

Вариант 0

Вопрос 1. Сформулировать второе неравенство Чебышёва.

Вопрос 2. Дать определение состоятельной оценки.

Задача 1. Найти методом моментов по выборке X_1, X_2, \dots, X_n оценку параметра θ для плотности

$$f(x) = \begin{cases} 4\theta \sqrt{\frac{\theta}{\pi}} x^2 e^{-\theta x^2}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

Задача 2. Найти ММП-оценку по выборке X_1, X_2, \dots, X_n параметра θ для плотности $f(x) = \begin{cases} \frac{\theta}{3} \left(\frac{3}{x}\right)^{\theta+1}, & x > 3, \\ 0, & x \leq 3. \end{cases}$

Задача 3. Оцените вероятность того, что число единиц при подбрасывании симметричной игральной кости 900 раз будет лежать в интервале (128, 172). Решить задачу двумя способами: используя неравенство Чебышёва и интегральную теорему Муавра—Лапласа.

Задача 4. Случайная точка (ξ, η) наугад бросается в область, ограниченной линиями $x = -2$, $y = 0$ и $y = \sqrt[3]{x}$, $x < 0$. Найти коэффициент корреляции между ξ и η .

Р Е Ш Е Н И Е

Задача 1.

Параметр θ одномерный, поэтому найдем оценку из уравнения $\mu_1 = \hat{\mu}_1(\vec{X}_n)$, где $\mu_1 = MX$, а $\hat{\mu}_1(\vec{X}_n) = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

Делая замену переменной $t = x\sqrt{\theta}$, получим

$$MX = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx = \int_0^{\infty} x 4\theta \sqrt{\frac{\theta}{\pi}} x^2 e^{-\theta x^2} dx = \left| \begin{matrix} t = x\sqrt{\theta} \\ dt = dx\sqrt{\theta} \end{matrix} \right| = \frac{4}{\sqrt{\pi\theta}} \int_0^{\infty} t^3 e^{-t^2} dt.$$

Применяя формулу интегрирования по частям $\int u dv = uv - \int v du$ для $u = t^2$ и $dv = te^{-t^2} dt$ и учитывая, что $du = 2t dt$, $v = -\frac{1}{2}e^{-t^2}$, будем иметь

$$\begin{aligned} MX &= \frac{4}{\sqrt{\pi\theta}} \left(t^2 \left(-\frac{1}{2}e^{-t^2} \right) \Big|_0^{\infty} - \int_0^{\infty} 2t \left(-\frac{1}{2}e^{-t^2} \right) dt \right) = \frac{4}{\sqrt{\pi\theta}} \left((0-0) + \int_0^{\infty} te^{-t^2} dt \right) = \\ &= \frac{4}{\sqrt{\pi\theta}} \int_0^{\infty} te^{-t^2} dt = \frac{4}{\sqrt{\pi\theta}} \left(-\frac{1}{2}e^{-t^2} \right) \Big|_0^{\infty} = -\frac{2}{\sqrt{\pi\theta}} (0-1) = \frac{2}{\sqrt{\pi\theta}}. \end{aligned}$$

Следовательно, уравнение $\mu_1 = \hat{\mu}_1(\vec{X}_n)$ имеет вид

$$\frac{2}{\sqrt{\pi\theta}} = \bar{X},$$

решая которое, найдем, что $\theta = \frac{4}{\pi\bar{X}^2}$.

Таким образом, оценка $\hat{\theta}$ параметра θ методом моментов есть $\hat{\theta} = \frac{4}{\pi\bar{X}^2}$.

Ответ: $\hat{\theta} = \frac{4}{\pi\bar{X}^2}$.

Задача 2. Заметим, что так как $f(x) = 0$ для всех $x \leq 3$, то $X_i > 3$, $i = 1, \dots, n$. Поэтому $f(X_i) = \frac{\theta}{3} \left(\frac{3}{X_i}\right)^{\theta+1}$ для всех $i = 1, \dots, n$ и функция правдоподобия $L(\vec{X}_n, \theta)$ имеет вид

$$L(\vec{X}_n, \theta) = \prod_{i=1}^n f(X_i) = \prod_{i=1}^n \frac{\theta}{3} \left(\frac{3}{X_i}\right)^{\theta+1},$$

а логарифм $l(\vec{X}_n, \theta) = \ln(L(\vec{X}_n, \theta))$ функции правдоподобия $L(\vec{X}_n, \theta)$ есть

$$l(\vec{X}_n, \theta) = \ln L(\vec{X}_n, \theta) = \sum_{i=1}^n \left(\ln \theta - \ln 3 + (\theta + 1) \ln \left(\frac{3}{X_i} \right) \right) = n \ln \theta - n \ln 3 + \sum_{i=1}^n \left((\theta + 1) \ln \left(\frac{3}{X_i} \right) \right)$$

Следовательно,

$$\frac{dl(\vec{X}_n, \theta)}{d\theta} = \frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{3}{X_i} \right),$$

и уравнение правдоподобия $l(\vec{X}_n, \theta) = 0$ имеет вид

$$\frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{3}{X_i} \right) = 0.$$

Решая это уравнение, получим, что

$$\theta = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{3}{X_i} \right)} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{X_i}{3} \right)}.$$

Далее, дифференцируя $l(\vec{X}_n, \theta)$ дважды и учитывая, что $n > 0$, найдем, что

$$\frac{d^2 l(\vec{X}_n, \theta)}{d\theta^2} = -\frac{n}{\theta^2} < 0$$

для всех θ , в частности для $\theta = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{X_i}{3} \right)}$. Поэтому $\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{X_i}{3} \right)}$ является точкой максимума функции $l(\vec{X}_n, \theta) = 0$, а не точкой минимума или точкой перегиба.

Таким образом, точечной оценкой неизвестного параметра θ является $\tilde{\theta}(\vec{X}_n) = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{X_i}{3} \right)}$.

Ответ: $\tilde{\theta}(\vec{X}_n) = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{X_i}{3} \right)}$.

Задача 3. Обозначим через Y_n количество единиц, выпавших при $n = 900$ подбрасываниях кости. Заметим, что Y_n — биномиальная случайная величина с параметрами $p = 1/6$ и $n = 900$. Из лекций известно, что математическое ожидание MY_n и дисперсия DY_n случайной величины Y_n равны $MY_n = np = 150$, $DY_n = npq = 125$, где $q = 1 - p = 5/6$. Заметим, что

$$P\{128 < Y_n < 172\} = P\{128 - 150 < Y_n - MY_n < 172 - 150\} = P\{|Y_n - MY_n| < 22\}.$$

Поэтому, применяя к Y_n второе неравенство Чебышёва, получим

$$P\{128 < Y_n < 172\} = P\{|Y_n - MY_n| < 22\} > 1 - \frac{DY_n}{22^2} = 1 - \frac{125}{22^2} = 359/484 = 0.74174.$$

Теперь оценим $P\{128 < Y_n < 172\}$ при помощи теоремы Муавра — Лапласа. Воспользовавшись формулой

$$P\{a < Y_n < b\} \approx \Phi \left(\frac{b - np}{\sqrt{npq}} \right) - \Phi \left(\frac{a - np}{\sqrt{npq}} \right),$$

получим

$$\begin{aligned} P\{128 < Y_n < 172\} &\approx \Phi \left(\frac{172 - 150}{\sqrt{125}} \right) - \Phi \left(\frac{128 - 150}{\sqrt{125}} \right) = \\ &= \Phi \left(\frac{22}{\sqrt{125}} \right) - \Phi \left(\frac{-22}{\sqrt{125}} \right) = 2\Phi \left(\frac{22}{\sqrt{125}} \right) - 1 \approx 2\Phi(1.967739820) - 1 = 0.97545. \end{aligned}$$

Ответ:

- 1) неравенство Чебышёва дает оценку $P\{128 < Y_n < 172\} > 0.74174$;
- 2) теорема Муавра — Лапласа дает оценку $P\{128 < Y_n < 172\} \approx 0.97545$.

Задача 4.

Область D , ограниченная линиями $x = -2$, $y = 0$ и $y = \sqrt[3]{x}$, $x < 0$, имеет вид

$$D = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : -2 \leq x \leq 0, \sqrt[3]{x} \leq y \leq 0\}.$$

Фраза «случайная точка (ξ, η) наугад бросается в область D » означает, что случайный вектор (ξ, η) равномерно распределен в области D . Поэтому плотность случайного вектора (ξ, η) имеет вид

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\text{площадь}(D)}, & \text{если } (x, y) \in D; \\ 0, & \text{если } (x, y) \notin D. \end{cases}$$

Так как

$$\text{площадь}(D) = \int_{-2}^0 (0 - (\sqrt[3]{x}) dx = \frac{3}{\sqrt[3]{4}},$$

то

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{\sqrt[3]{4}}{3}, & \text{если } (x, y) \in D; \\ 0, & \text{если } (x, y) \notin D. \end{cases}$$

Найдем f_ξ и f_η .

Зафиксируем $x_0 \in (-2, 0)$ и найдем $f_\xi(x_0)$. При фиксированном $x_0 \in (-2, 0)$ выражение $f(x_0, y)$ как функция от y имеет вид

$$f(x_0, y) = \begin{cases} \frac{\sqrt[3]{4}}{3}, & \text{если } y \in (\sqrt[3]{x_0}, 0); \\ 0, & \text{если } y \notin (\sqrt[3]{x_0}, 0). \end{cases}$$

Поэтому при $x_0 \in (-2, 0)$ (см. рис. 1)

$$f_\xi(x_0) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x_0, y) dy = \int_{-\infty}^{\sqrt[3]{x_0}} 0 dy + \int_{\sqrt[3]{x_0}}^0 \frac{\sqrt[3]{4}}{3} dy + \int_0^{\infty} 0 dy = 0 - \frac{\sqrt[3]{4}}{3} \sqrt[3]{x_0} + 0 = -\frac{\sqrt[3]{4}}{3} \sqrt[3]{x_0}.$$

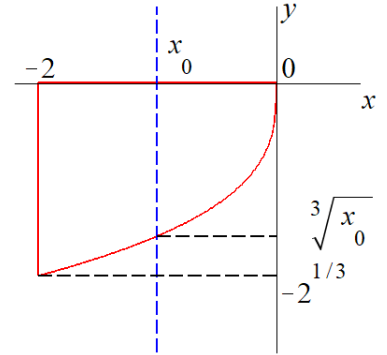


Рис. 1

Если же $x_0 \notin (-2, 0)$, то $f(x_0, y) = 0$ при всех $y \in (-\infty, \infty)$. Поэтому при $x_0 \notin (-2, 0)$

$$f_\xi(x_0) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x_0, y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} 0 dy = 0.$$

Таким образом

$$f_\xi(x) = \begin{cases} -\frac{\sqrt[3]{4}}{3} \sqrt[3]{x}, & \text{если } x \in (-2, 0); \\ 0, & \text{если } x \notin (-2, 0). \end{cases}$$

Следовательно,

$$M\xi = \int_{-\infty}^{\infty} x f_\xi(x) dx = \int_{-2}^0 x \left(-\frac{\sqrt[3]{4}}{3} \sqrt[3]{x} \right) dx = -\frac{8}{7},$$

$$M(\xi^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_\xi(x) dx = \int_{-2}^0 x^2 \left(-\frac{\sqrt[3]{4}}{3} \sqrt[3]{x} \right) dx = \frac{8}{5},$$

$$D\xi = M(\xi^2) - (M\xi)^2 = \frac{8}{5} - \left(-\frac{8}{7} \right)^2 = \frac{72}{245}.$$

Аналогично, зафиксируем $y_0 \in (-\sqrt[3]{2}, 0)$ и найдем $f_\eta(y_0)$. При фиксированном $y_0 \in (-\sqrt[3]{2}, 0)$ выражение $f(x, y_0)$ как функция от x имеет вид

$$f(x, y_0) = \begin{cases} \frac{\sqrt[3]{4}}{3}, & \text{если } x \in (-2, y_0^3); \\ 0, & \text{если } x \notin (-2, y_0^3). \end{cases}$$

Поэтому при $y_0 \in (-\sqrt[3]{2}, 0)$ (см. рис. 2)

$$f_\eta(y_0) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y_0) dx = \int_{-\infty}^{-2} 0 dx + \int_{-2}^{y_0^3} \frac{\sqrt[3]{4}}{3} dx + \int_{y_0^3}^{\infty} 0 dx = 0 + \frac{\sqrt[3]{4}}{3} (y_0^3 + 2) + 0 = \frac{\sqrt[3]{4}}{3} (y_0^3 + 2).$$

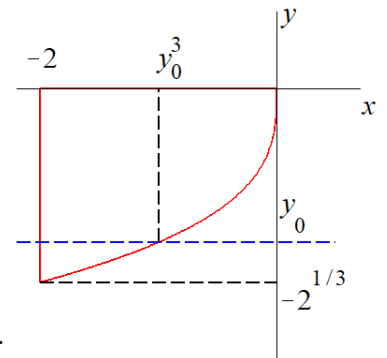


Рис. 2

Если же $y_0 \notin (-\sqrt[3]{2}, 0)$, то $f(x, y_0) = 0$ при всех $x \in (-\infty, \infty)$. Поэтому при $y_0 \notin (-\sqrt[3]{2}, 0)$

$$f_\eta(y_0) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y_0) dy = \int_{-\infty}^{\infty} 0 dy = 0.$$

Таким образом

$$f_{\eta}(y) = \begin{cases} \frac{\sqrt[3]{4}}{3}(y^3 + 2), & \text{если } y \in (-\sqrt[3]{2}, 0); \\ 0, & \text{если } y \notin (-\sqrt[3]{2}, 0). \end{cases}$$

Следовательно,

$$M\eta = \int_{-\infty}^{\infty} y f_{\eta}(y) dy = \int_{-\sqrt[3]{2}}^0 y \left(\frac{\sqrt[3]{4}}{3} (y^3 + 2) \right) dy = -\frac{2\sqrt[3]{2}}{5},$$

$$M(\eta^2) = \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f_{\eta}(y) dy = \int_{-\sqrt[3]{2}}^0 y \left(\frac{\sqrt[3]{4}}{3} (y^3 + 2) \right) dy = \frac{2\sqrt[3]{4}}{9},$$

$$D\eta = M(\eta^2) - (M\eta)^2 = \frac{2\sqrt[3]{4}}{9} - \left(-\frac{2\sqrt[3]{2}}{5} \right)^2 = \frac{14\sqrt[3]{4}}{225}.$$

Далее

$$\begin{aligned} M(\xi\eta) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f(x, y) dx dy = \iint_D xy f(x, y) dx dy + \iint_{\mathbb{R}^2 \setminus D} xy f(x, y) dx dy = \\ &= \iint_D xy \frac{\sqrt[3]{4}}{3} dx dy + \iint_{\mathbb{R}^2 \setminus D} xy \cdot 0 dx dy = \int_{-2}^0 dx \int_{\sqrt[3]{x}}^0 xy \frac{\sqrt[3]{4}}{3} dy + 0 = - \int_{-2}^0 \frac{\sqrt[3]{4}}{6} x \sqrt[3]{x^2} dx = \frac{\sqrt[3]{2}}{2}, \end{aligned}$$

$$\text{cov}(\xi, \eta) = M(\xi\eta) - M\xi M\eta = \frac{\sqrt[3]{2}}{2} - \left(-\frac{8}{7} \right) \left(-\frac{2\sqrt[3]{2}}{5} \right) = \frac{3\sqrt[3]{2}}{70},$$

$$\rho(\xi, \eta) = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi} \sqrt{D\eta}} = \frac{\frac{3\sqrt[3]{2}}{70}}{\sqrt{\frac{72}{245}} \sqrt{\frac{14\sqrt[3]{4}}{225}}} = \frac{3\sqrt{35}}{56}.$$

Ответ: $\rho(\xi, \eta) = \frac{3\sqrt{35}}{56}$.