

# Douczi z Rachunku Prawdopodobieństwa 2023

Dzień pierwszy

Zajęcia prowadzone są w ramach wolontariatu przez członka KPM, który jest studentem. Miej na uwadze to, że może nie być w stanie on odpowiedzieć na wszystkie zadane przez Was pytania.

## 1. Zadania podobne do zadania 1 z egzaminu

### Zadanie 1.

Zmienne  $X, Y$  są niezależne o gęstości  $g(x) = \frac{e^x}{e-1} \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(x)$ .

- Wyznacz gęstość zmiennej  $Z = X - Y$
- Wyznacz wartość oczekiwaną i wariancję zmiennej  $Z$ .

### Zadanie 2.

Zmienne losowe  $X$  i  $Y$  są niezależne oraz mają rozkłady geometryczne z parametrami odpowiednio  $p$  i  $q$ . Obliczyć  $P(X \leq Y)$  oraz  $P(X = Y)$ .

### Rozwiązanie:

Mamy  $\{X \leq Y\} = \bigcup_{k=1}^{\infty} \{X = k \leq Y\}$ , przy czym zdarzenia po których sumujemy są rozłączne.

Zatem

$$\begin{aligned} P(X \leq Y) &= \sum_{k=1}^{\infty} P(X = k \cap k \leq Y) = \sum_{k=1}^{\infty} P(X = k) \cdot P(Y \geq k) = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} p^{k-1} \cdot (1-p) \cdot \left( \sum_{i=k}^{\infty} q^{i-1} (1-q) \right) = (1-p) \cdot \sum_{k=1}^{\infty} p^{k-1} \cdot \left( (1-p) \cdot \sum_{i=k}^{\infty} q^{i-1} \right) = \\ &= (1-p) \cdot \sum_{k=1}^{\infty} p^{k-1} \left( (1-q) \cdot q^{k-1} \cdot \frac{1}{1-q} \right) = (1-p) \cdot \sum_{k=1}^{\infty} pq = \frac{1-p}{1-pq} \end{aligned}$$

Mamy więc

$$P(X \leq Y) = \frac{1-p}{1-pq} \quad \text{oraz analogicznie} \quad P(Y \leq X) = \frac{1-q}{1-pq}$$

Mamy

$$P(X \leq Y) + P(Y \leq X) + P(X = Y) = 1$$

zatem

$$P(X = Y) = \frac{1-p}{1-pq} + \frac{1-q}{1-pq} - 1 = \frac{(1-p)(1-q)}{1-pq}$$

### Zadanie 3.

Zmienne losowe  $X$  i  $Y$  są niezależne oraz mają rozkłady wykładnicze z parametrami odpowiednio  $\lambda$  i  $\mu$ . Obliczyć  $P(X \leq Y)$  oraz  $P(X = Y)$ .

**Rozwiązanie:**

Liczymy

$$\begin{aligned} P(X \leq Y) &= \int_{x \leq y} g_{(X,Y)}(x, y) d\lambda_2(x, y) = \int_{x \leq y} \mathbf{1}_{(0,\infty)}(x) \cdot \mathbf{1}_{(0,\infty)}(y) \cdot \lambda e^{-\lambda x} \cdot \mu e^{-\mu y} d\lambda_2(x, y) = \\ &= \int_0^\infty \mu e^{-\mu y} \cdot \left( \int_0^y \lambda e^{-\lambda x} dx \right) dy = \int_0^\infty \mu e^{-\mu y} \cdot (1 - e^{-\lambda y}) dy = \\ &= \int_0^\infty \mu e^{-\mu y} dy - \int_0^\infty \mu e^{-(\lambda+\mu)y} dy = 1 - \frac{\mu}{\lambda + \mu} = \frac{\lambda}{\mu + \lambda} \end{aligned}$$

Stąd

$$P(X = Y) = P(X \geq Y) + P(Y \geq X) - 1 = 0$$

Można też powiedzieć, że  $P(X = Y) = 0$ , bo  $\int_{\{x=y\}} g_{(X,Y)}(x, y) d\lambda_2(x, y) = 0$ , bo zbiór  $\{x = y\}$  ma miarę zero.

**Zadanie 4 PRACA DOMOWA.**

Zmienne losowe  $X$  i  $Y$  są niezależne oraz mają rozkłady geometryczne z parametrami odpowiednio  $p$  i  $q$ . Wyznaczyć rozkłady zmiennych  $X + Y$  oraz  $X - Y$ .

**Zadanie 5.**

Niech  $X_1, X_2$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie jednostajnym na  $[0, 1]$ , czyli  $g_1(x) = g_2(x) = \mathbf{1}_{[0,1]}(x)$ . Oblicz gęstość  $X_1 + X_2$ .

**Rozwiązanie:**

$$\begin{aligned} g_1 * g_2(x) &= \int_{\mathbb{R}} \mathbf{1}_{[0,1]}(x - y) \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(y) dy = \int_{\mathbb{R}} \mathbf{1}_{[x-1,x]}(y) \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(y) dy = \\ &= |[x - 1, x] \cap [0, 1]| = \begin{cases} 0 & \text{dla } x < 0, \\ x & \text{dla } 0 \leq x < 1, \\ 2 - x & \text{dla } 1 \leq x < 2, \\ 0 & \text{dla } x \geq 2. \end{cases} \end{aligned}$$

**Zadanie 6.**

Niech  $X_1, X_2$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładach  $N(m_1, \sigma_1^2)$ ,  $N(m_2, \sigma_2^2)$ , czyli

$$g_i(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} \exp\left(-\frac{(x - m_i)^2}{2\sigma_i^2}\right), \quad i = 1, 2.$$

Oblicz gęstość  $X_1 + X_2$ .

**Rozwiązanie:**

Zmienna  $X_1 + X_2$  ma gęstość

$$g_1 * g_2(x) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \int_{\mathbb{R}} \exp\left(-\frac{(x - y - m_1)^2}{2\sigma_1^2} - \frac{(y - m_2)^2}{2\sigma_2^2}\right) dy =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}} \exp\left(-\frac{(x - m_1 - m_2)^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}\right).$$

Dowód ostatniej równości pozostawiamy jako ćwiczenie. Zatem  $X_1 + X_2 \sim N(m_1 + m_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$ . I ogólniej, przez indukcję: jeśli  $X_1, X_2, \dots, X_n$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładach  $N(m_1, \sigma_1^2), N(m_2, \sigma_2^2), \dots, N(m_n, \sigma_n^2)$ , to  $X_1 + X_2 + \dots + X_n$  ma rozkład  $N(m_1 + m_2 + \dots + m_n, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2)$ .

### Zadanie 7 PRACA DOMOWA.

Zmienne losowe  $X, Y$  są niezależne.  $X$  ma gęstość  $g(x) = 2x \cdot \mathbf{1}_{[0,1]}(x)$  a  $Y$  ma rozkład jednostajny na przedziale  $[0, 1]$ .

- Wyznacz gęstość zmiennej  $Z = X + Y$ .
- Wyznacz wartość oczekiwaną i wariancję zmiennej  $Z$ .

## 2. Zadania podobne do zadania 2 z egzaminu

### Zadanie 1.

W  $n$  rozróżnialnych urnach rozmieszczono  $k$  rozróżnialnych kul. Niech  $X$  oznacza liczbę pustych urn. Wyznacz  $\mathbb{E}(X)$  oraz  $Var(X)$ .

### Rozwiązanie:

Niech

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy w } i\text{-tej próbie nic nie ma} \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$$

wówczas  $X = X_1 + \dots + X_n$ . Mamy więc

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(X_1 + \dots + X_n) = \mathbb{E}(X_1) + \dots + \mathbb{E}(X_n) = n \cdot \mathbb{E}(X_1)$$

gdyż prawdopodobieństwo że  $i$ -ta urna będzie pusta jest takie samo jak prawdopodobieństwo że  $j$ -ta urna będzie pusta, co pociąga za sobą, że  $\mathbb{E}(X_i) = \mathbb{E}(X_j)$ . Policzmy więc  $\mathbb{E}(X_1)$ . Mamy  $\mathbb{E}(X_1) = 1 \cdot P(X_1 = 1) + 0 \cdot P(X_1 = 0) = \left(\frac{n-1}{n}\right)^k$ , gdyż wszystkie  $k$  kul muszą trafić do pozostałych  $n - 1$  urn. Stąd  $\mathbb{E}X = n \cdot \left(\frac{n-1}{n}\right)^k$ . Dalej liczymy  $VarX$ . Wiemy, że

$$Var(X) = Var(X_1 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n Var(X_i) + 2 \cdot \sum_{1 \leq i < j \leq n} Cov(X_i, X_j)$$

Musimy więc policzyć  $Var(X_i)$  oraz  $Cov(X_i, X_j)$  dla  $i \neq j$ . Mamy

$$Var(X_i) = \mathbb{E}(X_i^2) - (\mathbb{E}(X_i))^2 = \mathbb{E}(X_i) - (\mathbb{E}(X_i))^2 = \left(\frac{n-1}{n}\right)^k - \left(\frac{n-1}{n}\right)^{2k}$$

oraz mamy

$$Cov(X_i, X_j) = \mathbb{E}(X_i X_j) - \mathbb{E}(X_i) \cdot \mathbb{E}(X_j) = \mathbb{E}(X_i X_j) - (\mathbb{E}(X_i))^2 =$$

$$\begin{aligned}
&= 1 \cdot P(X_i X_j = 1) + 0 \cdot P(X_i X_j = 0) - \left(\frac{n-1}{n}\right)^{2k} = \\
&= P(X_i = 1, X_j = 1) - \left(\frac{n-1}{n}\right)^{2k} = \left(\frac{n-2}{n}\right)^k - \left(\frac{n-1}{n}\right)^{2k}
\end{aligned}$$

Zatem

$$Var(X) = n \cdot Var(X_1) + \binom{n}{2} \cdot 2 \cdot Cov(X_1, X_2)$$

### Zadanie 2.

Do punktu badania jakości wody dostarczono 100 próbek. Prawdopodobieństwo tego, że w danej próbce znajdują się bakterie E. coli wynosi 0,1. W celu zaoszczędzenia na badaniach, próbki podzielono na 10 grup po dziesięć w każdej. Następnie, w obrębie każdej grupy zmieszano wodę i przeprowadzono badanie. Jeśli wynik jest negatywny, wszystkie dziesięć próbek jest wolnych od bakterii. Jeśli natomiast wynik jest pozytywny, przeprowadza się dodatkowe 10 badań, dla każdej próbki z osobna. Niech  $X$  oznacza liczbę przeprowadzonych badań. Oblicz  $\mathbb{E}X$ .

### Rozwiązanie:

Niech

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy w danej próbce wszystkie próbki są nieskażone} \\ 11 & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$$

Wówczas  $X = X_1 + \dots + X_{10}$  oraz  $\mathbb{E}X_i = \mathbb{E}X_j$  dla  $i \neq j$ , więc  $\mathbb{E}X = \mathbb{E}X_1 + \dots + \mathbb{E}X_{10} = 10 \cdot \mathbb{E}X_1$ . Mamy  $\mathbb{E}X_1 = 1 \cdot P(X_1 = 1) + 11 \cdot P(X_1 = 11) = \left(\frac{9}{10}\right)^{10} + 11 \cdot \left(1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{10}\right) = 11 - 10 \cdot \left(\frac{9}{10}\right)^{10}$ .

### Zadanie 3.

Jest  $N$  listów i  $N$  zaadresowanych kopert z różnymi adresami. Każdy list odpowiada dokładnie jednemu adresowi i na odwrót. Włożono listy do kopert na chybił trafił, po jednym liście do każdej koperty. Niech  $X$  oznacza liczbę listów, które trafiły do właściwych kopert. Obliczyć wartość oczekiwaną i wariancję zmiennej  $X$ .

### Rozwiązanie:

Od liczby wszystkich możliwych permutacji odejmujemy te, gdzie co najmniej jeden jest dobry, dodajemy te gdzie co najmniej dwa są dobre, itd. Z zasady włączeń-wyłączeń mamy więc

$$|A_n| = n! - \binom{n}{1} \cdot (n-1)! + \binom{n}{2} \cdot (n-2)! - \dots = \sum_{i=0}^n (-1)^i \binom{n}{i} (n-i)!$$

Skąd prawdopodobieństwo wynosi

$$P(A_n) = \frac{1}{n!} \cdot \sum_{i=0}^n (-1)^i \binom{n}{i} (n-i)!$$

### Zadanie 4.

Z urny zawierającej 15 kul białych i 5 kul czarnych losujemy 4 kule bez zwracania. Obliczyć wartość oczekiwaną liczby wylosowanych kul białych.

**Rozwiązanie:**

Mamy  $X \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ . Można policzyć że  $P(X = i) = \frac{\binom{15}{i} \binom{5}{4-i}}{\binom{20}{4}}$  i potem wartość oczekiwaną ze wzoru  $\mathbb{E}X = \sum_{i=0}^4 i \cdot P(X = i)$ . Ale można też inaczej. Niech

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } i\text{-ta kula jest biała} \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$$

Wówczas jako że  $P(X_i = 1)$  oznacza prawdopodobieństwo na to, że  $i$ -ta kula jest biała, czyli z symetrii również na to, że pierwsza kula jest biała, to zmienne losowe  $X_1, X_2, X_3, X_4$  mają taki sam rozkład prawdopodobieństwa, czyli  $\mathbb{E}X = \mathbb{E}(X_1 + X_2 + X_3 + X_4) = \mathbb{E}X_1 + \mathbb{E}X_2 + \mathbb{E}X_3 + \mathbb{E}X_4 = 4 \cdot \mathbb{E}X_1 = 4 \cdot \frac{15}{20} = 3$ .

**Zadanie 5.**

Każdy bok i każdą przekątną sześciokąta foremnego malujemy losowo na jeden z trzech kolorów. Wybór każdego koloru jest jednakowo prawdopodobny, kolorowania różnych odcinków są niezależne. Niech  $X$  oznacza liczbę jednobarwnych trójkątów o wierzchołkach będących wierzchołkami sześciokąta. Obliczyć wartość oczekiwaną zmiennej  $X$ .

**Rozwiązanie:**

Wszystkich trójkątów jest łącznie  $\binom{6}{3} = \frac{6 \cdot 5 \cdot 4}{3!} = 20$ . Niech

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } i\text{-ty trójkąt jest jednobarwny} \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$$

Wówczas  $X = X_1 + \dots + X_{20}$ . Jako, że  $\mathbb{E}X_i = \mathbb{E}X_j$  dla  $i \neq j$ , to  $\mathbb{E}X = \mathbb{E}(X_1 + \dots + X_n) = \mathbb{E}X_1 + \dots + \mathbb{E}X_{20} = 20 \cdot \mathbb{E}X_1 = 20 \cdot P(X_1 = 1) = 20 \cdot \frac{3 \cdot 1 \cdot 1}{3^3}$ .

**Zadanie 6 PRACA DOMOWA.**

W turnieju gry w bierki bierze udział  $n$  osób. Każdy rozgrywa po jednej grze z innym z graczy. Każda z gier może skończyć się wygraną jednego z graczy lub remisem, przy czym każda z tych trzech możliwości jest jednakowo prawdopodobna. Wyniki poszczególnych gier są niezależne. Niech  $N$  oznacza liczbę graczy którzy nie przegrali (czyli wygrali bądź zremisowali). Oblicz wartość oczekiwaną i wariancję zmiennej  $N$ .

**3. Zadania podobne do zadania 3. z egzaminu****Zadanie 1.**

W urnie jest  $N \geq 2$  kul. Dwie z nich są białe a reszta niebieskie. gracz losuje kule z urny bez zwracania do momentu wyciągnięcia kuli białej. Niech  $T$  oznacza liczbę przeprowadzonych losowań.

- Wyznacz rozkład zmiennej  $T$ .
- Wyznacz wartość oczekiwaną zmiennej  $\frac{1}{N-T}$

**Rozwiązanie:**

a) Mamy

$$\begin{aligned}
P(T = k) &= \frac{N-2}{N} \cdot \frac{N-3}{N-1} \cdot \dots \cdot \frac{N-(k-1)-1}{N-(k-1)+1} \cdot \frac{2}{N-(k-1)} = \\
&= \frac{N-2}{N} \cdot \frac{N-3}{N-1} \cdot \dots \cdot \frac{N-k}{N-k+2} \cdot \frac{2}{N-k+1} = \frac{2(N-k)}{N(N-1)}
\end{aligned}$$

Mamy tu doczynienie z iloczynem teleskopowym i wszystkie wyrazy poza pierwszymi dwoma mianownikami oraz ostatnimi dwoma licznikami się skracają.

**Zadanie 2.**

Kij złamano w losowym miejscu. Niech  $X$  oznacza stosunek długości lewego kawałka do długości prawego kawałka. Wyznacz rozkład zmiennej  $X$ .

**Rozwiązanie:**

Mamy  $X \in [0, \infty)$  oraz  $X$  jest rozkładem ciągłym. Zachodzi  $X = \frac{x}{1-x}$  oraz  $\frac{x}{1-x} \leq t \Leftrightarrow x \leq \frac{t}{t+1}$ , zatem

$$F_X(t) = P(X \leq t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ \frac{t}{t+1} & t \geq 0 \end{cases}$$

Wiadomo też, że dystrybuanta wyznacza rozkład.

**Zadanie 3.**

Wybieramy losowo niepusty podzbiór zbioru  $\{1, 2, \dots, n\}$ . Niech  $X$  oznacza moc wylosowanego podzbioru. Obliczyć  $\mathbb{E}X$ .

**Rozwiązanie:**

Mamy  $2^n - 1$  niepustych podzbiorów zbioru  $\{1, \dots, n\}$ . Zbiorów o mocy  $k$  jest  $\binom{n}{k}$ , zatem  $P(X = k) = \frac{\binom{n}{k}}{2^n - 1}$ . Stąd  $\mathbb{E}X = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot P(X = k) = \frac{1}{2^n - 1} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \binom{n}{k}$ . Mamy  $\sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \binom{n}{k} = n \cdot 2^{n-1}$ , co udowodnimy przez interpretację kombinatoryczną. Z jednej strony, wybieramy z  $n$  osób  $k$  osób i wśród tych osób wybieramy lidera otrzymując wszystkie podziały  $n$  osób na dwie grupy (z liderem lub bez). Z drugiej strony wybieramy lidera na  $n$  sposobów, a następnie pozostałe  $n - 1$  osób dzielimy na dwie grupy (z liderem lub bez). Stąd  $\mathbb{E}X = \frac{2^{n-1} \cdot n}{2^n - 1}$ .

**Zadanie 4.**

Rzucamy kostką aż do momentu wypadnięcia wszystkich możliwych liczb oczek. Obliczyć wartość oczekiwaną liczby rzutów.

**Rozwiązanie:**

Niech  $X_i$  to liczba rzutów pomiędzy pojawieniem się  $i - 1$ -szego nowego wyniku a pojawieniem się  $i$ -tego nowego wyniku wliczając nową wyrzuconą wartość. Zmienne  $X_i$  to zmienne o rozkładzie geometrycznym z prawdopodobieństwem sukcesu porażki  $\frac{i-1}{6}$  oraz prawdopodobieństwem sukcesu

$$\frac{6-i+1}{6} = \frac{7-i}{6}. \text{ Mamy więc } \mathbb{E}X_i = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot P(X_i = k) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \left(\frac{i-1}{6}\right)^{k-1} \cdot \left(\frac{7-i}{6}\right) = \frac{7-i}{6} \cdot \frac{1}{\left(1-\frac{i-1}{6}\right)^2} = \frac{6}{7-i}.$$

Mamy  $X = X_1 + \dots + X_6$ , skąd wartość oczekiwana wynosi  $\mathbb{E}X = \mathbb{E}X_1 + \dots + \mathbb{E}X_6 = 1 + \frac{6}{5} + \frac{6}{4} + \frac{6}{3} + \frac{6}{2} + \frac{6}{1} = \frac{147}{10}$ .

**Zadanie 5.**

Liczby  $1, 2, \dots, 100$  ustawiono losowo w ciąg  $(a_1, a_2, \dots, a_{100})$ . Niech  $N$  będzie największą liczbą taką, że  $a_1 < a_2 < \dots < a_N$ . Wyznaczyć rozkład zmiennej  $N$  oraz  $\mathbb{E}N$ .

**Rozwiązanie:**

Mamy  $N \in \{1, \dots, 100\}$ . Mamy  $P(N \geq n) = \frac{\binom{100}{n} \cdot 1 \cdot (100-n)!}{100!} = \frac{1}{n!}$  skąd otrzymujemy  $P(N = n) = P(X \geq n) - P(X \geq n+1) = \frac{1}{n!} - \frac{1}{(n+1)!}$ , więc  $\mathbb{E}N = \sum_{n=1}^{100} n \cdot \left( \frac{1}{n!} - \frac{1}{(n+1)!} \right) = \sum_{n=1}^{100} \frac{n^2}{(n+1)!}$ .

**Zadanie 6.**

Pięć uczennic i pięciu uczniów bierze udział w teście. Następnie tworzą listę rankingową. Zakładamy, że żadne dwa wyniki nie mogą się powtórzyć. Niech  $X$  oznacza najwyższe miejsce osiągnięte przez uczennicę. Wyznacz rozkład  $X$ .

**Rozwiązanie:**

Oznaczmy uczennice liczbami od 1 do 5 oraz uczniów od 6 do 10. Mamy  $X \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ . Niech  $\Omega = \{(x_1, x_2, \dots, x_{10}) \mid x_i \in \{1, \dots, 10\}, x_i \neq x_j \text{ dla } i \neq j\}$ ,  $\mathcal{F} = 2^\Omega$  oraz niech  $P$  to prawdopodobieństwo klasyczne. Wówczas  $P(X = j) = \frac{5! \cdot 5 \cdot (10-j)!}{10! \cdot (5-j+1)!}$ , bo najpierw siadamy  $i-1$  chłopców na  $\frac{5!}{(5-i+1)!}$  sposobów, następnie wybieramy najzdolniejszą dziewczynkę na 5 sposobów oraz pozostałe 4 dziewczynki i  $5-i+1$  chłopców ustawiamy na końcu na  $(10-i)!$  sposobów. Całość dzielimy przez  $10!$ , bo tyle jest permutacji 10 osób.