

Варіант 3.

1. ξ_1 та ξ_2 – незалежні випадкові величини, $\xi_i \sim \Pi(\lambda)$. Довести

$$P\{\xi_1 = k \mid \xi_1 + \xi_2 = n\} = C_n^k \frac{1}{2^n}$$

2. Випадкова величина зосереджена на відрізку $[0,10]$ і її щільність на ньому дорівнює x^3 . Знайти сталу c , функцію розподілу, математичне сподівання та дисперсію.

3. Щільність розподілу випадкового вектора (ξ, η) дорівнює $f(x, y) = xe^{-x(y+1)}$, $x > 0$, $y > 0$ та 0 в інших випадках. Знайти щільності кожної випадкової величини. Довести, що вони залежні.

4. Нехай $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ – вибірка з щільністю $f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} \exp\{-\frac{x}{\theta}\}$, якщо $x > 0$. Чи буде $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i$

незсунутою та конзистентною оцінкою параметра θ ?

5. Нехай $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ – вибірка із логарифмічно нормального розподілу із щільністю

$$f(x; \mu) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}x} \exp\left\{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma_0^2}\right\}, & \text{якщо } x > 0, \\ 0, & \text{якщо } x \leq 0, \end{cases}$$

$\sigma_0 > 0$ -відоме. Чи є $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \xi_i$ ефективною оцінкою параметра μ ?

6. Вимірюючи опір дроту двох типів (А і В), одержали такі дані:

Дріт А: 0,126; 0,131; 0,126; 0,127; 0,124; 0,130; 0,128; 0,124, 125.

Дріт В: 0,121; 0,121; 0,124; 0,122; 0,120; 0,124; 0,125; 0,120.

Стверджується, що між розкидом опору дроту типу А і В немає різниці. Чи не суперечить це твердження наведеним даним з довірчою йм. 0,95?

Писаренков
Вариант 3
N 1

$$E_1, E_2 - \text{н.в.в.}, E_i \sim \Pi(\lambda)$$

$$P(E_i = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

$$P\{E_1 = k | E_1 + E_2 = n\} \stackrel{?}{=} C_n^k \frac{1}{2^n}$$

$$P\{E_1 = k | E_1 + E_2 = n\} = \frac{P(E_1 = k) \wedge (E_1 + E_2 = n)}{P(E_1 + E_2 = n)} =$$

$$= \frac{P((E_1 = k) \wedge (E_2 = n - k))}{\sum_{k=0}^n (P(E_1 = k_1) \cdot P(E_2 = n - k_1))} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda} \cdot \lambda^{n-k} e^{-\lambda}}{k! (n-k)! e^{-2\lambda} \cdot \lambda^n \cdot 2^n} = C_n^k \frac{1}{2^n}$$

$$P(E_1 = k \wedge E_2 = n - k) = P(E_1 = k) P(E_2 = n - k) =$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^{n-k}}{(n-k)!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^n}{k! (n-k)!} e^{-2\lambda}$$

$$\sum_{k=0}^n P(E_1 = k_1) \cdot P(E_2 = n - k_1) = \sum_{k=0}^n \left(\frac{\lambda^{k_1}}{k_1!} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^{n-k_1}}{(n-k_1)!} e^{-\lambda} \right)$$

$$= e^{-2\lambda} \sum_{k=0}^n \frac{\lambda^n}{k_1! (n-k_1)!} = e^{-2\lambda} \lambda^n \sum_{k=0}^n \frac{1}{k_1! (n-k_1)!} =$$

$$= e^{-2\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} \sum_{k=0}^n \frac{n!}{k_1! (n-k_1)!} = e^{-2\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} \cdot 2^n$$

N2

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} cx^3, & x \in [0, 10] \\ 0, & x \notin [0, 10] \end{cases}$$

$$F_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^x f_{\xi}(u) du = \int_{-\infty}^0 f_{\xi}(u) du + \int_0^x cu^3 du =$$

$$= 0 + c \cdot \frac{x^4}{4} + C_1$$

$$\begin{cases} F_{\xi}(-\infty) = F_{\xi}(0) = c \cdot \frac{0^4}{4} + C_1 = 0 \\ F_{\xi}(+\infty) = F_{\xi}(10) = \frac{c \cdot 10^4}{4} + C_1 = 1 \end{cases}$$

$$0 + C_1 = 0 \quad C_1 = 0$$

$$c \cdot \frac{10^4}{4} = 1 \quad c = \frac{4}{10^4}$$

$$F_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{4}{10^4} x^4, & x \in [0, 10] \\ 1, & x > 10 \end{cases}$$

$$ME = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) dx = \int_0^{10} \frac{4}{10^4} x^4 dx =$$

$$= \frac{4}{10^4} \cdot \left(\frac{x^5}{5} \right) \Big|_0^{10} = \frac{4}{10^4} \cdot \frac{10^5}{5} = \frac{4 \cdot 10}{5} = 8$$

$$ME^2 = \int_0^{10} \frac{4}{10^4} x^5 dx = \frac{4}{10^4} \cdot \left(\frac{x^6}{6} \right) \Big|_0^{10} =$$

$$= \frac{4 \cdot 10^6}{10^4 \cdot 6} = \frac{4 \cdot 100}{6} = \frac{2}{3} \cdot 100 = 66 \frac{2}{3}$$

$$DE = NE^2 - (NE)^2 = 66\frac{2}{3} - 64 = 2\frac{2}{3}$$

$$f(x,y) = \begin{cases} x e^{-x(y+1)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & x \notin (0, +\infty) \vee y \notin (0, +\infty) \end{cases}$$

$$\begin{aligned} F(x,y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u,v) dv du = \\ &= \underbrace{\int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^y f(u,v) dv du}_{=0} + \underbrace{\int_0^x \left(\int_{-\infty}^0 f(u,v) dv du \right)}_{=0} + \int_0^y f(u,v) dv du = \\ &= \int_0^x \int_0^y f(u,v) dv du = \int_0^x \int_0^y u e^{-u(v+1)} dv du = \\ &= \int_0^x u e^{-u} \cdot \int_0^y e^{-uv} dv du = \int_0^x u e^{-u} \cdot \left(\frac{e^{-uv}}{-u} \right) \Big|_0^y du = \\ &= - \int_0^x e^{-u} (e^{-uy} - 1) du = - \int_0^x e^{-u(1+y)} du + \int_0^x e^{-u} du = \\ &= - \left(\frac{e^{-u(1+y)}}{-(1+y)} \right) \Big|_0^x + \left(-e^{-u} \right) \Big|_0^x = \frac{e^{-x(1+y)}}{1+y} + \frac{1}{1+y} - e^{-x} + 1 \\ b_x &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy = \int_0^{+\infty} x e^{-x(1+y)} dy = \\ &= x e^{-x} \int_0^{+\infty} e^{-xy} dy = x e^{-x} \cdot \left(\frac{e^{-xy}}{-x} \right) \Big|_0^{+\infty} = \\ &= e^{-x} \cdot (- (0 - 1)) = e^{-x} \end{aligned}$$

$$(1-p)^2$$

$$f_y = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-x(1+y)} dx =$$

$$= \left| \begin{array}{l} u = x \\ v = e^{-x(1+y)} \\ \frac{dv}{dx} = -\frac{e^{-x(1+y)}}{(1+y)} \end{array} \right| =$$

$$= \left(\frac{x e^{-x(1+y)}}{-(1+y)} + \int \frac{e^{-x(1+y)}}{(1+y)} dx \right) \Big|_0^{+\infty} =$$

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

$$= \frac{1}{(1+y)^2}$$

$$f_x \cdot f_y = \frac{e^{-x}}{(1+y)^2} \neq x e^{-x(1+y)} = f(x, y) \Rightarrow \text{Zufallsvariable}$$

IV 4

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$ME_i = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x, \theta) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx =$$

$$= \frac{1}{\theta} \int_0^{+\infty} x e^{-\frac{x}{\theta}} dx = \left| \begin{array}{l} u = x \\ dv = e^{-\frac{x}{\theta}} \\ du = dx \\ v = -\theta e^{-\frac{x}{\theta}} \end{array} \right| =$$

$$= \left(- \left(x e^{-\frac{x}{\theta}} - \int e^{-\frac{x}{\theta}} dx \right) \right) \Big|_0^{+\infty} =$$

$$= \left(- \left(x e^{-\frac{x}{\theta}} + \theta e^{-\frac{x}{\theta}} \right) \right) \Big|_0^{+\infty} =$$

$$= -(0+0) + (0+\theta) = \theta$$

$$M \xi_i^2 = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx = \left| \begin{array}{l} u=x^2 \quad dv=e^{-\frac{x}{\theta}} \\ du=2x \quad v=-\theta e^{-\frac{x}{\theta}} \end{array} \right| =$$

$$= \left(- \left(x^2 e^{-\frac{x}{\theta}} - 2 \int x e^{-\frac{x}{\theta}} dx \right) \right) \Big|_0^{+\infty} =$$

$$= \left(- \left(x^2 e^{-\frac{x}{\theta}} + 2 \theta x e^{-\frac{x}{\theta}} + 2 \theta^2 e^{-\frac{x}{\theta}} \right) \right) \Big|_0^{+\infty} =$$

$$= -(0+0+0) + (0+0+2\theta^2) = 2\theta^2$$

$$D \xi_i = M \xi_i^2 - (M \xi_i)^2 = 2\theta^2 - \theta^2 = \theta^2$$

$$M \hat{\theta} = M \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i \right) = \frac{1}{n} M \left(\sum_{i=1}^n \xi_i \right) =$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M \xi_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \theta = \frac{n}{n} \theta = \theta \Rightarrow \text{незсмущенная оценка } \theta$$

$$D \hat{\theta} = D \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i \right) = \frac{1}{n^2} D \left(\sum_{i=1}^n \xi_i \right) =$$

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D \xi_i = \frac{1}{n^2} \cdot n \theta^2 \Rightarrow 0 \Rightarrow \hat{\theta} \text{ — эффективная оценка } \theta$$

$$(1-p)^{\frac{1}{2}}$$

$$f(x, \mu) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0^2} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma_0^2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \tilde{E}_i$$

$$L(x, \mu) = \prod_{k=1}^n f(\tilde{E}_k, \mu) = \prod_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{(\ln \tilde{E}_k - \mu)^2}{2\sigma_0^2}}$$

$$\ln L = \sum_{k=1}^n \ln \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0^2} e^{-\frac{(\ln \tilde{E}_k - \mu)^2}{2\sigma_0^2}} \right) =$$

$$= \sum_{k=1}^n \left(\ln \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0^2} \right) - \ln(\tilde{E}_k) - \frac{(\ln \tilde{E}_k - \mu)^2}{2\sigma_0^2} \right) =$$

$$U = \frac{\partial}{\partial \mu} \ln L = \sum_{k=1}^n \left(0 - 0 + \frac{1}{\sigma_0^2} \cdot 2(\ln \tilde{E}_k - \mu) \right) =$$

$$= \sum_{k=1}^n \frac{\ln \tilde{E}_k - \mu}{\sigma_0^2} = \frac{1}{\sigma_0^2} \cdot \left(\sum_{k=1}^n \ln \tilde{E}_k - n\mu \right) =$$

$$= \frac{1}{\sigma_0^2} (n \cdot \hat{\theta} - n\mu) = \frac{n}{\sigma_0^2} (\hat{\theta} - \mu) \Rightarrow \text{оценка } \hat{\theta} \\ \text{е эффективна} \\ \text{для пар. } \mu$$

N6

$$A = \{0,126; 0,131; 0,126; 0,127; 0,124; 0,130; 0,128; 0,124; 0,125\} \quad n_1 = 9$$

$$B = \{0,121; 0,121; 0,124; 0,122; 0,120; 0,124; 0,125; 0,120\} \quad n_2 = 8$$

$$H_0: m_1 - m_2 = 0$$

$$H_1: m_1 - m_2 \neq 0$$

$$\bar{\bar{E}}_A = \frac{1}{9} (0,126 + 0,131 + 0,126 + 0,127 + 0,124 + 0,130 + 0,128 + 0,124 + 0,125) \approx 0,126777778$$

$$\bar{\bar{E}}_B = \frac{1}{8} (0,121 + 0,121 + 0,124 + 0,122 + 0,120 + 0,124 + 0,125 + 0,120) \approx 0,122125$$

$$\Delta = \bar{\bar{E}}_A - \bar{\bar{E}}_B \approx 0,004653$$

$$\hat{J}_1^2 = \frac{1}{9} \sum_{k=1}^9 (\bar{E}_{A_k} - \bar{\bar{E}}_A)^2 \approx 6,194 \cdot 10^{-6}$$

$$\hat{J}_2^2 = \frac{1}{8} \sum_{k=1}^8 (\bar{E}_{B_k} - \bar{\bar{E}}_B)^2 \approx 3,8392 \cdot 10^{-6}$$

$$\hat{J}^2 = \frac{(8)\hat{J}_1^2 + 7\hat{J}_2^2}{15} \approx 5,095 \cdot 10^{-6}$$

$$11. = \frac{1-p}{p^2} + \frac{1}{p^2}$$

$$\frac{|\Delta - c|}{\sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}} = \frac{0,004653}{\sqrt{5,095 \cdot 10^{-6} \cdot \frac{17}{42}}} \approx 4241957 >$$

$> t_{0,95,15} \approx 1,753 \Rightarrow$ дані суперечать гіпотезі про відсутність різниці між розкладами отвору дровів та в (H₀), гіпотеза відхиляється.