

Zadanie 1

A i B są zdarzeniami losowymi, A' i B' oznaczają zdarzenia przeciwne. Wiemy, że

$$\begin{aligned}\Pr(A|B) &= \frac{1}{4} & \Pr(A'|B') &= \frac{1}{3} \\ \Pr(B|A) &= \frac{1}{5} & \Pr(B'|A') &= \frac{2}{5}\end{aligned}$$

Oblicz $p = \Pr(A \cup B | A' \cup B')$.

(A) $p = \frac{7}{9}$

(B) $p = \frac{1}{2}$

(C) $p = \frac{3}{5}$

(D) $p = \frac{5}{8}$

(E) $p = \frac{7}{8}$

Zadanie 2

Założmy, że zmienne losowe mają łączny rozkład normalny, $E(X) = E(Y) = 0$, $Var(X) = Var(Y) = 1$ i $Cov(X, Y) = \rho$. Oblicz $Cov(X^2, Y^2)$.

(A) $Cov(X^2, Y^2) = \rho^2$

(B) $Cov(X^2, Y^2) = 2\rho^2$

(C) $Cov(X^2, Y^2) = 3\rho^2$

(D) $Cov(X^2, Y^2) = |\rho|$

(E) $Cov(X^2, Y^2) = 2\rho$

Zadanie 3

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

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

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

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_n = 1 | X_{n+1} = 2).$$

- (A) $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_n = 1 | X_{n+1} = 2) = 1/3$
- (B) $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_n = 1 | X_{n+1} = 2) = 5/9$
- (C) $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_n = 1 | X_{n+1} = 2) = 1/2$
- (D) $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_n = 1 | X_{n+1} = 2)$ nie istnieje
- (E) $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(X_n = 1 | X_{n+1} = 2) = 2/9$

Zadanie 4

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

$$f_{\theta, \alpha}(x) = \begin{cases} (1/\alpha) e^{-(x-\theta)/\alpha} & \text{dla } x \geq \theta; \\ 0 & \text{dla } x < \theta. \end{cases}$$

Wyznaczono *estymatory największej wiarygodności* $(\hat{\theta}, \hat{\alpha})$ parametrów (θ, α) w sytuacji, gdy oba parametry są nieznanne ($\alpha > 0$).

Znajdź taką liczbę c , żeby $c\hat{\alpha}$ był *nieobciążonym* estymatorem parametru α .

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

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

(C) $c = 1$

(D) Nie istnieje taka liczba c

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

Wskazówka: Wiadomo, że $\hat{\theta} = \min(X_1, \dots, X_n)$.

Zadanie 5

Niech $N_1 = \sum_{i=1}^N X_i$ i $N_0 = N - N_1$, gdzie N jest zmienną losową o rozkładzie Poissona z parametrem λ , zaś $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ są zmiennymi losowymi niezależnymi od N i od siebie nawzajem. Zakładamy, że każda ze zmiennych X_i ma rozkład Bernoulli'ego: $\Pr(X_i = 1) = p$ i $\Pr(X_i = 0) = q$, gdzie $p + q = 1$, $0 < p < 1$. Oblicz

$$r = E\left[\frac{N_1}{N_0 + 1}\right].$$

(A) $r = \frac{p}{q} [1 - e^{-\lambda}]$

(B) $r = \frac{p}{q}$

(C) $r = \frac{p}{q+1}$

(D) $r = \frac{p}{q} [1 - e^{-\lambda q}]$

(E) $r = \frac{p}{q+1} \cdot \frac{\lambda}{\lambda+1}$

Zadanie 6

Założmy, że $W_1, W_2, \dots, W_n, \dots$ są niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie wykładniczym, $E(W_n) = 1/\lambda$. Niech $T_0 = 0$ i $T_n = \sum_{i=1}^n W_i$ dla $n = 1, 2, \dots$. Założmy, że Y jest zmienną losową o rozkładzie wykładniczym, $E(Y) = 1/\alpha$ i Y jest niezależna od zmiennych W_i . Niech

$$N = \max\{n \geq 0 : T_n \leq Y\}.$$

Podaj rozkład prawdopodobieństwa zmiennej losowej N .

- (A) $\Pr(N = n) = \frac{\alpha}{\alpha + \lambda} \cdot \left(\frac{\lambda}{\alpha + \lambda}\right)^n$ dla $n = 0, 1, 2, \dots$
- (B) $\Pr(N = n) = \frac{\lambda}{\alpha + \lambda} \cdot \left(\frac{\alpha}{\alpha + \lambda}\right)^n$ dla $n = 0, 1, 2, \dots$
- (C) $\Pr(N = n) = e^{-\lambda/\alpha} \cdot \frac{(\lambda/\alpha)^n}{n!}$ dla $n = 0, 1, 2, \dots$
- (D) $\Pr(N = n) = e^{-\alpha/\lambda} \cdot \frac{(\alpha/\lambda)^n}{n!}$ dla $n = 0, 1, 2, \dots$
- (E) $\Pr(N = n) = e^{-\lambda/(\lambda+\alpha)} \left(\frac{\lambda}{\lambda + \alpha}\right)^n \frac{1}{n!}$ dla $n = 0, 1, 2, \dots$

Zadanie 7

Mamy 5 niezależnych próbek z tego samego rozkładu normalnego $N(\mu, \sigma^2)$ z nieznaną wartością oczekiwaną μ i znaną wariancją σ^2 , przy tym każda z tych próbek ma tę samą liczebność n . Dla każdej z 5 próbek oddzielnie wyznaczamy w standardowy sposób przedział ufności. Niech

$$\left[\bar{X}_i - 1.15035\sigma/\sqrt{n}, \bar{X}_i + 1.15035\sigma/\sqrt{n} \right]$$

będzie przedziałem obliczonym na podstawie i -tej próbki (liczba 1.15035 jest kwantylem rzędu 0.875 standardowego rozkładu normalnego).

Następnie, przedział ufności oparty na wszystkich $5n$ obserwacjach wyznaczamy w sposób niestandardowy: za środek przedziału wybieramy medianę

$$m = \text{med}(\bar{X}_1, \bar{X}_2, \bar{X}_3, \bar{X}_4, \bar{X}_5)$$

Oblicz

$$c = \Pr\left(m - 1.15035\sigma/\sqrt{n} \leq \mu \leq m + 1.15035\sigma/\sqrt{n}\right)$$

(z dokładnością do 0.01).

- (A) $c = 0.95$
- (B) $c = 0.97$
- (C) $c = 0.99$
- (D) $c = 0.90$
- (E) $c = 0.85$

Wskazówka: Wystarczy zauważyć, że

$$\Pr(\bar{X}_i < \mu - 1.15035\sigma/\sqrt{n}) = \Pr(\bar{X}_i > \mu + 1.15035\sigma/\sqrt{n}) = 1/8.$$

Poza tym nie trzeba korzystać z własności rozkładu normalnego.

Zadanie 8

Niech X_1, \dots, X_5 będzie próbką z rozkładu prawdopodobieństwa o gęstości

$$f_{\theta}(x) = \begin{cases} \theta/x^{\theta+1} & \text{dla } x \geq 1; \\ 0 & \text{dla } x < 1. \end{cases}$$

Rozważmy test jednostajnie najmocniejszy hipotezy $H_0 : \theta = 1/2$ przeciwko alternatywie $H_1 : \theta > 1/2$ na poziomie ufności $\alpha = 0.01$. Wyznacz obszar krytyczny tego testu. Test prowadzi do odrzucenia H_0 na rzecz H_1 wtedy i tylko wtedy, gdy:

(A) $\sum_{i=1}^5 \ln X_i < 2.5582$

(B) $\sum_{i=1}^5 \ln X_i > 23.2093$

(C) $\sum_{i=1}^5 X_i < e^{2.5582}$

(D) $\sum_{i=1}^5 X_i > e^{23.2093}$

(E) $\sum_{i=1}^5 \frac{1}{X_i} > e^{23.2093}$

Zadanie 9

W urnie znajduje się:

5 kul czerwonych,
3 kule białe,
2 kule zielone.

Losujemy kolejno, *bez zwracania* po 1 kuli z urny aż do momentu pojawienia się po raz pierwszy kuli białej; w tym momencie kończymy losowanie. Oblicz prawdopodobieństwo p tego, że wśród wylosowanych kul znajdzie się przynajmniej jedna zielona.

- (A) $p = 2/10$
- (B) $p = 1/9$
- (C) $p = 2/5$
- (D) $p = 5/7$
- (E) $p = 1/4$

Zadanie 10

Zmienne losowe N i X są niezależne i mają rozkłady prawdopodobieństwa dane następującymi wzorami:

$$\Pr(N = n) = 2^{-n} \text{ dla } n = 1, 2, \dots;$$

$$\Pr(X > x) = 2^{-x} \text{ dla } x > 0.$$

Oblicz $\Pr(X > N)$.

(A) $\Pr(X > N) = 2/3$

(B) $\Pr(X > N) = 1/2$

(C) $\Pr(X > N) = 1/4$

(D) $\Pr(X > N) = 1/3$

(E) $\Pr(X > N) = \ln 2$

Egzamin dla Aktuariuszy z 13 października 2001 r.**Prawdopodobieństwo i Statystyka****Arkusz odpowiedzi***

Imię i nazwisko KLUCZ ODPOWIEDZI

Pełn

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

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

♦ Wypełnia Komisja Egzaminacyjna.