

# ***Materiały do zastosowań metod probabilistycznych.***

***K.Lubnauer***

## ***Część 1***

### ***Powtórzenie, prawdopodobieństwo***

#### ***Teoria***

Podstawowy pojęciem probabilistycznym (związany z teorią prawdopodobieństwa) jest przestrzeń probabilistyczna czyli trójka  $(\Omega, F, P)$  gdzie  $\Omega$  przestrzeń zdarzeń elementarnych czyli pewien zbiór,  $F$  jest  $\sigma$ -ciałem podzbiorów  $\Omega$ , zaś  $P$  miarą unormowaną na  $F$  czyli prawdopodobieństwem. Zdefiniujmy więc te podstawowe pojęcia:

#### ***Definicja 1***

Rodzina zbiorów  $F$  nazywamy  $\sigma$ -ciałem na zbiorze  $\Omega$  jeżeli spełnia następujące warunki:

- (i)  $\Omega \in F$ ,
- (ii)  $\forall A' \in F$  gdzie  $A'$  oznacza  $\Omega - A$  czyli dopełnienie zbioru  $A$ .
- (iii) dla dowolnego ciągu zbiorów  $A_1, A_2, A_3, \dots$  należących do  $F$  mamy  $\bigcup_n A_n \in F$ .

Ponadto z powyższej definicji wynika:

#### ***Własność 1***

Jeśli  $F$  jest  $\sigma$ -ciałem to:

- (i) dla dowolnego ciągu zbiorów  $A_1, A_2, A_3, \dots$  należących do  $F$  mamy  $\bigcap_n A_n \in F$ .
- (ii) Jeżeli  $A, B \in F$  to  $A \cup B \in F$ ,  $A \cap B \in F$  oraz  $A - B \in F$ .
- (iii)  $\emptyset \in F$

Dowód

- (i) Wynika z iż  $\bigcap_n A_n = \Omega - \left( \bigcup_n A_n' \right)$  oraz z warunków (i) i (ii) z Definicji 1.
- (ii) Ćwiczenie własne (zauważmy że dla dowolnych zbiorów  $A, B$  możemy w sposób sztuczny zbudować ciąg nieskończony  $A, B, \emptyset, \emptyset, \emptyset, \dots$ )
- (iii) Zauważmy, że  $\emptyset = \Omega'$  co daje tezę.

Podam teraz aksjomatyczną definicję prawdopodobieństwa:

#### ***Definicja 2***

Niech  $\Omega$  pewien zbiór zaś  $F$   $\sigma$ -ciało zdefiniowane na  $\Omega$ . Prawdopodobieństwem nazywamy dowolną funkcję  $P$  określoną na  $F$  i spełniającą warunki:

- (i)  $P : F \rightarrow \mathbf{R}_+$
- (ii)  $P(\Omega) = 1$

- (iii) Jeśli  $A_i \in F, i = 1, 2, 3, \dots$  oraz  $A_i \cap A_j = \emptyset$  dla  $i \neq j$ , (czyli są parami rozłączne) to 
$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$$

Możemy mówić również o klasycznej definicji prawdopodobieństwa która jest szczególnym, intuicyjnym przypadkiem:

**Definicja 3 (Klasyczna definicja prawdopodobieństwa)**

Niech  $\Omega$  zbiór skończony,  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n\}$ ,  $F = 2^\Omega$  oraz wszystkie zdarzenia elementarne są tak samo prawdopodobne to prawdopodobieństwem klasycznym nazywamy funkcję  $P$  określoną na  $F$  wzorem:

$$P(A) = \frac{\overline{A}}{\overline{\Omega}}, \text{ oraz } P(\{\omega_i\}) = \frac{1}{n}.$$

**Przykład 1**

Rzucamy kostką do gry, wtedy  $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ , wszystkie wyniki są tak samo prawdopodobne zaś np. prawdopodobieństwo zdarzenia  $A$ - wyrzucenia parzystej

liczby oczek wynosi 
$$P(A) = \frac{\overline{\{2, 4, 6\}}}{\overline{\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}}} = \frac{3}{6} = 0,5.$$

Z powyższych rozważań oraz z aksjomatycznej definicji prawdopodobieństwa otrzymujemy:

**Twierdzenie 1 ( Własności prawdopodobieństwa)**

Jeżeli  $(\Omega, F, P)$  jest przestrzenią probabilistyczną oraz  $A, B, A_1, A_2, \dots, A_n \in F$ , to

(i)  $P(\emptyset) = 0$

(ii)  $P(A) \in [0, 1]$

(iii) **Skończona addytywność.** Jeśli mamy skończony ciąg

$$A_i \in F, i = 1, 2, 3, \dots, n \text{ oraz } A_i \cap A_j = \emptyset \text{ dla } i \neq j, \text{ to } P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

(iv) **Monotoniczność.** Dla dowolnych  $A, B \in F$  takich, że  $A \subset B$  mamy  $P(A) \leq P(B)$ .

(v) **Przeliczalna subaddytywność.** Jeśli  $A_i \in F, i = 1, 2, 3, \dots$ , to

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i).$$

(vi) **Skończona subaddytywność.** Jeśli  $A_i \in F, i = 1, 2, 3, \dots, n$ , to

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) \leq \sum_{i=1}^n P(A_i).$$

(vii) **Ciągłość.**

- a. Jeśli  $A_n \in F$  oraz  $A_n \subset A_{n+1}$  dla  $n=1,2,3,\dots$  to  $P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$ .
- b. Jeśli  $A_n \in F$  oraz  $A_n \supset A_{n+1}$  dla  $n=1,2,3,\dots$  to  $P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$ .
- (viii) Dla dowolnych  $A, B \in F$  takich, że  $A \subset B$  mamy  $P(B - A) = P(B) - P(A)$ .
- (ix)  $P(A') = 1 - P(A)$ .
- (x) Dla dowolnych  $A, B \in F$  mamy  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ .
- (xi) Dla dowolnych  $A, B, C \in F$  mamy
- $$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

### Dowód

- (i) Korzystając z przeliczalnej addytywności prawdopodobieństwa mamy  $P(\emptyset) = P(\emptyset \cup \emptyset \cup \emptyset \cup \dots) = P(\emptyset) + P(\emptyset) + P(\emptyset) + \dots$  stąd  $P(\emptyset) = 0$
- (ii) Wykażę (iv) wtedy (ii) jest oczywiste z faktu iż  $P(\Omega) = 1$  i  $P$  nieujemna funkcja.
- (iii) Weźmy  $A_i \in F, i = 1, 2, 3, \dots, n$  oraz  $A_i \cap A_j = \emptyset$  dla  $i \neq j$ , oraz dla  $i > n$  niech  $A_n = \emptyset$  wtedy korzystając z przeliczalnej addytywności oraz z warunku (i) mamy  $P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$
- (iv) Skorzystamy z warunku (iii). Niech  $A, B \in F$  takie, że  $A \subset B$ , mamy wtedy:  $P(B) = P(A \cup (B - A))$  gdzie oczywiście oba składniki sumy są rozłączne czyli  $P(B) = P(A) + P(B - A)$  oraz  $P(B - A) \geq 0$  co daje tezę.
- (v) Dla  $A_i \in F, i = 1, 2, 3, \dots$ , zdefiniujemy w następujący sposób ciąg  $B_n$ . Niech  $B_1 = A_1, B_n = A_n - (A_1 \cup \dots \cup A_{n-1})$ , wtedy oczywiście mamy ciąg zbiorów z  $F$  rozłącznych parami i takich, że  $\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n$  oraz dla każdego  $n$  mamy  $B_n \subset A_n$  czyli  $P(B_n) \leq P(A_n)$ . Policzmy więc:
- $$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) \text{ co daje tezę.}$$
- (vi) Wniosek z (v) uzupełniając ciąg zbiorami pustymi.
- (vii) Niech  $A_n \in F$  oraz  $A_n \subset A_{n+1}$  dla  $n=1,2,3,\dots$ . Zdefiniujemy ciąg  $C_n$  w następujący sposób:  $C_1 = A_1, C_2 = A_2 - A_1, \dots, C_n = A_n - A_{n-1}, \dots$  wtedy oczywiście zbiory  $C_n$  należą do  $F$  oraz są rozłączne oraz  $A_n = \bigcup_{i=1}^n C_i$ , więc mamy:
- $$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} C_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(C_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n P(C_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\bigcup_{i=1}^n C_i\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$
- (viii) Weźmy dowolne  $A, B \in F$  takie, że  $A \subset B$  mamy  $P(B) = P((B - A) \cup A) = P(B - A) + P(A)$  bo  $A - B, A$  rozłączne. Ostatnia równość daje tezę.

(ix) Weźmy dowolne  $A, B \in F$  korzystając z algebry zbiorów oraz własności

(viii) oraz (iii) mamy:

$$P(A \cup B) = P(A \cup (B - A)) = P(A) + P(B - A) = P(A) + P(B - (A \cap B)) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

(x) Do samodzielnej pracy.

Innym przykładem prawdopodobieństwa jest **prawdopodobieństwo geometryczne**:

#### Definicja 4

Niech  $\Omega$  podzbiór  $\mathbf{R}^n$  taki, że gdzie  $\lambda_n$  miara Lebesgu'a określona na  $\mathbf{R}^n$  (w uproszczeniu oznacza to długość w  $\mathbf{R}$ , pole w  $\mathbf{R}^2$ , objętość w  $\mathbf{R}^3$ ), wtedy prawdopodobieństwem geometrycznym na  $\Omega$  nazywamy miarę  $P$  określoną

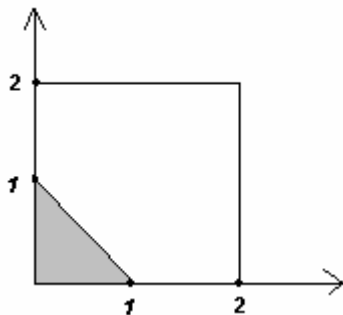
wzorem  $P(A) = \frac{\lambda_n(A)}{\lambda_n(\Omega)}$  gdzie  $A$  dowolny zbiór mierzalny względem miary

Lebesgu'a.

#### Przykład 2

Z odcinka  $(0,2)$  losujemy 2 liczby. Policzę prawdopodobieństwo zdarzenia  $A$ , że ich suma jest mniejsza niż 1.

Rys 1



Zauważmy, że losowanie 2 liczb z odcinka  $(0,2)$  polega na wylosowaniu punktu z kwadratu  $(0,2) \times (0,2)$  czyli  $\Omega$  to ten kwadrat. Oczywiście  $\lambda_2(\Omega) = 4$ , mamy

ponadto  $A = \{(x, y) \in \Omega : x + y < 1\}$  czyli  $\lambda_2(A) = \frac{1}{2}$ , stąd  $P(A) = \frac{1}{8}$ .

Dwoma podstawowymi pojęciami w teorii prawdopodobieństw, których nie należy mylić są rozłączność i niezależność zdarzeń, przypomnijmy zdarzenia  $A, B$  są **rozłączne tak jak zbiory**, gdy  $A \cap B = \emptyset$ . Niezależność oznacza zaś następującą własność pary zbiorów:

#### Definicja 5

Zbiory  $A, B$  są **niezależne jeśli spełniają warunek**:  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ .

#### Przykład 3

Rzucamy 2 razy monetą i rozważmy zdarzenia  $A$ - wylosowaliśmy 1 reszkę i 1 orła i  $B$ - w drugim rzucie wylosowaliśmy orła. Zbadaj niezależność zdarzeń  $A, B$ .

$\Omega = \{(o, o), (r, r), (o, r), (r, o)\}$  i mamy model klasyczny czyli  $P(A) = \frac{|\overline{A}|}{|\Omega|} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$ ,

$P(B) = \frac{|\overline{B}|}{|\Omega|} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$  oraz mamy  $P(A \cap B) = \frac{|\overline{A \cap B}|}{|\Omega|} = \frac{1}{4}$ , czyli  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ .

Zdarzenia  $A, B$  są więc niezależne.

*Uwaga.*

Dla trzech zdarzeń  $A, B, C$  mówimy że są one niezależne gdy niezależne są pary  $A, B$  i  $B, C$  i  $A, C$  oraz zachodzi warunek  $P(A \cap B \cap C) = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C)$ .

Przejdźmy teraz do prawdopodobieństwa warunkowego które pozwoli nam wprowadzić twierdzenie o prawdopodobieństwie całkowitym i wzór Bayes'a.

### Definicja 6

Prawdopodobieństwem warunkowym zajścia zdarzenia  $A$  pod warunkiem zajścia zdarzenia  $B$ , gdzie  $P(B) > 0$ , nazywamy liczbę

$$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}.$$

### Przykład 4

Rozważmy pewną rodzinę z dwójką dzieci. Obliczymy prawdopodobieństwo tego, że w rodzinie są dwie dziewczynki, jeśli wiemy, że w tej rodzinie:

- (i) młodsze dziecko jest dziewczynką
- (ii) co najmniej jedno z dzieci jest dziewczynką

W obu przypadkach  $\Omega = \{(d, d), (d, c), (c, d), (c, c)\}$  i mamy do czynienia z modelem klasycznym.

$$(i) \quad P(\{(d, d)\} / \{(d, d), (c, d)\}) = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{2}} = \frac{1}{2}$$

$$(ii) \quad P(\{(d, d)\} / \{(d, d), (c, d), (d, c)\}) = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{3}{4}} = \frac{1}{3}.$$

Zauważmy, że prawdopodobieństwo warunkowe przy ustalonym warunku spełnia wszystkie aksjomaty prawdopodobieństwa. (Ćwiczenie do samodzielnej pracy).

### Definicja 7

**Układem zupełnym zdarzeń** (rozbiciem przestrzeni  $\Omega$ ) nazywamy skończony bądź nieskończony ciąg zdarzeń  $B_1, B_2, B_3, \dots$  parami rozłącznych i dających w sumie przestrzeń  $\Omega$ :

$$\bigcup_n B_n = \Omega, \quad B_i \cap B_j = \emptyset, \quad i \neq j.$$

**Twierdzenie 2 (Wzór na prawdopodobieństwo całkowite)**

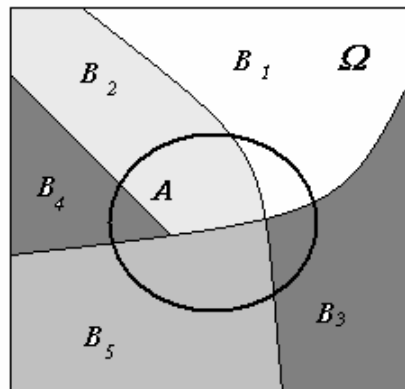
Jeżeli  $\{B_1, B_2, \dots, B_n\}$  jest układem zupełnym zdarzeń na  $\Omega$  dodatnich niezerowych prawdopodobieństwach, to dla dowolnego zdarzenia  $A$  zachodzi wzór:

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(A/B_i)P(B_i)$$

*Dowód*

$$P(A) = P\left(\bigcup_{i=1}^n (A \cap B_i)\right) = \sum_{i=1}^n P(A \cap B_i) = \sum_{i=1}^n P(A/B_i)P(B_i).$$

Rys 2



**Uwaga**

Powyższe twierdzenie jest prawdziwe również dla przeliczalnej, nieskończonej liczby zdarzeń  $B_i$ .

**Przykład 5**

W fabryce pracują 3 roboty montażowe. Pierwszy robot ma 0,03 braków, robot drugi ma 0,05 braków a robot trzeci ma 0,02 braków. Roboty te wykonują tyle samo zabawek na godzinę.

Jakie jest prawdopodobieństwo, że losowo wybrana zabawka z tej fabryki okaże się brakiem?

$A$ -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka jest brakiem.

$B_1$ -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka pochodzi od robota 1.

$B_2$  -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka pochodzi od robota 2.

$B_3$  -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka pochodzi od robota 3.

$$P(A) = \sum_{i=1}^3 P(A/B_i)P(B_i) = 0,03 \cdot \frac{1}{3} + 0,05 \cdot \frac{1}{3} + 0,02 \cdot \frac{1}{3} = 0,1 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{30}$$

Drugim z podstawowych twierdzeń jest twierdzenie pozwalające prześledzić przebieg doświadczenia na podstawie jego wyniku:

### **Twierdzenie 3 (Wzór Bayes'a)**

Jeżeli  $\{B_1, B_2, \dots, B_n\}$  jest układem zupełnym zdarzeń na  $\Omega$  dodatnich niezerowych prawdopodobieństwach i  $A$  dowolne zdarzenie o dodatnim prawdopodobieństwie to zachodzi wzór:

$$P(B_j/A) = \frac{P(A/B_j)P(B_j)}{\sum_{i=1}^n P(A/B_i)P(B_i)}$$

*Dowód*

Wystarczy skorzystać ze wzoru na prawdopodobieństwo warunkowe oraz ze wzoru na prawdopodobieństwo całkowite aby otrzymać:

$$P(B_j/A) = \frac{P(B_j \cap A)}{P(A)} = \frac{P(A/B_j)P(B_j)}{\sum_{i=1}^n P(A/B_i)P(B_i)}$$

Wykorzystajmy sytuację z przykładu 4 zmieniając tylko treść pytania. Zauważmy, że znamy już wynik losowania a pytamy się o przebieg losowania.

### **Przykład 6**

W fabryce pracują 3 roboty montażowe. Pierwszy robot ma 0,03 braków, robot drugi ma 0,05 braków a robot trzeci ma 0,02 braków. Roboty te wykonują tyle samo zabawek na godzinę.

Losujemy zabawkę, okazała się ona brakiem. Jakie jest prawdopodobieństwo, że pochodzi od robota nr 2?

$A$  -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka jest brakiem.

$B_1$  -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka pochodzi od robota nr 1.

$B_2$  -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka pochodzi od robota nr 2.

$B_3$  -zdarzenie polegające na tym, że wylosowana zabawka pochodzi od robota nr 3.

$$P(B_2 / A) = \frac{P(A / B_2)P(B_2)}{\sum_{i=1}^3 P(A / B_i)P(B_i)} = \frac{0,05 \cdot \frac{1}{3}}{\frac{1}{30}} = 0,5.$$

### **Definicja 8**

*Schematem Bernoulliego nazywamy ciąg niezależnych powtórzeń tego samego doświadczenia o dwu możliwych wynikach nazwanych umownie sukcesem i porażką. Poszczególne doświadczenia to próby Bernoulliego.*

*W powyższej sytuacji zachodzi wzór:*

$$P_n(k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

*gdzie:  $P_n(k)$  prawdopodobieństwo  $k$  sukcesów w  $n$  próbach Bernoulliego,*

*$p$  prawdopodobieństwo sukcesu w pojedynczej próbie,  $q = 1 - p$  prawdopodobieństwo porażki w jednej próbie.*



## Zadania z przykładowymi rozwiązaniami

### Model klasyczny prawdopodobieństwa

1. Losowo ustawiam w szeregu klocki z literami MMAAATTYKE. Opisać przestrzeń zdarzeń elementarnych i obliczyć prawdopodobieństwo, że otrzymamy wyraz MATEMATYKA.

#### Rozwiązanie

Przyjmujemy, że klocki są rozróżnialne i oznaczmy

$$T = \{M_1, M_2, A_1, A_2, A_3, T_1, T_2, Y, K, E\}.$$

Wtedy przestrzeń zdarzeń elementarnych to wszystkie permutacje elementów ze zbioru  $T$  czyli:

$\Omega = \{(x_1, x_2, \dots, x_{10}), x_i \neq x_j, x_i \in T\}$ . Zauważmy, że każde ustawienie klocków jest tak samo prawdopodobne a  $\Omega$  jest zbiorem skończonym więc jest to model klasyczny. Z kombinatoryki wiemy, że  $|\Omega| = 10!$

Niech  $A$  zdarzenie polegające na ułożeniu słowa MATEMATYKA. Łatwo widać, z kombinatoryki, że  $|A| = 2! \cdot 3! \cdot 2! = 24$ . Stąd:

$$P(A) = \frac{24}{10!} = \frac{1}{151200}.$$

2. 2 chłopców i 3 dziewczynki ustawiam w szereg. Opisać przestrzeń zdarzeń elementarnych i obliczyć prawdopodobieństwo, że

- chłopcy stoją obok siebie
- chłopcy i dziewczynki stoją na zmianę.

3. Cyfry 0,1,2,...,9 ustawiono losowo. Opisać przestrzeń zdarzeń elementarnych i obliczyć prawdopodobieństwo, że

- między 0 i 9 stoją dokładnie 4 cyfry
- 1,2,3,4 będą stały obok siebie.

4. Przy okrągłym stole usiadło dziesięć kobiet i dziesięciu mężczyzn. Opisać przestrzeń zdarzeń elementarnych i obliczyć prawdopodobieństwo, że osoby tej samej płci nie siedzą koło siebie.

5. Z grupy 25 osób w której jest 10 kobiet i 15 mężczyzn wybrano

- 3 osoby na stanowisko starszego specjalisty.
- 3 osoby do zarządu firmy (prezesa, wiceprezesa ds. marketingu i wiceprezesa ds. produkcji)

Dla każdego z przypadków opisać przestrzeń zdarzeń elementarnych i obliczyć prawdopodobieństwo, że wśród wybranych są dokładnie 2 kobiety.

#### Rozwiązanie

Przyjmujemy, że ludzie są zawsze rozróżnialne i oznaczmy  $T = \{k_1, \dots, k_{10}, m_1, \dots, m_{15}\}$ .

- Ponieważ wybór 3 specjalistów nie wymaga uwzględnienia kolejności więc przestrzeń zdarzeń elementarnych to wszystkie kombinacje 3 elementowe ze zbioru  $T$  czyli:  $\Omega = \{\{x_1, x_2, x_3\}, x_i \neq x_j, x_i \in T\}$ . Zauważmy, że każdy wybór 3 osób jest tak samo prawdopodobny a  $\Omega$  jest zbiorem skończonym więc jest to model klasyczny. Z kombinatoryki wiemy, że  $|\Omega| = \binom{25}{3}$ .

Niech  $A$  zdarzenie polegające na wybraniu dokładnie 2 kobiet. Łatwo widać, że

$$\overline{A} = \binom{10}{2} \binom{15}{1}.$$

Stąd:

$$P(A) = \frac{\binom{10}{2} \binom{15}{1}}{\binom{25}{3}}.$$

b) W tym przypadku kolejność jest istotna (różne funkcje) więc zmienia się model:  $\Omega = \{(x_1, x_2, x_3), x_i \neq x_j, x_i \in T\}$ . Zauważmy, że każdy wybór 3 osób jest tak samo prawdopodobny a  $\Omega$  jest zbiorem skończonym więc jest to model

klasyczny. Z kombinatoryki wiemy, że  $\overline{\Omega} = \frac{n!}{(n-3)!}$ .

Niech  $A$  zdarzenie polegające na wybraniu dokładnie 2 kobiet. Łatwo widać, że

$$\overline{A} = \binom{10}{2} \binom{15}{1} 3!.$$

Stąd:

$$P(A) = \frac{\binom{10}{2} \binom{15}{1} 3!}{\frac{n!}{(n-3)!}} = \frac{\binom{10}{2} \binom{15}{1}}{\binom{25}{3}}.$$

Widzimy, że wynik jest ten sam niezależnie od modelu, ponieważ zdarzenie  $A$  nie zależało od kolejności.

6. W pudełku jest 6 śrubek dobrych i 2 złe. Opisać przestrzeń zdarzeń elementarnych i obliczyć prawdopodobieństwo, że wśród 4 wybranych śrubek są 3 dobre i 1 zła.

7. Ze schroniska na szczyt prowadzą 3 szlaki: czarny, zielony i niebieski. Odbywam wycieczkę na szczyt i z powrotem wybierając szlaki losowo. Jakie jest prawdopodobieństwo iż będę wchodzić i schodzić tym samym szlakiem?

#### Rozwiązanie

Przestrzeń zdarzeń elementarnych  $\Omega = \{(x_1, x_2), x_i \in \{cz, z, n\}\}$ . Zauważmy, że w parze mogą się powtarzać kolory. Znowu mamy do czynienia z modelem klasycznym ponadto  $\overline{\Omega} = 3^2 = 9$ . Niech  $A$  zdarzenie polegające na powrocie tą trasą którą przyszliśmy,

$A = \{(cz, cz), (z, z), (n, n)\}$ , stąd  $\overline{A} = 3$ . Mamy więc  $P(A) = \frac{1}{3}$ .

8. Rzucam 2 razy kostką symetryczną. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Jakie jest prawdopodobieństwo

- wyrzucenia dwukrotnie tego samego?
- wyrzucenia w sumie 10 oczek?

9. Autobus zatrzymuje się na 10 przystankach. W autobusie jest 8 pasażerów, z których każdy musi wysiąść na jednym z przystanków. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Jakie jest prawdopodobieństwo iż każdy spośród 8 pasażerów wysiądzie na innym przystanku. Jakie jest prawdopodobieństwo iż wszyscy pasażerowie wysiądą na tym samym przystanku.

10. Losowo dzielimy 15 delicji szampańskich między 4 osoby. Jakie jest prawdopodobieństwo, że każda z nich dostanie:

- przynajmniej jedno ciasteczko?
- przynajmniej 2 ciasteczka?

Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych.

### Rozwiązanie

Jeśli uznamy, że w modelu tym nie ma znaczenia które delicje otrzymała która osoba to:  $\Omega = \{(x_1, x_2, x_3, x_4), x_1, x_2, x_3, x_4 \in \mathbf{N}, x_1 + x_2 + x_3 + x_4 = 15\}$ , (przyjmijmy dla ułatwienia zapisu, że 0 należy do liczb naturalnych), gdzie  $x_i$  to ilość delicji otrzymanych przez

$i$ -tą osobę. Z kombinatoryki mamy  $|\Omega| = \binom{15+4-1}{4-1}$  (wzór na ilość kombinacji z powtórzeniami).

- A zdarzenie polegające na otrzymaniu przynajmniej jednego ciasteczka przez każdą osobę,

$$A = \{(1+x_1, 1+x_2, 1+x_3, 1+x_4), x_1, x_2, x_3, x_4 \in \mathbf{N}, x_1 + x_2 + x_3 + x_4 = 11\},$$

mamy więc z tego samego wzoru co powyżej  $|A| = \binom{11+4-1}{4-1}$ .

$$\text{Ostatecznie } P(A) = \frac{\binom{11+4-1}{4-1}}{\binom{15+4-1}{4-1}}.$$

Podpunkt b) robi się analogicznie.

11. Do windy zatrzymującej się na 4 piętrach wsiadło 20 osób. Oblicz prawdopodobieństwo iż na każdym z pięter wysiądzie dokładnie 5 osób. Oblicz prawdopodobieństwo iż przynajmniej na jednym piętrze nikt nie wysiądzie. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych.

12. Z liczb 1-1001 wylosowano 2. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Oblicz prawdopodobieństwo iż ich suma jest podzielna przez 3.

13. Używając różnych cyfr ze zbioru  $Z = \{3,4,5,7,9\}$  utworzono liczbę trzycyfrową.

Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Oblicz prawdopodobieństwo, że:

- Jedną z cyfr jest 7
- Jest to liczba parzysta.

### Własności prawdopodobieństwa

1. Niech  $A, B, C$  będą zdarzeniami. Niech ponadto:

$$P(A) = 0,5; P(B) = 0,2; P(C) = 0,4; P(A \cap C) = 0,2; P(B \cap C) = 0,1; P(A \cap B) = 0,1; A \cap B \cap C = \emptyset$$

Policz prawdopodobieństwo:

- zachodzi przynajmniej jedno ze zdarzeń
- zachodzi dokładnie jedno ze zdarzeń  $A, B, C$
- zachodzą przynajmniej dwa ze zdarzeń  $A, B, C$
- nie zachodzi żadne z tych zdarzeń.

### Rozwiązanie

a) Interesuje nas zdarzenie postaci  $A \cup B \cup C$ , gdzie oczywiście  $A, B, C$  niekoniecznie rozłączne, stąd

$$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

i podstawiając otrzymujemy:

$$P(A \cup B \cup C) = 0,5 + 0,2 + 0,4 - 0,2 - 0,1 - 0,1 + 0 = 0,7.$$

b) Interesuje nas zdarzenie postaci

$(A \cap (B \cup C)') \cup (B \cap (A \cup C)') \cup (C \cap (A \cup B)'),$  tu sumowane zdarzenia są

rozłączne, liczymy więc

$$P\left(\left(A \cap (B \cup C)'\right) \cup \left(B \cap (A \cup C)'\right) \cup \left(C \cap (A \cup B)'\right)\right) =$$

$$P\left(\left(A \cap (B \cup C)'\right)\right) + P\left(\left(B \cap (A \cup C)'\right)\right) + P\left(\left(C \cap (A \cup B)'\right)\right) =$$

$$P(A) - P(A \cap B) - P(A \cap C) + P(B) - P(A \cap B) - P(B \cap C) + P(C) - P(A \cap C) - P(B \cap C) = 0,5 - 0,2 - 0,1 + 0,2 - 0,1 - 0,1 + 0,4 - 0,2 - 0,1 = 0,3$$

c) Samodzielnie

d) Teraz musimy policzyć

$$P(A' \cap B' \cap C') = P\left(\left(A \cup B \cup C\right)'\right) = 1 - P(A \cup B \cup C) = 0,3.$$

2. Udowodnij, że  $P(A \cap B) \geq P(A) + P(B) - 1$ .

#### Wskazówka:

Skorzystać z wzoru na sumę zdarzeń oraz z faktu, że prawdopodobieństwo dowolnego zdarzenia jest mniejsze bądź równe 1.

3. Dane są  $P(A \cup B) = \frac{1}{2}$  i  $P(A \cap B) = \frac{1}{4}$ ,  $P(A \setminus B) = P(B \setminus A)$ . Oblicz  $P(A), P(A \setminus B)$ .

4. Dane są  $P(A) = \frac{1}{4}$ ,  $P(B) = \frac{3}{4}$ ,  $A \cap B = \emptyset$ . Uporządkować rosnąco

$P(A \cup B), P(A \cup B'), P(A' \cup B)$ .

5. Mając dane zdarzenia niezależne  $A$  i  $B$  o prawdopodobieństwach:

$P(A) = 0,4$  oraz  $P(B) = 0,6$ , znajdź:

a)  $P(A/B)$

b)  $P(A \cup B)$

c)  $P(A' \cup B)$ .

#### Wskazówka:

Niezależność daje nam  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) = 0,24$ .

6. Zbadaj kiedy zdarzenie jest niezależne samo od siebie.

#### Rozwiązanie.

Musimy zbadać dla jakich  $A$  zachodzi  $P(A \cap A) = P(A) \cdot P(A)$ . Zauważmy, że

$(A \cap A) = A$ , czyli musimy zbadać równość  $a = a^2$  gdzie  $a = P(A)$ . Oczywiście równość ta zachodzi wtedy i tylko wtedy gdy  $a = 0 \vee a = 1$ . Stąd mamy, że zdarzenie jest niezależne samo od siebie gdy jego prawdopodobieństwo wynosi 0 lub 1.

7. W szafce są 3 pary kaloszy w 3 różnych kolorach i tym samym rozmiarze. Człowiek nie rozróżniający kolorów dzieli je na pary: lewy z prawym. Jakie jest prawdopodobieństwo, że żadna para nie będzie jednokolorowa?

**Rozwiązanie**

Mamy do czynienia z modelem klasycznym. Wyobraźmy sobie, że nasz daltonista ustawia najpierw 3 prawe kalosze a potem dopasowuje do nich 3 lewe, wtedy każde zdarzenie elementarne to jedno z ustawień 3 kaloszy lewych w ciąg, stąd  $\Omega = 3! = 6$ . Niech  $A$  zdarzenie polegające na tym, że żadna para nie jest jednokolorowa. Zbadamy zdarzenie przeciwne do  $A$  czyli zdarzenie  $A'$  - przynajmniej 1 para jest jednokolorowa. Ponumerujemy pary kaloszy i określimy zdarzenia:

$A_1$  para numer 1 jest prawidłowo sparowana,

$A_2$  para numer 2 jest prawidłowo sparowana,

$A_3$  para numer 3 jest prawidłowo sparowana.

Wtedy

$$P(A') = P(A_1 \cup A_2 \cup A_3) =$$

$$P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) - P(A_1 \cap A_2) - P(A_2 \cap A_3) - P(A_1 \cap A_3) - P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) =$$

$$\frac{2!}{3!} + \frac{2!}{3!} + \frac{2!}{3!} - \frac{1}{3!} - \frac{1}{3!} - \frac{1}{3!} + \frac{1}{3!} = 3 \cdot \frac{1}{3} - 2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{4}{6}$$

$$\text{Czyli } P(A) = 1 - P(A') = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}.$$

8. Na zabawie są 3 pary małżeńskich. W sposób losowy kobiety losują mężczyzn do tańca. Jakie jest prawdopodobieństwo, że żaden mąż nie tańczy ze swoją żoną?

**Prawdopodobieństwo geometryczne**

1. Z odcinka  $[-2,3]$  losujemy liczbę policz prawdopodobieństwo, iż:

- a) wylosowana liczba będzie dodatnia
- b) kwadrat wylosowanej liczby będzie mniejszy od 1
- c) kwadrat wylosowanej liczby będzie większy od 2
- d) będzie to liczba wymierna

**Rozwiązanie**

Ponieważ losujemy 1 liczbę z odcinka  $[-2,3]$ , więc  $\Omega = [-2,3]$ , zaś

$$\text{prawdopodobieństwo określone jest wzorem: } P(A) = \frac{\lambda_1(A)}{\lambda_1(\Omega)} = \frac{\lambda_1(A)}{3 - (-2)} = \frac{\lambda_1(A)}{5}.$$

a) Niech  $A$  zdarzenie: wylosowana liczba będzie dodatnia, wtedy

$$A = \{x \in [-2,3] : x > 0\} = (0,3], \text{ stąd } P(A) = \frac{\lambda_1(A)}{5} = \frac{3}{5}.$$

b) Niech  $B$  zdarzenie: kwadrat wylosowanej liczby będzie mniejszy od 1, wtedy

$$A = \{x \in [-2,3] : x^2 < 1\} = (-1,1), \text{ stąd } P(A) = \frac{\lambda_1(A)}{5} = \frac{2}{5}.$$

c) samodzielnie

- d) zbiór liczb wymiernych jest przeliczalną sumą zbiorów jednopunktowych, więc jego miara Lebesgu'a wynosi 0, stąd prawdopodobieństwo zdarzenia z podpunktu d) wynosi 0.
2. Z odcinka  $[-1,2]$  losujemy 2 liczby. Policz prawdopodobieństwo tego, że:
- ich suma jest dodatnia,
  - ich maksimum jest mniejsze od 1,
  - jedna z nich jest 2 razy większa od drugiej,
  - jedna jest wymierna,
  - obie są niewymierne.

### **Wskazówka**

Zobacz Przykład 2 z części teoretycznej. Zadanie to robimy analogicznie.

3. Z odcinka  $[0,5]$  losujemy 3 liczby. Policz prawdopodobieństwo tego, że:
- ich minimum jest większe od 2,
  - ich maksimum jest większe od 3,
  - jedna z nich jest liczbą naturalną.
4. Na odcinku wybrano losowo dwa punkty, które dzielą go na trzy odcinki. Jakie jest prawdopodobieństwo, że można z tych 3 odcinków zbudować trójkąt?
5. Na stół o kształcie koła i promieniu 60 cm rzucono monetę o promieniu 1 cm, która upadła na stół. Jakie jest prawdopodobieństwo, że moneta nie dotknęła brzegu stołu?

### **Rozwiązanie**

Musimy określić najpierw model, zauważmy, że jeśli moneta upadła na stół to jej środek ciężkości musi leżeć na stole i właśnie środek monety będzie wyznaczał nam jej położenie. Teraz  $\Omega$  to nasz stolik czyli koło o promieniu 60 cm, stąd

$\lambda_2(\Omega) = \Pi(60)^2 = 3600\Pi$ . Niech  $A$  zdarzenie polegające nadym, że moneta nie dotknie stołu, oznacza to, że  $A$  to koło o promieniu 59 cm, bo promień monety to 1 cm. Stąd

$$\lambda_2(A) = \Pi(59)^2 = 3481\Pi, \text{ czyli } \frac{\lambda_2(A)}{\lambda_2(\Omega)} = \frac{3481\Pi}{3600\Pi} = \frac{3481}{3600}.$$

6. \*Zadanie Bufona o igle. Iglę o długości  $l$  rzucono na podłogę z desek o szerokości  $a$  ( $l \leq a$ ). Jaka jest szansa, że igła przetnie krawędź deski?

### **Prawdopodobieństwo – inne modele, prawdopodobieństwo warunkowe, badanie niezależności zdarzeń, prawdopodobieństwo całkowite i wzór Bayesa.**

1. Rzucam 3 razy monetą dla której prawdopodobieństwo wyrzucenia reszki jest 2 razy większe niż orła. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Policz prawdopodobieństwo wyrzucenia dokładnie 2 orłów.

### **Rozwiązanie**

Ten model nie jest modelem klasycznym bo wyrzucenie reszki jest dwukrotnie bardziej prawdopodobne niż orła, stąd zdarzenia elementarne nie są równie prawdopodobne.

Oczywiście  $\Omega = \{(x_1, x_2, x_3), x_i \in \{o, r\}\}$ , ponieważ w jednym rzucie  $P(\{o\}) = \frac{1}{3}, P(\{r\}) = \frac{2}{3}$ ,

więc poszczególne zdarzenia elementarne mają następujące prawdopodobieństwa:

$$P(\{(o,o,o)\}) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{27}, \quad P(\{(r,o,o)\}) = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{27}, \quad P(\{(o,r,o)\}) = \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{27},$$

$$P(\{(o,o,r)\}) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{2}{27}, \quad P(\{(r,r,o)\}) = \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{4}{27}, \quad P(\{(o,r,r)\}) = \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{4}{27},$$

$$P(\{(r,o,r)\}) = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{4}{27}, \quad P(\{(r,r,r)\}) = \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{8}{27}. \text{ Warto jeszcze przeliczyć czy}$$

suma prawdopodobieństw wszystkich zdarzeń elementarnych wynosi 1, sprawdzamy, zgadza się. Niech  $A$  zdarzenie: wyrzucenie dokładnie 2 orłów. Mamy wtedy sumując odpowiednie prawdopodobieństwa następujący wynik:  $P(A) = \frac{6}{27}$ .

2. Rzucam kostką a następnie monetą tylekrotnie ile wypadło oczek na kostce. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Znajdź prawdopodobieństwo wyrzucenia

- dokładnie 5 orłów.
- przynajmniej 1 reszki

3. Do urny wkładam 5 kul zielonych, 4 niebieskie, oraz 2 białe. Z urny losuje kolejno 2 kule. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Policz prawdopodobieństwo wylosowania kul we wszystkich kolorach.

4. Rzucam kostką do gry do momentu wyrzucenia 6-stki. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Policz prawdopodobieństwo:

- rzucaliśmy parzystą ilość razy
- rzucaliśmy mniej niż 5 razy.

### Rozwiązanie

Zauważmy, że mamy do czynienia z przestrzenią nieskończoną

$$\Omega = \{6, x6, xx6, xxx6, xxxx6, xxxxx6, \dots\}, x \in \{1,2,3,4,5\}. \text{ Jednocześnie } P(\{x\dots x6\}) = \left(\frac{5}{6}\right)^n \frac{1}{6},$$

gdzie  $n$  liczba  $x$ -ów poprzedzających 6.

- Niech teraz  $A$  zdarzenie polegające na tym, że rzucaliśmy parzystą ilość

$$\text{razy, } A = \{x6, xxx6, xxxxx6, \dots\}, \text{ stąd } P(A) = \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{5}{6}\right)^{2n-1} \frac{1}{6} = \frac{\frac{5}{6} \cdot \frac{1}{6}}{1 - \left(\frac{5}{6}\right)^2} = \frac{\frac{5}{36}}{\frac{11}{36}} = \frac{5}{11}.$$

- Niech teraz  $B$  zdarzenie polegające na tym, że rzucaliśmy mniej niż 5 razy,

$$B = \{6, x6, xx6, xxx6\}, \text{ mamy wtedy } P(B) = \frac{1}{6} + \frac{5}{6^2} + \frac{25}{6^3} + \frac{125}{6^4}.$$

5. Rzucamy monetą do momentu wyrzucenia 2 razy pod rząd tej samej strony monety. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Policz prawdopodobieństwo iż rzucaliśmy nieparzystą ilość razy.

6. Dwóch graczy  $A$  i  $B$  rzucają na zmianę monetą. Wygrywa ten z nich który pierwszy wyrzuci orła. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Policz prawdopodobieństwo wygrania dla każdego z nich.

7. Trzech graczy  $A, B$  i  $C$  rzucają na zmianę monetą. Wygrywa ten z nich który pierwszy wyrzuci orła. Opisz przestrzeń zdarzeń elementarnych. Policz prawdopodobieństwo wygrania dla każdego z nich.

8. Rzucam 2 razy kostką do gry. Niech  $A$  zdarzenie polegające na wyrzuceniu szóstki w pierwszym rzucie, niech  $B$  zdarzenie polegające na wyrzuceniu 1 lub 2 w drugim

rzucie, zaś  $C$  zdarzenie polegające na wyrzuceniu w sumie 7 oczek. Zbadaj niezależność:

- Zdarzeń  $A$  i  $B$
- Zdarzeń  $A$  i  $C$
- Zdarzeń  $B$  i  $C$
- Zdarzeń  $A, B, C$  razem.

### Rozwiązanie

Oczywiście  $\Omega = \{(x, y), x, y \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}\}$ , model klasyczny,  $\overline{\Omega} = 36$ . Zauważmy ponadto

$$A = \{(6, y), y \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}\} \text{ oraz } \overline{A} = 6, P(A) = \frac{6}{36};$$

$$B = \{(x, 1), (x, 2), x \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}\} \text{ oraz } \overline{B} = 12, P(B) = \frac{12}{36};$$

$$C = \{(6, 1), (5, 2), (4, 3), (3, 4), (2, 5), (1, 6)\} \text{ oraz } \overline{C} = 6, P(C) = \frac{6}{36};$$

$$A \cap B = \{(6, 1), (6, 2)\} \text{ oraz } \overline{A \cap B} = 2, P(A \cap B) = \frac{2}{36};$$

$$A \cap C = \{(6, 1)\} \text{ oraz } \overline{A \cap C} = 1, P(A \cap C) = \frac{1}{36};$$

$$C \cap B = \{(6, 1), (5, 2)\} \text{ oraz } \overline{C \cap B} = 2, P(C \cap B) = \frac{2}{36};$$

$$A \cap B \cap C = \{(6, 1)\} \text{ oraz } \overline{A \cap B \cap C} = 1, P(A \cap B \cap C) = \frac{1}{36}.$$

Mamy więc  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ ,  $P(A \cap C) = P(A) \cdot P(C)$ ,  $P(B \cap C) = P(B) \cdot P(C)$ ,  
 $P(A \cap B \cap C) \neq P(A) \cdot P(B) \cdot P(C)$ . Zdarzenia  $A, B, C$  są parami niezależne ale nie są niezależne wszystkie 3 razem.

9. Wybrano losowo rodzinę z dwójką dzieci i okazało się, że jedno z nich ma na drugie imię Piotrek (co nie znaczy że drugie nie ma na imię Piotrek). Jaka jest szansa, że drugie dziecko też jest chłopcem.

### Rozwiązanie

10. Przyjmijmy  $\Omega = \{(x_1, x_2), x_i \in \{d, c\}\}$ , gdzie  $x_i$  płeć  $i$ -tego dziecka. Niech  $A$  zdarzenie: jedno z nich ma na drugie imię Piotrek, zaś  $B$  zdarzenie drugie dziecko też jest chłopcem. Liczymy  $P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{3}{4}} = \frac{1}{3}$ .

11. Rzucamy trzema kostkami. Jakie jest prawdopodobieństwo, że na żadnej kostce nie wypadła 6, jeśli na każdej kostce jest inny wynik.

12. Mamy trzy krążki. Jeden z dwóch stron jest biały, drugi ma obie strony czarne a trzeci jedną czarną a drugą białą. Rzucaliśmy losowo wybranym krążkiem i na wierzchu wypadła biała strona. Policzn prawdopodobieństwo, że po drugiej stronie jest kolor czarny.

13. Jaka jest szansa, że każdy z graczy  $S, E, W$  ma co najmniej 1 asa, jeśli wiadomo, że gracz  $N$  nie dostał żadnego.

14. W urnie znajduje się 3 kule białe i 7 czarnych. Losuje z urny 10 razy ze zwrotem. Policzn prawdopodobieństwo tego, że:

- Wylosuje 10 kul czarnych
- Wylosuje 4 kule czarne



c) Wylosuje co najmniej 2 kule czarne.

15. Myśliwy trafia do dzika z prawdopodobieństwem  $p = \frac{1}{5}$ . Ile razy powinien strzelić aby z prawdopodobieństwem większym niż 0,5 trafił dzika przynajmniej raz.

**Wskazówka**

Skorzystaj ze schematu Bernoulliego.

16. Rzucono 10 razy symetryczną kostką. Jakie jest prawdopodobieństwo, że w ostatnim rzucie wypadnie 3, jeśli wiadomo, że

- a) otrzymano 4 trójki,
- b) w pierwszych 9 rzutach wypadły same trójki?

17. \*Zadanie Banacha o zapalkach. Pewien matematyk nosi w kieszeniach (lewej i prawej) po jednym pudełku zapalek. Ilekroć chce zapalić papierosa, sięga do losowo wybranej kieszeni. Jaka jest szansa, że gdy po raz pierwszy wyciągnie puste pudełko to w drugim będzie  $k$  zapalek? ( $k=1,2,3,\dots,m$  gdzie  $m$  jest liczbą zapalek w pełnym pudełku. Zakładamy, że początkowo matematyk ma 2 pełne pudełka.)

18. Z jednej urny zawierającej 4 białe, 3 zielone i 3 niebieskie kule do drugiej zawierającej 8 białych kul przekładamy dwie losowo wybrane kule. Następnie z drugiej urny losujemy 1 kule. Policz prawdopodobieństwo iż:

- a) jest to kula biała,
- b) przełożyliśmy dwie kule białe jeśli wylosowana kula okazała się biała.

**Rozwiązanie**

Zauważmy najpierw, że nas interesują tylko 2 rodzaje kul: białe i inne. W zadaniach wykorzystujących wzór na prawdopodobieństwo całkowite i wzór Bayesa nie musimy konstruować przestrzeni probabilistycznej dla całego doświadczenia, bo wszystkie potrzebne prawdopodobieństwa zależą od pomocniczych przestrzeni. Pierwszej związanej z losowaniem 2 kul z pierwszej urny  $\Omega_1 = \{\{x, y\}, x, y \in \{b_1, b_2, b_3, b_4, i_1, i_2, \dots, i_6\}\}$  gdzie literki  $b$  oznaczają kule białe a literki  $i$  inne. Druga zależy od wyniku pierwszego losowania. Oznaczmy:

$B_0$  przełożenie dwóch kul innych z pierwszej do drugiej urny,

$$P(B_0) = \frac{\binom{6}{2}}{\binom{10}{2}} = \frac{5}{15};$$

$B_1$  przełożenie jednej kuli białej i jednej czarnej z pierwszej do drugiej urny,

$$P(B_1) = \frac{\binom{4}{1}\binom{6}{1}}{\binom{10}{2}} = \frac{8}{15};$$

$B_2$  przełożenie dwóch kul białych z pierwszej do drugiej urny,

$$P(B_2) = \frac{\binom{4}{2}}{\binom{10}{2}} = \frac{2}{15}.$$

Zauważmy, że zdarzenia te tworzą układ zupełny, bo są rozłączne i obejmują wszystkie możliwe przypadki ( $B_i \cap B_j = \emptyset, i \neq j, \bigcup_{i=0}^2 B_i = \Omega$ ).

Niech  $A$  oznacza wylosowanie kuli białej z drugiej urny. Potrzebne nam będą teraz jeszcze prawdopodobieństwa zdarzeń:

$A/B_0$  czyli prawdopodobieństwo wylosowania z drugiej urny kuli białej pod warunkiem przełożenie dwóch kul innych z pierwszej do drugiej urny,

$A/B_1$  czyli prawdopodobieństwo wylosowania z drugiej urny kuli białej pod warunkiem przełożenie jednej kuli białej i jednej czarnej z pierwszej do drugiej urny,

$A/B_2$  czyli prawdopodobieństwo wylosowania z drugiej urny kuli białej pod warunkiem przełożenie dwóch kul białych z pierwszej do drugiej urny.

Łatwo widać, że

$$P(A/B_0) = \frac{8}{10},$$

$$P(A/B_1) = \frac{9}{10},$$

$$P(A/B_2) = 1$$

Potrzebujemy policzyć jeszcze

a) z wzoru na prawdopodobieństwo całkowite mamy:

$$P(A) = \sum_{i=0}^2 P(A/B_i)P(B_i) = \frac{8}{10} \cdot \frac{5}{15} + \frac{9}{10} \cdot \frac{8}{15} + 1 \cdot \frac{2}{15} = \frac{22}{25}$$

b) z wzoru Bayesa  $P(B_2/A) = \frac{P(A/B_2)P(B_2)}{P(A)} = \frac{\frac{2}{15}}{\frac{22}{25}} = \frac{5}{33}$ .

19. Rzucam kostką a następnie monetą tyle razy ile wypadło oczek na kostce. Policz prawdopodobieństwo:

- wyrzucenia 3 orłów,
- wyrzucenia 6 oczek jeśli wypadły 3 orły,
- wyrzucenia 6 oczek jeśli nie wypadł ani jeden orzeł.

20. W urnie znajduje się  $a$  losów wygrywających,  $b$  losów przegrywających i  $c$  losów „losuj dalej”. Po losowaniu los wrzucamy z powrotem do urny. Korzystając z wzoru na prawdopodobieństwo całkowite policz prawdopodobieństwo wygranej dla  $a=100$  i  $b=200$ .

21. Dwaj gracze  $A$  i  $B$  rzucają na zmianę kostką symetryczną. Wygrywa ten z nich który pierwszy wyrzuci 6. Korzystając z wzoru na prawdopodobieństwo całkowite policz prawdopodobieństwo wygranej dla każdego z graczy.

22. Fabryka  $A$  produkuje 500 000 samochodów rocznie, fabryka  $B$  produkuje 200 000 samochodów a pozostałe 1 300 000 samochodów pochodzi z importu. 10% samochodów z fabryki  $A$  jest niebieskich, 20% z fabryki  $B$  ma kolor niebieski i tylko 5% pochodzących z importu to samochody niebieskie. Policz prawdopodobieństwo iż:

- losowo wybrany samochód z tego rocznika jest niebieski
- losowo wybrany samochód z tego rocznika pochodzi z fabryki  $A$  jeśli okazał się niebieski.

*Uwaga końcowa.*

*Dodatkowo rozwiązania podobnych zadań mają państwo w przykładach w części teoretycznej oraz w pozycjach, z których korzystałam przy pisaniu zestawów:*

*„Wstęp do teorii prawdopodobieństwa” J.Jakubowski, R.Sztencel;*

*„Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna w zadaniach”, tom I,*

*W.Krysicki, J.Bartos, W.Dyczka, K.Królikowska, M.Wasilewski;*

*„Prawdopodobieństwo i miara” P.Billinsley*