

Problem 11.20

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

$$\begin{aligned} F_{(\xi, \xi)}(x, y) &= P(\xi \leq x, \xi \leq y) = P(\xi \in (-\infty, x] \cap (-\infty, y]) = \\ &= \begin{cases} F_{\xi}(x) & x \leq y \\ F_{\xi}(y) & x > y \end{cases} \end{aligned}$$

Problem 11.21

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

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

Чи є ξ_1, ξ_2 незалежними?

1.

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

2.

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

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

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

3.

$$P(|\xi_1| \leq 1, |\xi_2| \leq 1) = P(\xi_1 \in [-1, 1], \xi_2 \in [-1, 1]) =$$

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

4.

$$\begin{aligned}
p_{(\xi_1, \xi_2)}(x, y) &= p_{\xi_1}(x)p_{\xi_2}(y) \\
p_{\xi_1}(x)p_{\xi_2}(y) &= \frac{1}{\pi(1+x^2)} \frac{1}{\pi(1+y^2)} = \frac{1}{\pi^2(1+x^2)(1+y^2)} = \frac{1}{\pi^2(1+x^2+y^2+x^2y^2)}
\end{aligned}$$

Отже величини є незалежними.

Problem 11.22

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

$$\begin{aligned}
F_{\frac{\xi}{\xi+\eta}}(x) &= P\left(\frac{\xi}{\xi+\eta} \leq x\right) \\
p_{(\xi, \eta)}(x, y) &= p_{\xi}(x)p_{\eta}(y) = \alpha^2 e^{-\alpha x} e^{-\alpha y} \cdot \mathbb{1}(x \geq 0, y \geq 0) \\
F_{\frac{\xi}{\xi+\eta}}(x) &= \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} \alpha^2 e^{-\alpha z} e^{-\alpha y} dz dy \cdot \mathbb{1}(x \geq 0, y \geq 0) \cdot \mathbb{1}\left(\frac{z}{z+y} \leq x\right) = \\
&= \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} \alpha^2 e^{-\alpha z} e^{-\alpha y} dz dy \cdot \mathbb{1}(z - xz \leq xy) = \\
&= \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} \alpha^2 e^{-\alpha z} e^{-\alpha y} dz dy \cdot \mathbb{1}\left(z \leq \frac{xy}{1-x}\right) = \\
&= \int_0^{+\infty} \int_0^{\frac{xy}{1-x}} \alpha^2 e^{-\alpha z} e^{-\alpha y} dz dy = \\
&= \int_0^{+\infty} \int_0^{\frac{xy}{1-x}} \alpha^2 e^{-\alpha z} e^{-\alpha y} dz dy = \alpha^2 \int_0^{+\infty} e^{-\alpha y} \frac{1}{-\alpha} \left(e^{-\alpha \frac{xy}{1-x}} - 1\right) dy =
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= -\alpha \left(\int_0^{+\infty} e^{-\alpha y(1+\frac{x}{1-x})} dy - \int_0^{+\infty} e^{-\alpha y} dy \right) = \\
&= -\alpha \int_0^{+\infty} e^{-\alpha y \frac{1}{1-x}} dy - \frac{\alpha}{\alpha} e^{-\alpha y} \Big|_0^{+\infty} = \\
&= (1-x) e^{-\alpha y \frac{1}{1-x}} \Big|_0^{+\infty} - e^{-\alpha y} \Big|_0^{+\infty} = (1-x)(e^{-\infty} - 1) - (e^{-\infty} - 1) = \\
&= (1-x-1)(e^{-\infty} - 1) = x
\end{aligned}$$

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

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

Problem 11.23

Нехай ξ_1, \dots, ξ_n незалежні однаково розподілені випадкові величини з неперервною функцією розподілу F . Впорядкуємо їх за величиною $\xi_{(1)} \leq \xi_{(2)} \leq \dots \leq \xi_{(n)}$. Знайдіть функції розподілу випадкових величин:

1. $\xi_{(1)} = \min(\xi_1, \dots, \xi_n)$
2. $\xi_{(n)} = \max(\xi_1, \dots, \xi_n)$
3. $\xi_{(m)}$

1.

$$\begin{aligned}
F_{\xi_{(1)}}(x) &= P(\min(\xi_1, \dots, \xi_n) \leq x) = 1 - P(\min(\xi_1, \dots, \xi_n) > x) = \\
&= 1 - P(\xi_1 > x, \dots, \xi_n > x) = 1 - P(\xi_1 > x) \dots P(\xi_n > x) = \\
&= 1 - (1 - F(x))^n
\end{aligned}$$

2.

$$\begin{aligned}
F_{\xi_{(n)}}(x) &= P(\max(\xi_1, \dots, \xi_n) \leq x) = P(\xi_1 \leq x, \dots, \xi_n \leq x) = \\
&= P(\xi_1 \leq x) \dots P(\xi_n \leq x) = F^n(x)
\end{aligned}$$

3.

$$\begin{aligned}
F_{\xi_{(m)}}(x) &= P(\xi_{(1)} \leq x, \dots, \xi_{(m)} \leq x, \xi_{(m+1)} > x \text{ or } \xi_{(m+1)} \leq x, \dots, \xi_{(n)} > x \text{ or } \xi_{(n)} \leq x) = \\
&= \sum_{i=m}^n C_n^i P^i(\xi \leq x) P^{n-i}(\xi > x) = \sum_{i=m}^n C_n^i F^i(x) (1 - F(x))^{n-i}
\end{aligned}$$

Problem 11.24

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

$$\begin{aligned}
 p_{(\xi_1, \xi_2)}(x, y) &= p_{\xi_1}(x)p_{\xi_2}(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{y^2}{2}} = \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} \\
 F_{\xi_1^2+\xi_2^2}(x) &= P(\xi_1^2 + \xi_2^2 \leq x) \quad (x \geq 0) \\
 F_{\xi_1^2+\xi_2^2}(x) &= \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} p_{(\xi_1, \xi_2)}(z, y) dz dy \cdot \mathbb{1}(z^2 + y^2 \leq x) = \\
 &= \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2+y^2}{2}} dz dy \cdot \mathbb{1}(z^2 + y^2 \leq x) = \\
 &= \int_0^{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{\rho^2 \cos^2 \varphi + \rho^2 \sin^2 \varphi}{2}} \rho \cdot d\rho \cdot d\varphi \cdot \mathbb{1}(\rho^2 \cos^2 \varphi + \rho^2 \sin^2 \varphi \leq x) = \\
 &= \int_0^{2\pi} \int_0^{\sqrt{x}} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{\rho^2}{2}} \rho \cdot d\rho \cdot d\varphi = \\
 &= \int_0^{\sqrt{x}} e^{-\frac{\rho^2}{2}} \rho d\rho = -e^{-\frac{\rho^2}{2}} \Big|_0^{\sqrt{x}} = -e^{-\frac{x}{2}} + 1 \\
 p_{\xi_1^2+\xi_2^2}(x) &= \frac{1}{2} e^{-\frac{x}{2}} \cdot \mathbb{1}(x \geq 0)
 \end{aligned}$$

Problem 11.25

$$\begin{aligned}
 P(\xi_1 < x, \xi_1 + 2\xi_2 < y) &= \begin{cases} \int_0^x \int_0^{\frac{z_1-y}{2}} dz_1 dz_2 & x < y - 2\xi_2 \\ \int_0^1 \int_0^{\frac{z_1-y}{2}} dz_1 dz_2 & x > y - 2\xi_2 \end{cases} = \\
 &= \begin{cases} \int_0^x \frac{z_1-y}{2} dz_1 & x < y - 2\xi_2 \\ \int_0^1 \frac{z_1-y}{2} dz_1 & x > y - 2\xi_2 \end{cases} = \begin{cases} \frac{x^2-2xy}{4} & x < y - 2\xi_2 \\ \frac{1-2y}{4} & x > y - 2\xi_2 \end{cases}
 \end{aligned}$$