

## Заняття №9

### Випадкові вектори.

Нехай випадкові величини  $\xi_i, i = 1, 2, \dots, n$  задані на одному тому ж імовірнісному просторі. Тоді випадковим вектором будемо називати  $\xi' = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ .

Функція

$F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(\xi_1 \leq x_1, \xi_2 \leq x_2, \dots, \xi_n \leq x_n), x_i \in R, i = 1, 2, \dots, n$  називається функцією розподілу випадкового вектора  $\xi$  або **сумісною** функцією розподілу випадкових величин  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ .

Сумісна функція розподілу має наступні властивості:

1.  $\lim_{x_i \rightarrow -\infty} F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0, i = \overline{1, n}.$
2.  $\lim_{x_i \rightarrow \infty} F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{\xi_1, \dots, \xi_{i-1}, \xi_{i+1}, \dots, \xi_n}(x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n).$
3. Якщо оператор  $T$  означає перестановку координат вектора  $x' = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ , то  $F_{T\xi}(Tx) = F_\xi(x).$
4. Функція  $F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n)$  є неперервною справа і не спадною відносно кожного аргументу.

Будемо говорити, що функція розподілу  $F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n)$  випадкового вектора  $\xi' = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$  є **абсолютно неперервного типу**, якщо вона може бути подана у вигляді

$$F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f(y_1, y_2, \dots, y_n) dy_1 dy_2 \dots dy_n.$$

Функція  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  називається **щільністю** функції розподілу  $F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n)$ .

Зазначимо, що функція  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  є щільністю деякої функції розподілу тоді і лише тоді, коли виконуються наступні умови:

- 1)  $f(x_1, x_2, \dots, x_n) \geq 0, \forall x_i \in R, i = 1, 2, \dots, n.$
- 2)  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f(y_1, y_2, \dots, y_n) dy_1 dy_2 \dots dy_n = 1.$

Для будь якої борелівської множини  $A \in R^n$  справедлива формула

$$P(\xi \in A) = \int \int \dots \int_A f(y_1, y_2, \dots, y_n) dy_1 dy_2 \dots dy_n.$$

Якщо щільність  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  є неперервною в точці  $x_0 = (x_1^0, x_2^0, \dots, x_n^0)$ , то

$$f(x_0) = \left. \frac{\partial^n F_\xi(x)}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} \right|_{x=x_0}.$$

Випадкові величини  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  називаються незалежними, якщо

$$F_\xi(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_{\xi_i}(x_i), \quad \forall x_i \in R, i=1, 2, \dots, n.$$

Розглянемо дві випадкові величини з сумісною функцією розподілу  $F(x, y) = P(\xi \leq x, \eta \leq y)$ . Функції  $F_\xi(x) = P(\xi \leq x) = F(x, \infty)$  та  $F_\eta(y) = P(\eta \leq y) = F(\infty, y)$  називають маргінальними функціями розподілу.

**Теорема 1.** Нехай функція розподілу  $F(x, y)$  має щільність  $f(x, y)$ . Тоді:

а) функції розподілу випадкових величин  $\xi$  та  $\eta$  теж мають щільності:

$$f_\xi(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy, \quad f_\eta(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx,$$

б) випадкові величини  $\xi$  та  $\eta$  незалежні тоді і лише тоді, коли

$$f(x, y) = f_\xi(x) f_\eta(y).$$

$$\text{Функція } F(x|y) = P(\xi \leq x | \eta = y) = \begin{cases} \int_{-\infty}^x \frac{f(z, y)}{f_\eta(y)} dz, & f_\eta(y) > 0; \\ 0, & f_\eta(y) = 0, \end{cases}$$

називається умовною функцією розподілу для  $\xi$  при умові  $\eta = y$ , а функція

$$f(x|y) = \begin{cases} \frac{f(x, y)}{f_\eta(y)}, & f_\eta(y) > 0; \\ 0, & f_\eta(y) = 0, \end{cases}$$

називається умовною щільністю для  $\xi$  при умові  $\eta = y$ .

**Теорема 2.** Нехай випадкові величини  $\xi$  та  $\eta$  будуть незалежними і  $F_\xi(x)$  та  $F_\eta(y)$  позначають їх функції розподілу. Тоді

$$F_{\xi+\eta}(x) = P(\xi + \eta \leq x) = \int_{-\infty}^{\infty} F_\xi(x-y) dF_\eta(y) = \int_{-\infty}^{\infty} F_\eta(x-y) dF_\xi(y), \quad (1)$$

$$F_{\xi\eta}(x) = P(\xi\eta \leq x) = \int_0^{\infty} F_\xi(xy^{-1}) dF_\eta(y) + \int_{-\infty}^0 (1 - F_\xi(xy^{-1} - 0)) dF_\eta(y) \quad (2)$$

або

$$F_{\xi\eta}(x) = \int_0^{\infty} F_{\eta}(xy^{-1})dF_{\xi}(y) + \int_{-\infty}^0 (1 - F_{\eta}(xy^{-1} - 0))dF_{\xi}(y).$$

Якщо додатково  $P(\eta = 0) = 0$ , то

$$F_{\xi/\eta}(x) = P(\xi / \eta \leq x) = \int_0^{\infty} F_{\xi}(xy)dF_{\eta}(y) + \int_{-\infty}^0 (1 - F_{\xi}(xy - 0))dF_{\eta}(y). \quad (3)$$

Функція розподілу яка визначається інтегралом (першим або другим) у формулі (1) називається **згорткою** функцій розподілу  $F_{\xi}(x)$  та  $F_{\eta}(y)$ .

Якщо випадкові величини  $\xi$  та  $\eta$  незалежні, і одна з них (наприклад  $\xi$ ) має щільність  $f_{\xi}(x)$ , то випадкові величини  $\xi + \eta$ ,  $\xi\eta$  та  $\xi / \eta$  теж мають щільності, які визначаються формулами

$$f_{\xi+\eta}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\xi}(x-y)dF_{\eta}(y). \quad (4)$$

$$f_{\xi\eta}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} |y|^{-1} f_{\xi}(xy^{-1})dF_{\eta}(y) = \int_{-\infty}^{\infty} |y|^{-1} f_{\eta}(xy^{-1})dF_{\xi}(y). \quad (5)$$

Якщо  $P(\eta = 0) = 0$ , то

$$f_{\xi/\eta}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} |y| f_{\xi}(xy)dF_{\eta}(y). \quad (6)$$

Формули для коваріації та коефіцієнта кореляції залишаються тими ж, що і в дискретному випадку:

$$\text{cov}(\xi, \eta) = M(\xi - M\xi)(\eta - M\eta) = M\xi\eta - M\xi M\eta,$$

$$r_{\xi, \eta} = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi D\eta}},$$

тільки тепер  $M\xi\eta$  розраховується за формулою

$$M\xi\eta = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy dF_{\xi, \eta}(x, y), \text{ або, якщо існує щільність } f_{\xi, \eta}(x, y), \text{ за формулою}$$

$$M\xi\eta = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{\xi, \eta}(x, y) dx dy.$$

Властивості коваріації та коефіцієнта кореляції наведені для випадку дискретних випадкових величин, зберігаються і в загальному випадку.

**Задача 1.** Щільність розподілу випадкового вектора  $(\xi, \eta)$  дорівнює

$$f_{\xi, \eta}(x, y) = \begin{cases} 24x^2 y(1-x), & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{else.} \end{cases}$$

Довести, що випадкові величини  $\xi$  та  $\eta$  незалежні.

$$f_{\xi}(x) = \int_0^1 24x^2 y(1-x) dy = 24x^2(1-x) \cdot \frac{1}{2} y^2 \Big|_0^1 =$$

$$= \begin{cases} 12x^2(1-x), & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{else.} \end{cases}$$

$$f_{\eta}(y) = \int_0^1 24x^2 y(1-x) dx = 24y \int_0^1 (x^2 - x^3) dx =$$

$$= 24y \left( \frac{1}{3} x^3 - \frac{1}{4} x^4 \right) \Big|_0^1 = 8y - 6y = \begin{cases} 2y, & 0 < y < 1; \\ 0, & \text{else.} \end{cases}$$

Бачимо, що  $f_{\xi, \eta}(x, y) = f_{\xi}(x) f_{\eta}(y)$ . Отже випадкові величини  $\xi$  та  $\eta$  незалежні.

**Задача 2.** Випадкові величини  $\xi$  та  $\eta$  незалежні. Випадкова величина  $\xi$  рівномірно розподілена на відрізку  $[-1; 1]$ , а  $\eta$  рівномірно розподілена на відрізку  $[1; 3]$ . Знайти розподіл випадкової величини  $\xi - \eta$ .

**Перший спосіб.**

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & x \in [-1; 1], \\ 0, & x \notin [-1; 1]. \end{cases} \quad f_{\eta}(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & y \in [1; 3], \\ 0, & y \notin [1; 3]. \end{cases}$$

$$f_{\xi-\eta}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{\xi}(z+y) f_{\eta}(y) dy = \int_1^3 f_{\xi}(z+y) f_{\eta}(y) dy = \left| \begin{matrix} z+y=u \\ dy=du \end{matrix} \right| =$$

$$= \frac{1}{2} \int_{1+z}^{3+z} f_{\xi}(u) du = \begin{cases} 0, & z \in (-\infty; -4] \cup (0; \infty), \\ \frac{z+4}{4}, & z \in (-4; -2], \\ -\frac{z}{4}, & z \in (-2; 0]. \end{cases}$$

Потрібно знайти перетин відрізків  $[-1; 1]$  та  $[1+z; 3+z]$ .

1)  $3+z \leq -1, \Rightarrow z \leq -4, f_{\xi-\eta}(z) = 0;$

2)  $1+z > 1, \Rightarrow z > 0, f_{\xi-\eta}(z) = 0;$

3)

$$\begin{cases} 3+z > 1, z > -2; \\ 1+z < 1, z \leq 0; \end{cases} \Rightarrow z \in (-2; 0];$$

$$f_{\xi-\eta}(z) = \frac{1}{4} \int_{1+z}^1 du = -\frac{z}{4};$$

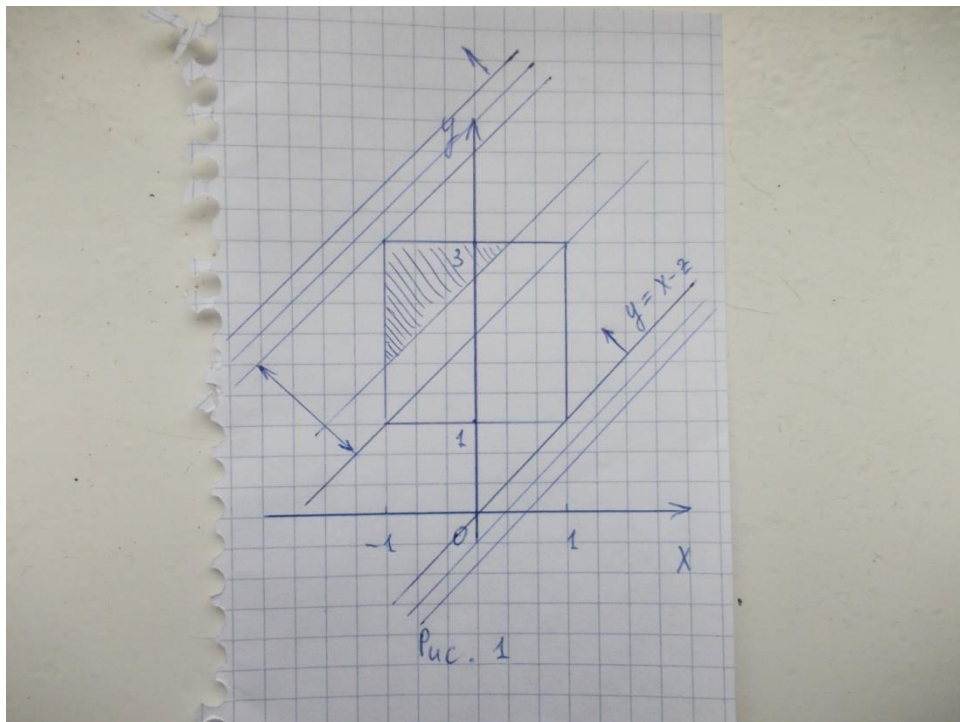
4)

$$\begin{cases} 1+z < -1, z \leq -2; \\ 3+z > -1, z > -4; \end{cases} \Rightarrow z \in (-4; -2];$$

$$f_{\xi-\eta}(z) = \frac{1}{4} \int_{-1}^{3+z} du = \frac{z+4}{4}.$$

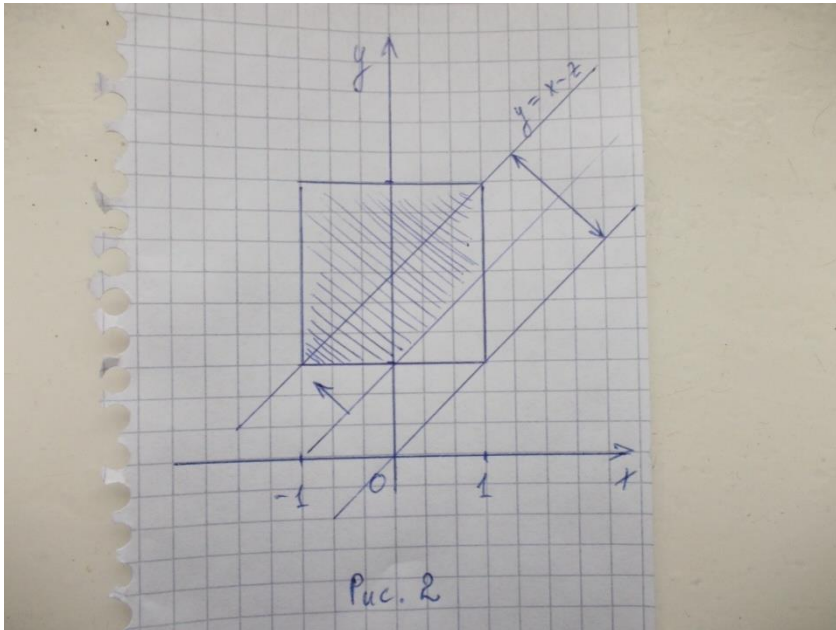
Другий спосіб.

$$\begin{aligned} F_{\xi-\eta}(z) &= P(\xi - \eta \leq z) = \iint_{x-y \leq z} f_{\xi,\eta}(x,y) dx dy = \\ &= \iint_{x-y \leq z} f_{\xi}(x) f_{\eta}(y) dx dy = \begin{cases} 1, z > 0, \\ 0, z \leq -4, \\ 1 - \frac{z^2}{8}, z \in (-2; 0], \\ \frac{z^2 + 8z + 16}{8}, z \in (-4; -2]. \end{cases} \end{aligned}$$



$$z \in (-4; -2],$$

$$F_{\xi-\eta}(z) = \int_{x=-1}^{3+z} \left( \int_{y=x-z}^3 \frac{1}{4} dy \right) dx = \frac{z^2 + 8z + 16}{8};$$



$$z \in (-2; 0],$$

$$F_{\xi-\eta}(z) = 1 - \int_{x=1+z}^1 \left( \int_{y=1}^{x-z} \frac{1}{4} dy \right) dx = 1 - \frac{z^2}{8}.$$

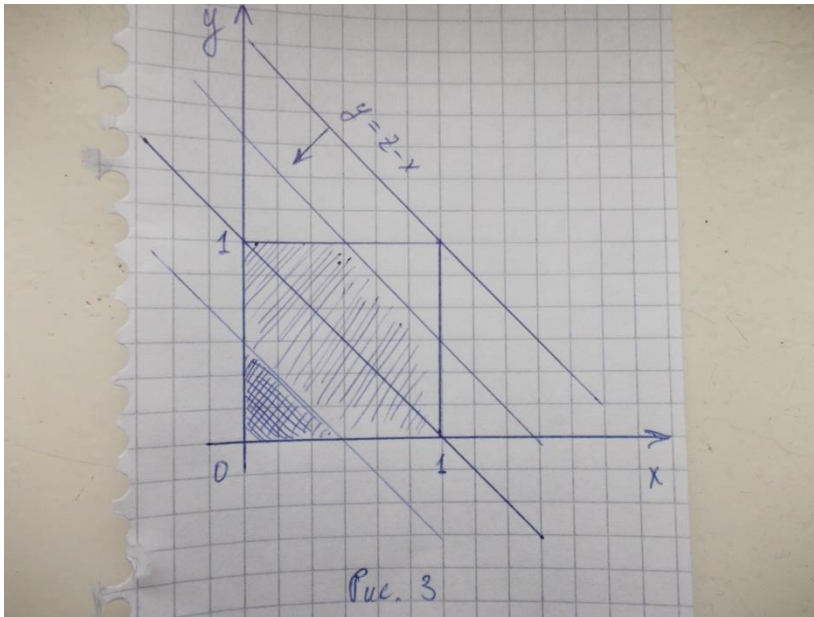
**Задача 3.** Щільність розподілу випадкового вектора  $(\xi, \eta)$  дорівнює

$$f_{\xi, \eta}(x, y) = \begin{cases} x + y, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1, \\ 0, & \text{else.} \end{cases}$$

Знайти розподіл суми  $\xi + \eta$ .

$$F_{\xi+\eta}(z) = P(\xi + \eta \leq z) = \iint_{x+y \leq z} f_{\xi, \eta}(x, y) dx dy =$$

$$= \begin{cases} 1, & z > 2, \\ 0, & z \leq 0, \\ \frac{z^3}{3}, & z \in (0; 1], \\ \frac{-z^3 + 3z^2 - 1}{3}, & z \in (1; 2]. \end{cases}$$



$$z \in (0; 1],$$

$$F_{\xi+\eta}(z) = \int_{x=0}^z \left( \int_{y=0}^{z-x} (x+y) dy \right) dx = \frac{z^3}{3};$$

$$z \in (1; 2],$$

$$F_{\xi+\eta}(z) = 1 - \int_{x=z-1}^1 \left( \int_{y=z-x}^1 (x+y) dy \right) dx = \frac{-z^3 + 3z^2 - 1}{3}.$$

**Задача 4.** Щільність розподілу випадкового вектора  $(\xi, \eta)$  дорівнює

$$f_{\xi, \eta}(x, y) = \begin{cases} xe^{-x(1+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{else.} \end{cases}$$

Знайти розподіл добутку  $\xi \cdot \eta$ .

$$\begin{aligned} F_{\xi\eta}(z) &= P(\xi\eta \leq z) = \iint_{xy \leq z} f_{\xi, \eta}(x, y) dx dy = \iint_{xy \leq z} xe^{-x(1+y)} dx dy = \\ &= \int_{x=0}^{\infty} \int_{y=0}^{z/x} xe^{-x(1+y)} dy dx = \begin{cases} 1 - e^{-z}, & z \geq 0, \\ 0, & z < 0. \end{cases} \end{aligned}$$

$$\int_{y=0}^{z/x} x e^{-x(1+y)} dy = -e^{-x(1+y)} \Big|_0^{z/x} = e^{-x} - e^{-x-z};$$

$$\int_0^{\infty} (e^{-x} - e^{-x-z}) dx = -e^{-x} + e^{-x-z} \Big|_0^{\infty} = 1 - e^{-z}, z \geq 0.$$

### Домашня робота.

- 1) Випадкові величини  $\xi$  та  $\eta$  незалежні. Випадкова величина  $\xi$  рівномірно розподілена на відрізку  $[-4; -1]$ , а  $\eta$  рівномірно розподілена на відрізку  $[1; 4]$ . Знайти розподіл випадкової величини  $\xi + \eta$ .