X_1^2 + Y_1^2}, \dots, \sqrt{X_n^2 + Y_n^2}).$$

(A)  $\sqrt{\frac{\pi\sigma}{2n}}$

(B)  $\sqrt{\frac{\pi\sigma^2}{2}} \cdot \frac{1}{n}$

(C)  $\sqrt{\frac{\pi\sigma^2}{2n}}$

(D)  $\sqrt{\frac{\sigma^2}{2n}}$

(E)  $\sqrt{\frac{\pi\sigma^2}{n}}$

*Wskazówka:* Zmienna losowa  $\min(X_1^2 + Y_1^2, \dots, X_n^2 + Y_n^2)$  ma rozkład wykładniczy. Można skorzystać z faktu, że  $\Gamma(3/2) = \frac{1}{2}\sqrt{\pi}$ .

**Zadanie 2**

W urnie znajduje się 10 kul Amarantowych, 10 kul Białych i 10 kul Czarnych. Losujemy bez zwracania 12 kul. Niech

- $A$  oznacza liczbę wylosowanych kul Amarantowych,
- $B$  oznacza liczbę wylosowanych kul Białych,
- $C$  oznacza liczbę wylosowanych kul Czarnych.

Oblicz współczynnik korelacji zmiennych losowych  $A$  i  $B$ ,

$$\text{corr}(A, B)$$

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

(B)  $-\frac{1}{2}$

(C)  $-\frac{12}{30}$

(D)  $\frac{24}{30}$

(E)  $-\frac{24}{30}$

Wskazówka:  $\text{Var}(A + B + C) = 0$ .

**Zadanie 3**

Wykonujemy 4 rzuty kostką do gry. Oblicz prawdopodobieństwo, że liczby oczek otrzymane w kolejnych rzutach tworzą ciąg *ściśle rosnący*.

(A)  $\frac{4}{6}$

(B)  $\frac{2}{6}$

(C)  $\frac{1}{6^4} \cdot \binom{6}{4}$

(D)  $\frac{4!}{6^4}$

(E)  $\frac{4!}{6!}$

**Zadanie 4**

Dysponujemy danymi o liczbie szkód zgłoszonych przez klientów  $1, 2, \dots, k$  w ciągu  $n$  lat. Niech  $S_i(n)$  oznacza sumaryczną liczbę szkód dla klienta numer  $i$  w ciągu  $n$  lat. Wiemy, że  $S_1(n), \dots, S_k(n)$  są niezależnymi zmiennymi o rozkładzie Poissona. Mamy też pewne przypuszczenia dotyczące intensywności pojawiania się szkód, czyli wartości oczekiwanych tych zmiennych, ale nie jesteśmy ich pewni.

Weryfikujemy hipotezę statystyczną

$H_0$ : dla każdego  $i = 1, \dots, k$ , zmienna losowa  $S_i(n)$  ma rozkład Poissona z parametrem  $n\lambda_i$ .

Hipotetyczne intensywności  $\lambda_1, \dots, \lambda_k$  są danymi, ustalonymi liczbami dodatnimi.

Używamy pewnej odmiany testu chi-kwadrat: obliczamy statystykę

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(S_i(n) - n\lambda_i)^2}{n\lambda_i}.$$

Jaki jest rozkład graniczny tej statystyki  $\chi^2$ , jeśli  $H_0$  jest prawdziwa i  $n \rightarrow \infty$ ?

- (A) rozkład  $\chi^2$  z  $k - 1$  stopniami swobody
- (B) rozkład  $\chi^2$  z  $k$  stopniami swobody
- (C) pewien rozkład prawdopodobieństwa mający gęstość, nie należący do rodziny rozkładów  $\chi^2$ .
- (D) zdegenerowany rozkład prawdopodobieństwa, skupiony w punkcie 0
- (E) rozkład  $\chi^2$  z  $n$  stopniami swobody

**Zadanie 5**

Rozważamy model  $K$  obiektów obserwowanych przez  $T$  okresów czasu, gdzie zarówno  $K$  jak i  $T$  są dużymi liczbami. Przyjmujemy następujące założenia:

- dla każdego  $k = 1, 2, \dots, K$  oraz  $t = 1, 2, \dots, T$  warunkowy rozkład zmiennej losowej  $X_{t,k}$  przy danej wartości zmiennej  $\mu_k$  jest rozkładem normalnym o wartości oczekiwanej i wariancji  $(\mu_k, \sigma^2)$ ;
- dla każdego  $k = 1, 2, \dots, K$  rozkład zmiennej losowej  $\mu_k$  jest rozkładem normalnym o wartości oczekiwanej i wariancji  $(\mu, a^2)$ .

Przyjmijmy typowe oznaczenia dla średnich obiektowych i średniej ogólnej:

$$\bar{X}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{t,k}, \quad k = 1, 2, \dots, K, \quad \text{oraz} \quad \bar{X} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \bar{X}_k.$$

Międzyobiektoową i wewnątrzobiektoową sumę kwadratów odchyleń oznaczmy:

$$SSB = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_k - \bar{X})^2, \quad SSW = \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K (X_{t,k} - \bar{X}_k)^2$$

Wiadomo, że zmienne losowe  $SSB$  i  $SSW$  są niezależne,

$$E\{SSB\} = (K-1) \left( a^2 + \frac{\sigma^2}{T} \right), \quad E\{SSW\} = K(T-1)\sigma^2$$

Dobierz stałą  $const$  tak, aby wartość oczekiwana wyrażenia:

$$const \cdot \frac{SSW}{SSB} \text{ wyniosła } \frac{\sigma^2}{a^2 T + \sigma^2}.$$

$$(A) \quad const = \frac{K-3}{TK(T-1)}$$

$$(B) \quad const = \frac{K-2}{TK(T-1)}$$

$$(C) \quad const = \frac{K-1}{TK(T-1)}$$

$$(D) \quad const = \frac{K-2}{T(K+1)(T-1)}$$

$$(E) \quad const = \frac{K-1}{T(K+1)(T-1)}$$

**Uwaga (dopisana po egzaminie):**

Wynik stanowi podstawę konstrukcji nieobciążonego estymatora współczynnika *credibility*  $z$ , a dokładniej jego dopełnienia  $(1-z)$ . Wynik ten prowadzi do wniosku, że na zwiększenie precyzji predykcji  $\mu_k$  na drodze uwzględnienia danych o pozostałych grupach (*collateral data*) możemy liczyć dopiero wtedy, gdy liczba grup  $K$  wyniesie co najmniej 4.

**Zadanie 6**

Założmy, że  $X_1, \dots, X_4$  jest próbką z rozkładu normalnego  $N(\mu, \sigma^2)$  o nieznanej wartości oczekiwanej i nieznanej wariancji, zaś  $X_5$  jest zmienną losową z tego samego rozkładu, niezależną od próbki. Interpretujemy zmienną  $X_5$  jako kolejną obserwację, która pojawi się w przyszłości, ale obecnie jest nieznana. Zbuduj „przedział ufności”

$$[L, U] = [L(X_1, \dots, X_4), U(X_1, \dots, X_4)]$$

oparty na próbce  $X_1, \dots, X_4$  taki, że

$$\Pr\{L(X_1, \dots, X_4) \leq X_5 \leq U(X_1, \dots, X_4)\} = 0.95,$$

przy tym żądamy, żeby przedział był symetryczny, tzn.  $\frac{1}{2}(L + U) = \bar{X}$ . Używamy tutaj oznaczeń:

$$\bar{X} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 X_i, \quad S^2 = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^4 (X_i - \bar{X})^2.$$

(A)  $L = \bar{X} - 3.558 \cdot S, \quad U = \bar{X} + 3.558 \cdot S$

(B)  $L = \bar{X} - 1.591 \cdot S, \quad U = \bar{X} + 1.591 \cdot S$

(C)  $L = \bar{X} - 3.182 \cdot S, \quad U = \bar{X} + 3.182 \cdot S$

(D)  $L = \bar{X} - 3.104 \cdot S, \quad U = \bar{X} + 3.104 \cdot S$

(E)  $L = \bar{X} - 0.558 \cdot S, \quad U = \bar{X} + 0.558 \cdot S$

**Zadanie 7**

Niech  $X_1, X_2, \dots, X_9$  będzie próbką z rozkładu normalnego  $N(\mu, 1)$  o nieznanej wartości oczekiwanej i znanej wariancji  $\sigma^2 = 1$ . Rozpatrzmy zadanie testowania hipotezy  $H_0 : \mu = 0$  przeciwko alternatywie  $H_1 : \mu = 0.5$ . Należy zbudować taki test, dla którego suma prawdopodobieństw błędów I i II rodzaju, oznaczanych odpowiednio przez  $\alpha$  i  $\beta$  jest najmniejsza. Oblicz tę najmniejszą wartość  $\alpha + \beta$ .

- (A) 0.1000
- (B) 0.2266
- (C) 0.1336
- (D) 0.0500
- (E) 0.4533

**Zadanie 8**

Wektor losowy  $(X, Y)$  ma łączny rozkład prawdopodobieństwa dany następującą tabelką:

	$Y = 1$	$Y = 2$
$X = 1$	$\frac{1}{4}(1-\theta)$	$\frac{1}{4}\theta$
$X = 2$	$\frac{3}{4}\theta$	$\frac{3}{4}(1-\theta)$

gdzie  $\theta \in (0,1)$  jest nieznanym parametrem. Na podstawie 25-elementowej próbki z tego rozkładu,  $(X_1, Y_1), \dots, (X_{25}, Y_{25})$  obliczono estymator *największej wiarygodności*  $\hat{\theta}$ . Oblicz wariancję estymatora,  $Var(\hat{\theta})$ .

(A)  $Var(\hat{\theta}) = \frac{\theta(1-\theta)}{5}$

(B)  $Var(\hat{\theta}) = \frac{3}{20}$

(C)  $Var(\hat{\theta}) = \frac{\theta(1-\theta)}{20}$

(D)  $Var(\hat{\theta}) = \frac{\theta(1-\theta)}{25}$

(E)  $Var(\hat{\theta}) = \frac{\theta}{5}$



**Zadanie 9**

Niech  $X_1, \dots, X_n, \dots$  będą niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie wykładniczym o gęstości

$$f(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x} & \text{dla } x > 0; \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku.} \end{cases}$$

Niech  $N$  będzie zmienną losową niezależną od  $X_1, \dots, X_n, \dots$ , o rozkładzie Poissona z parametrem  $\lambda$ . Niech

$$Y = \begin{cases} \min\{X_1, \dots, X_N\}, & \text{gdzie } N > 0; \\ 0 & \text{gdzie } N = 0. \end{cases}$$

Oblicz  $E(N | Y = y)$  przy założeniu, że  $y > 0$ .

(A)  $1 + \lambda e^{-\alpha y}$

(B)  $1 - \alpha e^{-\lambda y}$

(C)  $\lambda e^{-\alpha y}$

(D)  $1 - \lambda e^{-\alpha y}$

(E)  $\alpha \lambda e^{-\alpha y}$

**Zadanie 10**

Rozważmy trzy zdarzenia losowe  $E, C_1, C_2$  w pewnej przestrzeni probabilistycznej  $\Omega$ . Niech  $E', C'_1, C'_2$  oznaczają zdarzenia przeciwne. Wiemy, że

- Zdarzenia  $C_1, C_2$  są niezależne i  $\Pr(C_1) = \Pr(C_2) = p$ ;
- $\Pr(E | C_1) = \Pr(E | C_2) = \Pr(E | C_1 \cap C_2) = r$ ;
- $\Pr(E' | C'_1 \cap C'_2) = 1$ .

Oblicz  $\Pr(C_1 | E)$ .

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

(B)  $p$

(C)  $\frac{r}{2-p}$

(D)  $\frac{1}{1+p}$

(E)  $\frac{r}{1+p}$

**Egzamin dla Aktuariuszy z 17 maja 2003 r.****Prawdopodobieństwo i Statystyka****Arkusz odpowiedzi\***

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

Pesel .....

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

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

♦ Wypełnia Komisja Egzaminacyjna.