

Przypisywanie prawdopodobieństwa zdarzeniom:

Klasyczna definicja prawdopodobieństwa $P(A) = \frac{|\bar{A}|}{|\Omega|}$
 gdzie \bar{A} to ilość równoprawdopodobnych zdarzeń elementarnych sprzyjających zdarzeniu A,
 zaś Ω to ilość wszystkich zdarzeń elementarnych w przestrzeni Ω .

Kombinatoryka,

Przykład (kombinatorycznie i drzewkiem) - ćwiczenia

RPIS 2013/2014 1

Prawdopodobieństwo geometryczne

Prawdopodobieństwo geometryczne – miarą ilość zdarzeń elementarnych odpowiadających zdarzeniu A i przestrzeni zdarzeń Ω są pola (objętości) odpowiednich figur (brył) geometrycznych (np. wyznaczenie liczby π , igła Buffona).

Paradoks Bertranda – problem z wyborem przestrzeni Ω – w każdym przypadku jest inna – są to różne sposoby losowania.

RPIS 2013/2014 2

Prawdopodobieństwo warunkowe

Sytuacja: A, B – to dwa zdarzenia w przestrzeni próbek Ω związanej z eksperymentem E, $P(B) > 0$. W wyniku przeprowadzenia eksperymentu E stwierdzamy, że zaszło zdarzenie B.

Prawdopodobieństwo warunkowe to liczba

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \quad P(B) > 0$$

Powyższa definicja jest zgodna z definicją aksjomatyczną prawdopodobieństwa.

Odpowiada ona prawdopodobieństwu zdarzenia A w przestrzeni próbek ograniczonej do zdarzenia B.

RPIS 2013/2014 3

Zgodność z aksjomatami

- Aksjomat I ($P(A) \geq 0$)
 $P(A|B) \geq 0$ gdyż $P(A \cap B) \geq 0 \wedge P(B) > 0$

- Aksjomat II ($P(\Omega) = 1$), teraz B jest przestrzenią próbkowania
 $P(B|B) = 1$ gdyż $P(B|B) = \frac{P(B \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1$

- Aksjomat III (A_k rozłączne: $P(\bigcup_k A_k) = \sum_k P(A_k)$)

$$P((\bigcup_k A_k) | B) = \sum_k P(A_k | B) \quad \text{gdyż} \quad P((\bigcup_k A_k) | B) =$$

$$\frac{P((\bigcup_k A_k) \cap B)}{P(B)} = \frac{P(\bigcup_k (A_k \cap B))}{P(B)} = \frac{\sum_k P(A_k \cap B)}{P(B)} =$$

$$= \sum_k \frac{P(A_k \cap B)}{P(B)} = \sum_k P(A_k | B)$$

RPIS 2013/2014 4

Kilka własności prawdopodobieństwa warunkowego

- Każde prawdopodobieństwo jest warunkowe
 $P(A) = P(A|\Omega)$
- $A \cap B = \emptyset \Rightarrow P(A|B) = 0$
- $A \subset B \Rightarrow P(A|B) = \frac{P(A)}{P(B)}$
- $B \subset A \Rightarrow P(A|B) = 1$
- $P(A|B) > P(A) \Rightarrow P(B|A) > P(B)$
- Nie ma zależności pomiędzy wartościami $P(A)$ i $P(A|B)$.
- Można budować bardziej skomplikowane relacje.

RPIS 2013/2014 5

Partycja przestrzeni próbek

Zbiór zdarzeń $B_k, k=1,2,\dots,n$ tworzy partycję przestrzeni próbek Ω jeżeli:

I: $\forall i \neq j: B_i \cap B_j = \emptyset$

II: $\bigcup_{k=1}^n B_k = \Omega$

np. zdarzenie A i przeciwne do niego zdarzenie $\Omega \setminus A$ tworzą partycję przestrzeni Ω .

Zał: zbiory B_1, \dots, B_n tworzą partycję przestrzeni $\Omega, \forall i: P(B_i) > 0$ a zdarzenie $A \subset \Omega$. Wtedy zachodzi **reguła całkowitego prawdopodobieństwa**:

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

RPIS 2013/2014 6

Wzór Bayesa

Z definicji prawdopodobieństwa warunkowego

$$P(A \cap B) = P(A|B)P(B) \quad \text{dla } P(B) > 0$$

$$P(A \cap B) = P(B|A)P(A) \quad \text{dla } P(A) > 0$$

Łącznie otrzymujemy **wzór Bayesa**

$$P(B|A) = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)}$$

Stosując powyższe dla $B=B_k$ tworzącego partycję przestrzeni Ω dostajemy

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

RPiS 2013/2014 7

Wzór „łańcuchowy”

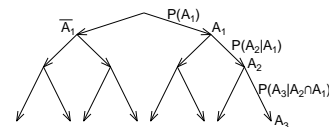
$$\text{Zał. } P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1}) > 0$$

Wtedy zachodzi wzór:

$$P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 \cap A_2) \times \dots \times P(A_n|A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1})$$

-dowód – iteracja definicji prawdopodobieństwa warunkowego

-uzasadnia metodę „drzewka”



RPiS 2013/2014 8

Wzór Bayesa

Prawdopodobieństwo *a priori* – prawdopodobieństwo

zdarzenia przed wprowadzeniem dodatkowej informacji

Prawdopodobieństwo *a posteriori* – prawdopodobieństwo

zdarzenia po wprowadzeniu dodatkowej informacji

Przykłady:

I. Losowanie kul z urny

II. Test medyczny (ćwiczenia)

RPiS 2013/2014 9