Problem 11.20

Нехай ξ випадкова величина з функцією розподілу F. Знайдіть функцію розподілу випадковго вектора (ξ,ξ) .

$$F_{(\xi,\xi)}(x,y) = P(\xi \le x, \xi \le y) = P(\xi \in (-\infty, x] \cap (-\infty, y]) =$$

$$= \begin{cases} F_{\xi}(x) & x \le y \\ F_{\xi}(y) & x > y \end{cases}$$

Problem 11.21

Випадковий вектор (ξ_1,ξ_2) має щільність розподілу $p(x,y)=rac{c}{1+x^2+x^2y^2+y^2}$. Знайдіть:

- 1. параметр c
- 2. щільність розподілу $p_{\xi_1}(x), p_{\xi_2}(x)$
- 3. $P(|\xi_1| \le 1, |\xi_2| \le 1)$

Чи $\varepsilon \, \xi_1, \xi_2$ незалежними?

1. $\int_{x \in \mathbb{R}} \int_{y \in \mathbb{R}} p(x, y) = \int_{x \in \mathbb{R}} \int_{y \in \mathbb{R}} \frac{c}{1 + x^2 + x^2 y^2 + y^2} = c \int_{x \in \mathbb{R}} \int_{y \in \mathbb{R}} \frac{1}{(1 + x^2)(1 + y^2)} = c \int_{x \in \mathbb{R}} \left(\frac{1}{1 + x^2} \int_{y \in \mathbb{R}} \frac{1}{1 + y^2} \right) = c \int_{x \in \mathbb{R}} \left(\frac{1}{1 + x^2} \pi \right) = c \pi \pi = 1$ $\Rightarrow c = \frac{1}{\pi^2}$

2. $p_{\xi_1}(x) = \int_{y \in \mathbb{R}} \frac{1}{\pi^2 (1 + x^2 + y^2 + x^2 y^2)} = \frac{1}{\pi^2 (1 + x^2)} \int_{y \in \mathbb{R}} \frac{1}{1 + y^2} = \frac{1}{\pi (1 + x^2)}$

Аналогічно $p_{\xi_2}(x)$ через симетрію:

$$p_{\xi_2}(x) = \int_{x \in \mathbb{R}} \frac{1}{\pi^2 (1 + x^2 + y^2 + x^2 y^2)} = \frac{1}{\pi (1 + y^2)}$$

3.
$$P(|\xi_1| \le 1, |\xi_2| \le 1) = P(\xi_1 \in [-1, 1], \xi_2 \in [-1, 1]) =$$

$$= \int_{x \in [-1,1]} \int_{y \in [-1,1]} \frac{1}{\pi^2 (1+x^2+y^2+x^2y^2)} = \frac{1}{\pi^2} \int_{x \in [-1,1]} \int_{y \in [-1,1]} \frac{1}{(1+x^2)(1+y^2)} =$$

$$= \frac{1}{\pi^2} \int_{x \in [-1,1]} \left(\frac{1}{1+x^2} \int_{y \in [-1,1]} \frac{1}{1+y^2} \right) = \frac{1}{\pi^2} \int_{x \in [-1,1]} \frac{1}{1+x^2} \frac{\pi}{2} = \frac{1}{4}$$

4.

$$p_{(\xi_1,\xi_2)}(x,y) = p_{\xi_1}(x)p_{\xi_2}(y)$$

$$p_{\xi_1}(x)p_{\xi_2}(y) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \frac{1}{\pi(1+y^2)} = \frac{1}{\pi^2(1+x^2)(1+y^2)} = \frac{1}{\pi^2(1+x^2+y^2+x^2y^2)}$$

Отже величини є незалежними.

Problem 11.22

Нехай ξ та η незалежні випадкові величини, кожна з ких розподілена за показниковим розподілом з параметром $\alpha>0$. Доведіть, що $\frac{\xi}{\xi+\eta}$ має рівномірний розподіл на відрізку [0,1].

beg

$$F_{\frac{\xi}{\xi+\eta}}(x) = P\left(\frac{\xi}{\xi+\eta} \le x\right)$$

$$p_{(\xi,\eta)}(x,y) = p_{\xi}(x)p_{\eta}(y) = \alpha^{2}e^{-\alpha x}e^{-\alpha y} \cdot \mathbb{1}(x \ge 0, y \ge 0)$$

$$F_{\frac{\xi}{\xi+\eta}}(x) = \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} \alpha^{2}e^{-\alpha z}e^{-\alpha y}dzdy \cdot \mathbb{1}(x \ge 0, y \ge 0) \cdot \mathbb{1}\left(\frac{z}{z+y} \le x\right) =$$

$$= \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{+\infty} \alpha^{2}e^{-\alpha z}e^{-\alpha y}dzdy \cdot \mathbb{1}(z - xz \le xy) =$$

$$= \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{+\infty} \alpha^{2}e^{-\alpha z}e^{-\alpha y}dzdy \cdot \mathbb{1}\left(z \le \frac{xy}{1-x}\right) =$$

$$= \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{\frac{xy}{1-x}} \alpha^{2}e^{-\alpha z}e^{-\alpha y}dzdy =$$

$$= \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{\frac{xy}{1-x}} \alpha^{2}e^{-\alpha z}e^{-\alpha y}dzdy =$$

$$= \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{\frac{xy}{1-x}} \alpha^{2}e^{-\alpha z}e^{-\alpha y}dzdy = \alpha^{2} \int_{0}^{+\infty} e^{-\alpha y}\frac{1}{-\alpha}\left(e^{-\alpha\frac{xy}{1-x}} - 1\right)dy =$$

$$= -\alpha \left(\int_{0}^{+\infty} e^{-\alpha y(1 + \frac{x}{1 - x})} dy - \int_{0}^{+\infty} e^{-\alpha y} dy \right) =$$

$$= -\alpha \int_{0}^{+\infty} e^{-\alpha y \frac{1}{1 - x}} dy - \frac{\alpha}{\alpha} e^{-\alpha y} \Big|_{0}^{+\infty} =$$

$$= (1 - x)e^{-\alpha y \frac{1}{1 - x}} \Big|_{0}^{+\infty} - e^{-\alpha y} \Big|_{0}^{+\infty} = (1 - x)(e^{-\infty} - 1) - (e^{-\infty} - 1) =$$

$$= (1 - x - 1)(e^{-\infty} - 1) = x$$

$$F_{\frac{\xi}{\xi + \eta}}(x) = x \cdot \mathbb{1}(x \in [0, 1])$$

$$p_{\frac{\xi}{\xi + \eta}}(x) = \mathbb{1}(x \in [0, 1])$$

Problem 11.23

Нехай $\xi_1,...,\xi_n$ незалежні однаково розподілені випадкові величини з неперервною функцією розподілу F. Впорядкуємо їх за величиною $\xi_{(1)} \leq \xi_{(2)} \leq ... \leq \xi_{(n)}$. Знайдіть функціх розподілу випадкових величин:

1.
$$\xi_{(1)} = \min(\xi_1, ... \xi_n)$$

2.
$$\xi_{(n)} = \max(\xi_1, ..., \xi_n)$$

3. $\xi_{(m)}$

1.

$$F_{\xi_{(1)}}(x) = P(\min(\xi_1, ..., \xi_n) \le x) = 1 - P(\min(\xi_1, ..., \xi_n) > x) =$$

$$= 1 - P(\xi_1 > x, ..., \xi_n > x) = 1 - P(\xi_1 > x) ... P(\xi_n > x)) =$$

$$= 1 - (1 - F(x))^n$$

2.

$$F_{\xi_{(n)}}(x) = P(\max(\xi_1, ..., \xi_n) \le x) = P(\xi_1 \le x, ..., \xi_n \le x) =$$

$$= P(\xi_1 \le x) ... P(\xi_n \le x) = F^n(x)$$

3.

$$F_{\xi_{(m)}}(x) = P(\xi_{(1)} \le x, \dots, \xi_{(m)} \le x, \xi_{(m+1)} > x \text{ or } \xi_{(m+1)} \le x, \dots, \xi_{(n)} > x \text{ or } \xi_{(n)} \le x) =$$

$$= \sum_{i=m}^{n} C_n^i P^i(\xi \le x) P^{n-i}(\xi > x) = \sum_{i=m}^{n} C_n^i F^i(x) (1 - F(x))^{n-i}$$

Problem 11.24

Нехай ξ_1,ξ_2 незалежні випадкові величини зі стандартним нормальним розподілом. Знайдіть щільність розподілу випадкової величини $\xi_1^2+\xi_2^2$.

$$p_{(\xi_1,\xi_2)}(x,y) = p_{\xi_1}(x)p_{\xi_2}(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{y^2}{2}} = \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{x^2+y^2}{2}}$$

$$F_{\xi_1^2+\xi_2^2}(x) = P(\xi_1^2 + \xi_2^2 \le x) \qquad (x \ge 0)$$

$$F_{\xi_1^2+\xi_2^2}(x) = \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} p_{(\xi_1,\xi_2)}(z,y)dzdy \cdot \mathbb{1}(z^2 + y^2 \le x) =$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{z^2+y^2}{2}}dzdy \cdot \mathbb{1}(z^2 + y^2 \le x) =$$

$$= \int_{0}^{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{\rho^2\cos^2\varphi + \rho^2\sin^2\varphi}{2}}\rho \cdot d\rho \cdot d\varphi \cdot \mathbb{1}(\rho^2\cos^2\varphi + \rho^2\sin^2\varphi \le x) =$$

$$= \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{\sqrt{x}} \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{\rho^2}{2}}\rho \cdot d\rho \cdot d\varphi =$$

$$= \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{\sqrt{x}} \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{\rho^2}{2}}\rho \cdot d\rho \cdot d\varphi =$$

$$= \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{\sqrt{x}} \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{\rho^2}{2}}\rho \cdot d\rho \cdot d\varphi =$$

$$= \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{\sqrt{x}} \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{\rho^2}{2}}\rho \cdot d\rho = -e^{-\frac{\rho^2}{2}}|_{0}^{\sqrt{x}} = -e^{-\frac{x}{2}} + 1$$

$$p_{\xi_1^2+\xi_2^2}(x) = \frac{1}{2}e^{-\frac{x}{2}} \cdot \mathbb{1}(x \ge 0)$$

Problem 11.25

$$P(\xi_{1} < x, \xi_{1} + 2\xi_{2} < y) = \begin{cases} \int_{0}^{x} \int_{0}^{\frac{z_{1} - y}{2}} dz_{1} dz_{2} & x < y - 2\xi_{2} \\ \int_{0}^{x} \int_{0}^{\frac{z_{1} - y}{2}} dz_{1} dz_{2} & x > y - 2\xi_{2} \end{cases} = \begin{cases} \int_{0}^{x} \frac{z_{1} - y}{2} dz_{1} & x < y - 2\xi_{2} \\ \int_{0}^{x} \frac{z_{1} - y}{2} dz_{1} & x > y - 2\xi_{2} \end{cases} = \begin{cases} \frac{x^{2} - 2xy}{4} & x < y - 2\xi_{2} \\ \frac{1 - 2y}{4} & x > y - 2\xi_{2} \end{cases}$$

$$a_{0}, a^{2}a^{3}a^{c}a^{a}\frac{s}{c}\overline{f}.$$

 \hat{f} .

 $s\vec{s}s$.