

## Wykład 5 ze statystyki matematycznej (25.03.2024)

1. Przykład:  $X = (X_1, \dots, X_n)$  jest próbą prostą z  $N(\theta, 1)$ ,  $\theta \in \mathbb{R}$ ,  $T(X) = \sum_i X_i$  jest dostateczna,  $d(X) = (X_1 + X_2)/2$  jest estymatorem  $\theta$ , przy kwadratowej funkcji strat  $d_0(T(X)) = E(d(X) | T) = \bar{X}$  jest nie gorszy od  $d(X)$ .
2. Twierdzenie: Jeżeli  $X_1, \dots, X_n$  jest próbą prostą z rozkładu o gęstości  $f$  na  $\mathbb{R}$ , to  $X^* = (X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$  ma gęstość  $f^*(y) = n! f(y_1) \cdot \dots \cdot f(y_n) \mathbf{1}_{\{y_1 < \dots < y_n\}}(y)$ .
3. Przykład: Gdy  $X = (X_1, \dots, X_n)$  jest próbą prostą z  $U(0, \theta)$ ,  $\theta > 0$ , to

$$X^* \sim \frac{n!}{\theta^n} \mathbf{1}_{\{0 < y_1 < \dots < y_n < \theta\}}$$

oraz

$$(X_{(1)}, \dots, X_{(n-1)}) | X_{(n)} = t \sim \frac{(n-1)!}{t^{n-1}} \mathbf{1}_{\{0 < y_1 < \dots < y_{n-1} < t\}}$$

czyli rozkład jest taki, jak dla  $n - 1$  elementowej próby prostej z  $U(0, t)$ . Rozkład wektora statystyk pozycyjnych wyznacza rozkład próby prostej a  $X_{(1)}, \dots, X_{(n-1)}$  są statystykami pozycyjnymi z  $n - 1$  najmniejszych  $X_i$ , więc warunkowo, przy  $X_{(n)} = t$ , wartości  $X_i$  na lewo od  $t$  tworzą próbę prostą z  $U(0, t)$ .

4. Ogólniej prawdziwe jest twierdzenie: Niech  $X = (X_1, \dots, X_n)$  będzie próbą prostą z rozkładu o gęstości  $f$  i dystrybuancie  $F$ . Warunkowo, przy  $X_{(i)} = a$

- $i - 1$  obserwacji mniejszych od  $a$  tworzy próbę prostą z rozkładu o gęstości

$$\frac{f(x)}{F(a)} \mathbf{1}_{(-\infty, a)}(x)$$

- $n - i$  obserwacji większych od  $a$  tworzy próbę prostą z rozkładu o gęstości

$$\frac{f(x)}{1 - F(a)} \mathbf{1}_{(a, \infty)}(x)$$

- te dwie próby proste są (warunkowo) niezależne.

5. Ryzyko bayesowskie, bayesowskie reguły decyzyjne.
6. Twierdzenie o dopuszczalności bayesowskich reguł decyzyjnych.