

Wstęp do statystyki matematycznej

Lista 4

1. Udowodnić, że rodzina rozkładów normalnych z parametrem położenia (wariancja $\sigma^2 = 1$) jest rodziną zupełną.
2. Udowodnić, że rodzina \mathcal{P} rozkładów jednostajnych (dyskretnych) na zbiorach $\{1, 2, \dots, k\}$, gdzie $k \geq 1$ jest parametrem, jest zupełna. Pokazać, że każda właściwa podrodzina \mathcal{P} nie jest zupełna.
3. Sformułować definicję rodziny rozkładów ograniczenie zupełnej.
Niech $\mathcal{P} = \{p_\theta : \theta \in (0, 1)\}$ będzie rodziną gęstości (względem miary liczącej) na zbiorze $\mathcal{X} = \{-1, 0, 1, 2, \dots\}$, gdzie $p_\theta(-1) = \theta$, $p_\theta(x) = (1 - \theta)^2 \theta^x$, dla $x = 0, 1, 2, \dots$
Udowodnić, że rodzina \mathcal{P} nie jest zupełna, ale jest ograniczenie zupełna.

-
4. Niech $X = (X_1, \dots, X_n)$ będzie próbą z rozkładu Poissona o średniej $\lambda > 0$. Wyznaczyć rozkład warunkowy próby przy warunku $T = t$, gdzie $T(X) = \sum_{i=1}^n X_i$. Za pomocą definicji wykazać, że T jest statystyką dostateczną dla λ (w rodzinie rozkładów produktowych).
 5. Losujemy bez zwracania n jednostek z partii N wyrobów, spośród których $N\theta$ jest wadliwych. Niech X_i , $i = 1, \dots, n$, przyjmuje wartość 1, gdy i -ta jednostka jest wadliwa i wartość 0, gdy i -ta jednostka jest dobra. Pokazać, że statystyka $T = \sum_{i=1}^n X_i$ jest dostateczna dla parametru θ .
 6. Pokazać, że jeśli T jest statystyką dostateczną dla \mathcal{P} oraz $T = g(S)$ dla pewnej statystyki S i odwzorowania mierzalnego g , to S jest statystyką dostateczną dla \mathcal{P} .
 7. Pokazać, że jeśli T jest statystyką dostateczną dla \mathcal{P} , to jest statystyką dostateczną dla wypuklenia \mathcal{P} tzn. rodziny wszystkich kombinacji wypukłych rozkładów z \mathcal{P} .
 8. Niech X będzie czasem czekania na k -ty sukces w schemacie Bernoulliego z prawdopodobieństwem sukcesu $\theta \in (0, 1)$, gdzie $k \geq 1$ ustalone (znane). Pokazać, że rozkłady X tworzą jednoparametrową rodzinę wykładniczą. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu z tej rodziny. Korzystając z twierdzenia o rodzinach wykładniczych, podać statystykę dostateczną dla parametru θ i wyznaczyć jej rozkład.
 9. Niech $h(x)$ będzie dodatnią funkcją całkowalną na $(-\infty, \infty)$ i niech

$$p_{\theta\eta}(x) = c(\theta, \eta)h(x)\mathbf{1}_{(\theta, \eta)}(x), \quad -\infty < \theta < \eta < \infty,$$

będzie rodziną gęstości. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą o rozkładzie z tej rodziny. Udowodnić, że $(X_{(1)}, X_{(n)})$ jest statystyką dostateczną dla parametru (θ, η) .

10. Niech $X = (X_1, \dots, X_n)$ będzie próbą z rozkładu należącego do rodziny:

- (a) Poissona $\mathcal{P}(\lambda)$;
- (b) dwumianowej ujemnej $\mathcal{NB}(r_0, p)$ z parametrem p (r_0 ustalone i znane);
- (c) normalnej $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$;
- (d) gamma $\mathcal{G}(\alpha, \beta)$;
- (e) jednostajnej $\mathcal{U}(a, b)$;
- (f) Pareto $\mathcal{Pa}(\theta, \alpha)$ o gęstości $p_{\theta\alpha}(x) = \alpha\theta^\alpha x^{-\alpha-1}\mathbf{1}_{(\theta, \infty)}(x)$, $\theta, \alpha > 0$;
- (g) wykładniczej o gęstości $p_{\theta\lambda}(x) = \lambda^{-1}e^{-(x-\theta)/\lambda}\mathbf{1}_{(\theta, \infty)}(x)$, $\theta \in \mathbb{R}, \lambda > 0$.

Korzystając z kryterium faktoryzacji, wyznaczyć statystykę dostateczną dla parametru tej rodziny.

Wstęp do statystyki matematycznej

Lista 5

1. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu beta z parametrami (α, α) , $\alpha \in (0, \infty)$. Wyznaczyć minimalną statystykę dostateczną dla parametru α . Uzasadnić, że jest to statystyka zupełna.
2. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu normalnego $\mathcal{N}(\sigma, \sigma^2)$, $\sigma > 0$. Wyznaczyć minimalną statystykę dostateczną dla parametru σ . Pokazać, że nie jest ona zupełna.
3. Niech $X = (X_1, \dots, X_n)$ będzie próbą z rozkładu:
 - (a) jednostajnego na odcinku $[0, \theta]$, $\theta \in (0, \infty)$. Pokazać, że $T(X) = X_{(n)}$ jest minimalną, zupełną statystyką dostateczną.
 - (b) jednostajnego na odcinku $[\theta - \frac{1}{2}, \theta + \frac{1}{2}]$, $\theta \in R$. Udowodnić, że $(X_{(1)}, X_{(n)})$ jest minimalną statystyką dostateczną dla parametru θ , ale nie jest statystyką zupełną.
4. Rozważmy rodzinę rozkładów wykładniczych $\mathcal{E}(\theta, \lambda)$ (por. 10 (g) z listy 4). Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z tego rozkładu. Wykazać, że statystyka $(X_{(1)}, \sum_i (X_i - X_{(1)}))$ jest minimalną statystyką dostateczną.
5. Wykazać, że w rodzinie rozkładów logistycznych z parametrem położenia o gęstości

$$p_m(x) = \frac{e^{-(x-m)}}{[1 + e^{-(x-m)}]^2}, \quad m \in R,$$

wektor statystyk pozycyjnych jest minimalną statystyką dostateczną.

6. Niech \mathcal{P} będzie rodziną wszystkich rozkładów absolutnie ciągłych (lub tylko bezatomowych) na prostej. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu z tej rodziny. Wykazać, że wektor statystyk pozycyjnych (a więc także dystrybuanta empiryczna) jest statystyką dostateczną i zupełną, a więc również minimalną dostateczną.
7. Niech $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ będzie próbą z rozkładu dwuwymiarowego normalnego o średnich 0, wariancjach 1 i kowariancji $\theta \in (-1, 1)$. Znaleźć minimalną statystykę dostateczną dla parametru θ i zbadać, czy jest zupełna. Pokazać, że statystyki $T_1 = \sum_i X_i^2$ i $T_2 = \sum_i Y_i^2$ są swobodne.
8. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu gamma $\mathcal{G}(\alpha, \beta)$. Korzystając z twierdzenia Basu, wykazać, że statystyki $\sum_i X_i$ oraz $\sum_i (\log X_i - \log X_{(1)})$ są niezależne.
9. Niech X i Y będą niezależnymi próbkami rozmiarów n każda z rozkładów normalnych odpowiednio $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ i $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$.
 - (a) Udowodnić, że statystyka $T = (\bar{X}, \sum_{i=1}^n X_i^2, \bar{Y}, \sum_{i=1}^n Y_i^2)$ jest zupełną statystyką dostateczną dla parametru $(\mu_X, \sigma_X^2, \mu_Y, \sigma_Y^2)$.
 - (b) Wykazać, że statystyki

$$V = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \right]^{1/2}}$$

i T są niezależne.

Wstęp do statystyki matematycznej

Lista 6

1. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu wykładniczego z parametrem $\lambda \in (0, \infty)$ (tj. $p_\lambda(x) = \frac{1}{\lambda} e^{-x/\lambda} \mathbf{1}_{(0, \infty)}(x)$). Wykazać, że nie istnieje estymator nieobciążony funkcji parametrycznej $g(\lambda) = e^\lambda$.
2. (a) Pokazać, że estymator \bar{X} parametru μ w rodzinie $\mathcal{N}(\mu, 1)$ jest lepszy niż estymator $T = \frac{1}{2}(X_{(1)} + X_{(n)})$ tzn. T jest niedopuszczalny;
(b) Pokazać, że w rodzinie rozkładów jednostajnych na odcinku $[\mu - \frac{1}{2}, \mu + \frac{1}{2}]$ jest na odwrót tzn. \bar{X} jest niedopuszczalny.
3. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu o dystrybuancie F i dystrybuancie empirycznej F_n . Udowodnić, że dla każdego $x \in R$, $F_n(x)$ jest nieobciążonym estymatorem $F(x)$.

4. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu o wartości oczekiwanej 0, wariancji $\sigma^2 = EX_1^2$ i skończonym czwartym momencie $\mu_4 = EX_1^4$. Wykazać, że

$$\text{Var } S^2 = \frac{(n-1)^2}{n^3} \mu_4 - \frac{(n-1)(n-3)}{n^3} \sigma^4,$$

gdzie S^2 jest wariancją z próby. **Wsk.** Najpierw sprawdzić, że $\text{Var}(\sum_i X_i)^2 = n\mu_4 + n(2n-3)\sigma^4$.

5. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu jednostajnego (dyskretnego!) na zbiorze $\{\theta - 1, \theta, \theta + 1\}$, gdzie $\theta \in Z$. Wykazać, że dla żadnej funkcji niestałej $g(\theta)$ nie istnieje estymator UMVU parametru $g(\theta)$, chociaż estymatory nieobciążone istnieją.
6. Niech $X = (X_1, \dots, X_n)$ będzie próbą z rozkładu jednostajnego na odcinku $[0, \theta]$, $\theta > 0$. Wykazać, że w klasie wszystkich estymatorów estymator

$$T(X) = \frac{n+1}{n} X_{(n)}$$

jest niedopuszczalny, chociaż jest estymatorem UMVU. **Wsk.** Rozważyć estymator $T_1(X) = \frac{n+2}{n+1} X_{(n)}$.

7. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu dyskretnego

$$p_\theta(-1) = 2\theta(1-\theta), \quad p_\theta(k) = \theta^k(1-\theta)^{3-k}, \quad k = 0, 1, 2, 3, \quad \theta \in (0, 1).$$

- (a) Sprawdzić, czy istnieje estymator UMVU parametru θ .
- (b) Sprawdzić, czy istnieje estymator UMVU funkcji parametrycznej $g(\theta) = \theta(1-\theta)$.
8. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu Pareto z parametrami (θ, α) . Wyznaczyć estymator UMVU (a) parametru (θ, α) ; (b) parametru α , gdy $\theta = 1$; (c) parametru θ , gdy α ustalone (znane).
9. Niech $X_1, \dots, X_m, Y_1, \dots, Y_n$ będą niezależnymi próbami z rozkładów odpowiednio $\mathcal{U}(0, \theta)$ i $\mathcal{U}(0, \vartheta)$. Wyznaczyć estymator UMVU ilorazu $g(\theta, \vartheta) = \theta/\vartheta$, gdy $n > 1$.

10. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu $\mathcal{N}(\mu, 1)$. Wykazać, że $\Phi\left(\sqrt{\frac{n}{n-1}}(c - \bar{X})\right)$ jest estymatorem UMVU funkcji parametrycznej $g_c(\mu) = P_\mu(X_1 \leq c) = \Phi(c - \mu)$ dla dowolnego ustalonego c . Zbadać asymptotyczne zachowanie się tego estymatora (zgodność, \sqrt{n} -zgodność, asymptotyczna normalność).