

**Zadanie 1**

Talia kart składa się z 16 figur i 36 blotek. Dobrze potasowane karty rozdajemy czterem graczom, każdemu po 13. Jakie jest prawdopodobieństwo  $p$ , że każdy z graczy otrzyma 4 figury i 9 blotek?

$$(A) \quad p = \frac{\binom{13}{4}}{\binom{52}{16}}$$

$$(B) \quad p = \frac{\binom{16}{4}}{\binom{52}{13}}$$

$$(C) \quad p = \frac{\binom{13}{4}\binom{9}{4}\binom{5}{4}}{\binom{52}{16}\binom{36}{16}\binom{20}{16}}$$

$$(D) \quad p = \frac{16 \cdot 15 \cdot 14 \cdot 13}{16^4}$$

$$(E) \quad p = \frac{1}{\binom{13}{4}^4}$$

**Zadanie 2**

W urnie znajdują się kule, z których każda jest oznaczona jedną z liter alfabetu:

- 10 kul oznaczonych literą A,
- 20 kul oznaczonych literą B,
- 30 kul oznaczonych literą C,
- $x$  kul oznaczonych innymi literami alfabetu.

Losujemy *ze zwracaniem* 7 razy po jednej kuli z urny. Zmienne losowe  $N_A, N_B, N_C$  oznaczają, odpowiednio, liczbę tych ciągnięć, w których pojawiła się litera A,B,C.

Jakie musi być  $x$ , aby zmienne losowe  $N_A + N_B$  oraz  $N_B + N_C$  były *nieskorelowane* ?

- (A)  $x = 25$
- (B)  $x = 20$
- (C)  $x = 15$
- (D)  $x = 10$
- (E)  $x = 50$

**Zadanie 3**

Założmy, że  $X_1, \dots, X_n, \dots$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie jednostajnym na przedziale  $[0,1]$ , zaś  $N$  jest zmienną o rozkładzie Poissona o wartości oczekiwanej  $\lambda$ , niezależną od  $X_1, \dots, X_n, \dots$ . Niech

$$M = \begin{cases} \max(X_1, \dots, X_N) & \text{gdy } N > 0; \\ 0 & \text{gdy } N = 0. \end{cases}$$

Oblicz  $E(M)$ .

(A)  $E(M) = \lambda e^{-\lambda}$

(B)  $E(M) = \frac{e^\lambda}{e^\lambda + 1}$

(C)  $E(M) = \frac{e^\lambda - 1}{e^\lambda}$

(D)  $E(M) = 1 - \frac{1 - e^{-\lambda}}{\lambda}$

(E)  $E(M) = \frac{\lambda}{\lambda + 1}$

**Zadanie 4**

Zmienne losowe  $I_1, I_2, \dots, I_n, \dots$  i  $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$  są niezależne. Każda ze zmiennych  $I_i$  ma jednakowy rozkład prawdopodobieństwa:  $\Pr(I_i = 1) = p$ ,  $\Pr(I_i = 0) = 1 - p = q$ . Każda ze zmiennych  $X_i$  ma jednakowy rozkład prawdopodobieństwa taki, że  $E(X_i) = \mu$  i  $\text{Var}(X_i) = \sigma^2$ . Niech

$$S_n = \sum_{i=1}^n I_i X_i, \quad K_n = \sum_{i=1}^n I_i.$$

Zbadaj zbieżność rozkładów prawdopodobieństwa zmiennych losowych  $\frac{S_n - K_n \mu}{\sqrt{n}}$  przy  $n \rightarrow \infty$ .

(A)  $\frac{S_n - K_n \mu}{\sqrt{n}} \rightarrow N(0, \sigma^2)$

(B)  $\frac{S_n - K_n \mu}{\sqrt{n}} \rightarrow N(0, p\sigma^2)$

(C)  $\frac{S_n - K_n \mu}{\sqrt{n}} \rightarrow N(0, p\sigma^2 + pq\mu^2)$

(D)  $\frac{S_n - K_n \mu}{\sqrt{n}}$  nie jest ciągiem zbieżnym do rozkładu normalnego

(E)  $\frac{S_n - K_n \mu}{\sqrt{n}} \rightarrow N(0, p\sigma^2 + q\mu^2)$

**Zadanie 5**

Założmy, że  $W_1, W_2$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie wykładniczym,  $E(W_n) = 1/\lambda$  dla  $n = 1, 2$ . Niech  $X = \min(W_1, W_2)$ .

Oblicz  $E(W_1 | X)$ .

(A)  $E(W_1 | X) = X + \frac{1}{\lambda}$

(B)  $E(W_1 | X) = X + \frac{1}{2\lambda}$

(C)  $E(W_1 | X) = \frac{X + 1/\lambda}{2}$

(D)  $E(W_1 | X) = \frac{1}{\lambda}$

(E)  $E(W_1 | X) = \min(X, 1/\lambda)$

*Wskazówka:* Zauważ, że z prawdopodobieństwem  $\frac{1}{2}$  mamy  $W_1 = X$ .

**Zadanie 6**

Założmy, że  $X_1, \dots, X_m, X_{m+1}, \dots, X_n$  jest próbką z rozkładu normalnego  $N(\mu, \sigma^2)$ . Niech

$\bar{X}_m = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_i$  będzie średnią z pierwszej części próbki;

$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  będzie średnią z całej próbki.

Oblicz

$$r = E \left[ \frac{\sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \right].$$

(A)  $r = \frac{m}{n}$

(B)  $r = \frac{m-1}{n-2}$

(C)  $r = \frac{m}{n-1}$

(D)  $r = \frac{m-1}{n-1}$

(E)  $r = \frac{m-1}{n}$

**Zadanie 7**

Niech  $X_1, \dots, X_n$  będzie próbką z rozkładu prawdopodobieństwa o gęstości

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{dla } x \geq 0; \\ 0 & \text{dla } x < 0. \end{cases}$$

Parametr  $\lambda > 0$  jest nieznany. Niech  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ .

Znajdź taką liczbę  $c$ , żeby  $c(\bar{X})^2$  był *nieobciążonym* estymatorem wariancji pojedynczej zmiennej  $X_i$ .

(A)  $c = \frac{n+1}{n}$

(B)  $c = \frac{n-1}{n}$

(C)  $c = 1$

(D) Nie istnieje taka liczba  $c$

(E)  $c = \frac{n}{n+1}$

**Zadanie 8**

Każda ze zmiennych losowych  $X_1, X_2, \dots, X_{100}$  ma rozkład normalny  $N(\mu, \sigma^2)$  z nieznaną wartością oczekiwaną  $\mu$  i znaną wariancją  $\sigma^2$ . Założono, że zmienne są niezależne i zbudowano w standardowy sposób przedział ufności na poziomie  $1 - \alpha = 0.95$  dla  $\mu$ :

$$[\bar{X} - 1.96\sigma/10, \bar{X} + 1.96\sigma/10].$$

W rzeczywistości, zmienne  $X_1, X_2, \dots, X_{100}$  mają łączny rozkład normalny, ale są skorelowane,  $\text{Corr}(X_i, X_j) = 1/10$  dla wszystkich  $i \neq j$ .

Oblicz faktyczny poziom ufności, czyli

$$c = \Pr(\bar{X} - 1.96\sigma/10 \leq \mu \leq \bar{X} + 1.96\sigma/10).$$

(z dokładnością do 0.01).

- (A)  $c = 0.99$
- (B)  $c = 0.97$
- (C)  $c = 0.45$
- (D)  $c = 0.90$
- (E)  $c = 0.85$



**Zadanie 9**

Niech  $X$  będzie pojedynczą obserwacją z rozkładu prawdopodobieństwa Pareto o dystrybuancie

$$F_{\lambda}(x) = \begin{cases} 1 - \frac{\lambda}{\lambda + x} & \text{dla } x \geq 0; \\ 0 & \text{dla } x < 0. \end{cases}$$

Rozważmy test najmocniejszy hipotezy  $H_0 : \lambda = 1$  przeciwko alternatywie  $H_1 : \lambda = 101$  na poziomie istotności  $\alpha = 0.01$ .

Wyznacz moc tego testu.

- (A) moc = 0.805
- (B) moc = 0.005
- (C) moc = 0.020
- (D) moc = 0.915
- (E) moc = 0.505

**Zadanie 10**

Rozważmy łańcuch Markowa  $X_0, X_1, \dots, X_n, \dots$  o trzech stanach: „1”, „2” i „3” który ma następującą macierz prawdopodobieństw przejścia:

$$P = \begin{bmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 \\ 1/3 & 0 & 2/3 \\ 1/3 & 0 & 2/3 \end{bmatrix}.$$

(oczywiście, element  $P_{ij}$  stojący w  $i$ -tym wierszu i  $j$ -tej kolumnie tej macierzy oznacza  $\Pr(X_{n+1} = j \mid X_n = i)$ ). Załóżmy ponadto, że  $\Pr(X_0 = 1) = 1/6$ ,  $\Pr(X_0 = 2) = 1/3$  i  $\Pr(X_0 = 3) = 1/2$ . Oblicz

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_1 = 1 \mid X_n = 2).$$

- (A)  $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_1 = 1 \mid X_n = 2) = 2/5$
- (B)  $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_1 = 1 \mid X_n = 2) = 1/6$
- (C)  $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_1 = 1 \mid X_n = 2) = 13/36$
- (D)  $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_1 = 1 \mid X_n = 2)$  nie istnieje
- (E)  $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_1 = 1 \mid X_n = 2) = 1/3$

**XXV Egzamin dla Aktuariuszy z 13 kwietnia 2002 r.****Prawdopodobieństwo i Statystyka****Arkusz odpowiedzi\***

Imię i nazwisko ..... K L U C Z   O D P O W I E D Z I .....

Pesel.....

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

\* Oceniane są wyłącznie odpowiedzi umieszczone w *Arkuszu odpowiedzi*.  
♦ Wypełnia Komisja Egzaminacyjna.