

- Dzisiaj pojawiają się zagadnienia na trzecią kartkówkę z wykładu.

- Za tydzień dwa wykłady:  
12:00-13:30 oraz 14:15-15:45

## Wielowymiarowe zmienne losowe (wektory losowe)

- Syt. Eksperyment losowy E, związana z nim przestrzeń próbek S
- **n-wymiarowy wektor losowy**  $\vec{X}$  to funkcja, która każdemu elementowi s należącemu do zbioru S przyporządkowuje wektor n liczb rzeczywistych  $(X_1(s), X_2(s), \dots, X_n(s))$  (n zmiennych losowych),
- Np. Losujemy punkt na płaszczyźnie  $X_1(s)=x, X_2(s)=y$
- Nie ma związku pomiędzy wymiarem elementu w S (czyli liczbą zmiennych potrzebnych do opisanie wyniku eksperymentu) a wymiarem wektora losowego  $\vec{X}$ .

np.  $\vec{X} = (X_1, X_2, X_3, X_4)$ :

$$X_1(s) = x_o, X_2(s) = y_o, X_3(s) = x_o + y_o, X_4(s) = \text{sign}(x_o)$$

- W dalszym ciągu ograniczymy się do n=2

## Łączny rozkład prawdopodobieństwa

Syt.  $\vec{Z} = (X, Y)$   $S_{\vec{Z}} = \{(x_i, y_j)\}$   $i = 1, 2, \dots$   $j = 1, 2, \dots$

- **Łącznym rozkładem prawdopodobieństwa** nazywamy (dwuargumentową) funkcję, która

$$\forall i, j: P_{X,Y}(x_i, y_j) = P[\{X = x_i\} \cap \{Y = y_j\}] = P[X = x_i, Y = y_j]$$

- Własności:

$$\forall i, j P_{X,Y}(x_i, y_j) \geq 0$$

$$\sum_i \sum_j P_{X,Y}(x_i, y_j) = 1$$

$$P(A) = \sum_{(x_i, y_j) \in A} P_{X,Y}(x_i, y_j)$$

- **Łączna dystrybuanta**

$$F_{X,Y}(x, y) = P[X \leq x, Y \leq y] = \sum_{x_i \leq x} \sum_{y_j \leq y} P_{X,Y}(x_i, y_j)$$

## Brzegowy rozkład prawdopodobieństwa

- **Brzegowym rozkładem prawdopodobieństwa zmiennej X** nazywamy (jednoargumentową) funkcję  $P_X(x_i)$ :

$$P_X(x_i) \equiv P(X = x_i) = \sum_j P(\{X = x_i\} \cap \{Y = y_j\}) = \sum_j P_{X,Y}(x_i, y_j)$$

- Analogicznie:  $P_Y(y_j) = \sum_i P_{X,Y}(x_i, y_j)$

- Przykład: dwukrotny rzut monetą.

X – liczba orłów w pierwszym rzucie

Y – liczba orłów w dwóch rzutach

$x_i$	0	1
$P_X(x_i)$	1/2	1/2

$y_j$	0	1	2
$P_Y(y_j)$	1/4	1/2	1/4

$x_i \backslash y_j$	0	1	$P_Y(y_j)$
0	1/4	0	=1/4
1	1/4	1/4	=1/2
2	0	1/4	=1/4
$P_X(x_i)$	=1/2	=1/2	=1

## Łączna funkcja gęstości prawdopodobieństwa

Syt.  $\vec{Z} = (X, Y)$ ,  $X, Y$  – ciągłe zmienne losowe

- **Łączną funkcją gęstości prawdopodobieństwa pary (X, Y)** nazywamy funkcję, która wiąże się z prawdopodobieństwem zdarzenia A poprzez:

$$P(A) = \iint_A f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

- Własności:

$$\forall x, y f_{X,Y}(x, y) \geq 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dx dy = 1$$

$$P(x < X \leq x + dx, y < Y \leq y + dy) = f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

## Łączna dystrybuanta

- **Łączna dystrybuanta**

$$F_{X,Y}(x, y) = P[X \leq x, Y \leq y] = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f_{X,Y}(u, v) du dv$$

- Własności

$$1. F_{X,Y}(-\infty, y) = F_{X,Y}(x, -\infty) = 0$$

$$2. F_{X,Y}(+\infty, +\infty) = 1$$

$$3. \text{dla } x_1 \leq x_2 \text{ i } y_1 \leq y_2 \quad F_{X,Y}(x_1, y_1) \leq F_{X,Y}(x_2, y_2)$$

$$4. \lim_{\delta \rightarrow 0^+} F_{X,Y}(x + \delta, y) = \lim_{\delta \rightarrow 0^+} F_{X,Y}(x, y + \delta) = F_{X,Y}(x, y)$$

$$5. f_{X,Y}(x, y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{X,Y}(x, y)$$

### Łączna dystrybuanta

- Własności

6.  $P[a < X \leq b, c < Y \leq d] = F_{X,Y}(b,d) - F_{X,Y}(b,c) - F_{X,Y}(a,d) + F_{X,Y}(a,c)$

Dowód:

$$P[a < X \leq b, c < Y \leq d] = \int_a^b \int_c^d f_{X,Y}(x,y) dy dx =$$

$$= \int_a^b \int_c^d f_{X,Y}(x,y) dy dx - \int_a^b \int_c^c f_{X,Y}(x,y) dy dx =$$

$$= \int_a^b \int_c^d f_{X,Y}(x,y) dy dx - \int_a^b \int_{-d}^c f_{X,Y}(x,y) dy dx +$$

$$- \int_a^b \int_{-d}^c f_{X,Y}(x,y) dy dx + \int_a^b \int_{-d}^c f_{X,Y}(x,y) dy dx =$$

$$= F_{X,Y}(b,d) - F_{X,Y}(b,c) - F_{X,Y}(a,d) + F_{X,Y}(a,c)$$

RPIS 2023/2024 7

### Łączna dystrybuanta

7.  $F_X(x) = P[X \leq x] = P[X \leq x, Y < +\infty] = F_{X,Y}(x, +\infty)$   
 $F_Y(y) = F_{X,Y}(+\infty, y)$

- Prowadzi to do **dystrybuanty brzegowej**
- Dystrybuanta brzegowa** zmiennej X to  $F_X(x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F_{X,Y}(x,y)$
- a stąd **brzegowe funkcje gęstości prawdopodobieństwa**

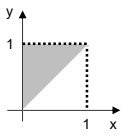
$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{d}{dx} F_{X,Y}(x, +\infty) =$$

$$= \frac{d}{dx} \left[ \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(u,v) du dv \right] = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,v) dv$$

RPIS 2023/2024 8

### Łączna funkcja gęstości prawdopodobieństwa i dystrybuanta - przykład

Syt. X,Y – ciągłe zmienne losowe

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} c & \text{dla } 0 \leq x \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{poza tym obszarem} \end{cases}$$


- Normalizacja

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dy dx = 1 \rightarrow \int_0^1 \int_x^1 c dy dx = 1$$

$$\int_0^1 \int_x^1 c dy dx = c \int_0^1 \int_x^1 1 dy dx = c \int_0^1 y \Big|_x^1 dx = c \int_0^1 (1-x) dx = c \left( x - \frac{1}{2}x^2 \Big|_0^1 \right) =$$

$$= c \left( 1 - 0 - \frac{1}{2} + 0 \right) = \frac{1}{2}c$$

$$\frac{1}{2}c = 1 \rightarrow c = 2$$

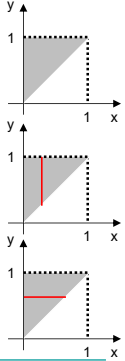
RPIS 2023/2024 9

### Łączna funkcja gęstości prawdopodobieństwa i dystrybuanta - przykład

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 2 & \text{dla } 0 \leq x \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{poza tym obszarem} \end{cases}$$

- Brzegowe funkcje gęstości prawdopodobieństwa

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dy = \int_x^1 2 dy = 2y \Big|_x^1 = 2(1-x)$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dx = \int_0^y 2 dx = 2x \Big|_0^y = 2(y-0) = 2y$$


RPIS 2023/2024 10

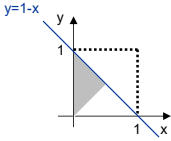
### Łączna funkcja gęstości prawdopodobieństwa i dystrybuanta - przykład

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 2 & \text{dla } 0 \leq x \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{poza tym obszarem} \end{cases}$$

- Prawdopodobieństwo  $P(X+Y < 1)$

$$P(X+Y < 1) = \iint_{\text{odpowiedni obszar}} f_{X,Y}(x,y) dy dx$$

$X+Y < 1 \rightarrow Y < 1-X$



$$P(X+Y < 1) = \int_0^{0.5} \int_x^{1-x} 2 dy dx = \int_0^{0.5} 2(1-x-x) dx = \int_0^{0.5} 2(1-2x) dx =$$

$$= 2 \left( x - \frac{2}{2}x^2 \right) \Big|_0^{0.5} = 2 \left( \frac{1}{2} - \left( \frac{1}{2} \right)^2 - 0 + 0 \right) = 2 \left( \frac{1}{2} - \frac{1}{4} \right) = \frac{1}{2}$$

RPIS 2023/2024 11

### Łączna funkcja gęstości prawdopodobieństwa i dystrybuanta - przykład

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 2 & \text{dla } 0 \leq x \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{poza tym obszarem} \end{cases}$$

- Dystrybuanta  $F_{X,Y}(x,y)$

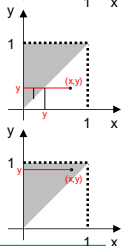
- $x < 0$  lub  $y < 0$ :  $F_{X,Y}(x,y) = 0$
- $0 < x < 1$  i  $0 < y < x$

$$F_{X,Y}(x,y) = \int_0^y \int_0^x 2 dx dy = \int_0^y 2x \Big|_0^x dy = \int_0^y x^2 dy = \frac{1}{3} y^3 \Big|_0^y = \frac{1}{3} y^3$$

$$= 2 \left( y^2 \Big|_0^x - \frac{1}{2} y^2 - 0 + 0 \right) = y^2$$

- $0 < x < 1$  i  $x < y < 1$

$$F_{X,Y}(x,y) = \int_0^y \int_0^x 2 dx dy = \int_0^y 2x \Big|_0^x dy = \int_0^y x^2 dy = \frac{1}{3} y^3 \Big|_0^y = \frac{1}{3} y^3$$

$$= 2 \left( y^2 \Big|_0^x - \frac{1}{2} y^2 - 0 + 0 \right) = 2xy - x^2$$


RPIS 2023/2024 12

### Łączna funkcja gęstości prawdopodobieństwa i dystrybuanta - przykład

4.  $0 < x < 1$  i  $y \geq 1$

$$F_{X,Y}(x,y) = \int_0^x \int_0^y 2e^{-2x-2y} dx dy = 2 \left( \int_0^x e^{-2x} dx \int_0^y e^{-2y} dy \right) = 2 \left( \left[ -\frac{1}{2} e^{-2x} \right]_0^x \cdot \left[ -\frac{1}{2} e^{-2y} \right]_0^y \right) = 2 \left( \left( -\frac{1}{2} e^{-2x} + \frac{1}{2} \right) \cdot \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} + \frac{1}{2} \right) \right) = 2 \left( \frac{1}{4} (1 - e^{-2x})(1 - e^{-2y}) \right) = \frac{1}{2} (1 - e^{-2x})(1 - e^{-2y})$$

5.  $x \geq 1$  i  $0 < y < 1$

$$F_{X,Y}(x,y) = \int_0^x \int_0^y 2e^{-2x-2y} dx dy = \int_0^y \int_0^x 2e^{-2x-2y} dx dy = \int_0^y \left( \left[ -e^{-2x-2y} \right]_0^x \right) dy = \int_0^y \left( -e^{-2x-2y} + e^{-2y} \right) dy = \int_0^y e^{-2y} (1 - e^{-2x}) dy = \int_0^y e^{-2y} dy - e^{-2x} \int_0^y e^{-2y} dy = \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} \right)_0^y - e^{-2x} \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} \right)_0^y = \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} + \frac{1}{2} \right) - e^{-2x} \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} + \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2} (1 - e^{-2y}) - \frac{1}{2} e^{-2x} (1 - e^{-2y}) = \frac{1}{2} (1 - e^{-2y}) (1 - e^{-2x})$$

6.  $x \geq 1$  i  $y \geq 1$

$$F_{X,Y}(x,y) = \int_0^x \int_0^y 2e^{-2x-2y} dx dy = \int_0^y \int_0^x 2e^{-2x-2y} dx dy = \int_0^y \left( \left[ -e^{-2x-2y} \right]_0^x \right) dy = \int_0^y \left( -e^{-2x-2y} + e^{-2y} \right) dy = \int_0^y e^{-2y} (1 - e^{-2x}) dy = \int_0^y e^{-2y} dy - e^{-2x} \int_0^y e^{-2y} dy = \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} \right)_0^y - e^{-2x} \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} \right)_0^y = \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} + \frac{1}{2} \right) - e^{-2x} \left( -\frac{1}{2} e^{-2y} + \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2} (1 - e^{-2y}) - \frac{1}{2} e^{-2x} (1 - e^{-2y}) = \frac{1}{2} (1 - e^{-2y}) (1 - e^{-2x})$$

RPIS 2023/2024 13

### Niezależność zmiennych losowych

Wynik końcowy  $F_{X,Y}(x,y)$ :

- Zmienne losowe  $X, Y$  tworzące wektor losowy są niezależne gdy  $\forall x, y \quad F_{X,Y}(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$
- co jest równoważne  $\forall x, y \quad P_{X,Y}(x, y) = P_X(x)P_Y(y)$   
 $\forall x, y \quad f_{X,Y}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

RPIS 2023/2024 14

### Kowariancja i korelacja zmiennych losowych

- Syt.  $Z = g(X, Y)$   
$$E(Z) = \begin{cases} \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) P_{X,Y}(x_i, y_j) \\ \int \int g(x, y) f(x, y) dx dy \end{cases}$$
- Wnioski: 1.  $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$
- Dla zmiennych niezależnych  
2.  $E(g_1(X) \cdot g_2(Y)) = E(g_1(X)) \cdot E(g_2(Y))$   
w szczególności dla  $g_1(X) = X$  i  $g_2(Y) = Y$   $E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$
- Dla zmiennych zależnych  
 $E(XY) \neq E(X) \cdot E(Y)$   
 $cov(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$

RPIS 2023/2024 15

### Kowariancja i korelacja zmiennych losowych

- Wzór  $cov(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$  jest równoważny 
$$cov(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))] = \int \int (x - E(X))(y - E(Y)) f_{X,Y}(x, y) dx dy$$
- Własności:
  - $cov(X, X) = var(X) \geq 0$
  - Kowariancja nie musi być nieujemna.
  - Dla zmiennych niezależnych  $cov(X, Y) = 0$
  - $E(XY)$  nazywamy **korelacją zmiennych**  $X$  i  $Y$

RPIS 2023/2024 16

### Współczynnik korelacji zmiennych losowych

- Współczynnik korelacji zmiennych losowych  $X, Y$  (unormowana kowariancja) to 
$$\rho_{X,Y} \equiv \rho(X, Y) \equiv corr(X, Y) = \frac{cov(X, Y)}{\sqrt{var(X)var(Y)}}$$
- Własności:
  - Współczynnik korelacji jest bezwymiarowy.
  - $-1 \leq \rho_{X,Y} \leq 1$

RPIS 2023/2024 17

### Współczynnik korelacji zmiennych losowych

- 2.  $-1 \leq \rho_{X,Y} \leq 1$   
Dowód:  
Lemat (nierówność Schwarzta):  $(E(XY))^2 \leq E(X^2)E(Y^2)$   
Dowód lematu:  
 $E(X^2) \geq 0$  bo  $E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X(x) dx$   
Przypadek 1:  $E(X^2) > 0$   
 $g(z) = E[(Y - zX)^2] = E[Y^2 + z^2 X^2 - 2zXY] = E[Y^2] + z^2 E[X^2] - 2zE[XY]$   
 $g(z)$  jest parabolą, ramiona do góry,  $g \geq 0$  gdyż jest  $E$ (nieujemna funkcja)  $\rightarrow \Delta \leq 0$   
 $\Delta = 4(E[XY])^2 - 4E[X^2]E[Y^2]$   
 $\Delta \leq 0 \rightarrow 4(E[XY])^2 - 4E[X^2]E[Y^2] \leq 0 \rightarrow (E[XY])^2 \leq E[X^2]E[Y^2]$   
Przypadek 2:  $E(X^2) = 0$   
 $\rightarrow X = 0 \rightarrow \begin{cases} (E[XY])^2 = (E[0 \cdot Y])^2 = (E[0])^2 = 0 \\ E[X^2]E[Y^2] = E[0^2]E[Y^2] = 0 \end{cases} \rightarrow (E[XY])^2 = E[X^2]E[Y^2]$

RPIS 2023/2024 18

## Współczynnik korelacji zmiennych losowych

Dowód twierdzenia:

Weźmy  $X \rightarrow X - E(X)$ ,  $Y \rightarrow Y - E(Y)$ , wtedy z lematu

$$E[(X - E(X))(Y - E(Y))]^2 \leq E[(X - E(X))^2]E[(Y - E(Y))^2]$$

$$(\text{cov}(X, Y))^2 \leq \text{var}(X) \cdot \text{var}(Y)$$

$$-\sqrt{\text{var}(X) \cdot \text{var}(Y)} \leq \text{cov}(X, Y) \leq \sqrt{\text{var}(X) \cdot \text{var}(Y)}$$

$$-1 \leq \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X) \cdot \text{var}(Y)}} \leq 1 \rightarrow -1 \leq \rho_{X,Y} \leq 1 \quad \square$$

- 3. Dla  $X, Y$  niezależnych  $\rho_{X,Y} = 0$ .

Dowód:  $\text{cov}(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))] =$   
 $= E[(X - E(X))] \cdot E[(Y - E(Y))] = 0 \cdot 0 = 0$   
 $\rightarrow \rho_{X,Y} = 0$

## Współczynnik korelacji zmiennych losowych

4. Współczynnik korelacji jest miarą zależności liniowej

$$\begin{array}{l} \rho_{X,Y} = 1 \quad \text{dla } Y = aX + b \quad a > 0 \\ \rho_{X,Y} = -1 \quad \text{dla } Y = aX + b \quad a < 0 \end{array}$$