

Рубежный контроль №1

ПО МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКЕ

Уласик Евгений Александрович

группа ЦУ7-61Б

14 МАЯ 2020 года

Количество листов: 4

① Непрерывная СВ X имеет плотность распред.

$$f_x(x) = \frac{3\lambda^3}{x^4}, \quad x \geq \lambda$$

где зн-е $\lambda > 0$ неизвестно. Исполъз. стат.:

$$\hat{\lambda}(\vec{X}) = \frac{3n-1}{3n} \min_{k=1, n} \{X_k\}$$

где $\vec{X} = (X_1, \dots, X_n)$ - сл. выборка из ген. совокупности
 свл. ли оценка $\hat{\lambda}(\vec{X})$ а) несмещ.

б) эфф. по Рао-Кранеру.

а) 1. $M\hat{\lambda}(\vec{X}) = \frac{3n-1}{3n} M[\min_{k=1, n} \{X_k\}] = \frac{3n-1}{3n} M[X_{\min}]$
 $] Y = \min_{k=1, n} \{X_k\}$

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = 1 - P\{Y \geq y\} = 1 - P\{(X_1 \geq y) \dots (X_n \geq y)\} =$$

$$= \{X_i \text{ независ.}\} = 1 - \prod_{i=1}^n P\{X_i \geq y\} = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - F_{X_i}(y))$$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx = \begin{cases} x \geq \lambda \end{cases} = \int_{\lambda}^x \frac{3\lambda^3}{x^4} dx = 3\lambda^3 \left(\frac{1}{3\lambda^3} - \frac{1}{3x^3} \right) =$$

$$= 1 - \frac{\lambda^3}{x^3}$$

$$F_X(x) = 1 - \prod_{i=1}^n \left(1 - 1 + \frac{\lambda_i^3}{y} \right) = \{X_i \text{ имеют одинаковое распред.}\} =$$

$$= 1 - \frac{\lambda^{3n}}{y^{3n}}$$

$$f_Y(y) = \frac{\partial F_Y(y)}{\partial y} = \frac{3n\lambda^{3n}}{y^{3n+1}}$$

$$M[Y] = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \int_{\lambda}^{+\infty} y \frac{3n\lambda^{3n}}{y^{3n+1}} dy = 3n\lambda^{3n} \frac{1}{(1-3n)y^{3n-1}} \Big|_{\lambda}^{+\infty} =$$

$$= \frac{3n\lambda^{3n}}{(3n-1)\lambda^{3n-1}} = \frac{3n\lambda}{3n-1}$$

① продолжение

$$M[\hat{\lambda}(\vec{X})] = M\left[\frac{3n-1}{3n} Y\right] = \frac{3n-1}{3n} M[Y] = \frac{3n-1}{3n} \cdot \frac{3n\lambda}{3n-1} = \lambda$$

= λ - оценка несмещённая

$$\begin{aligned} D[Y] &= \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 f_Y(y) dy - (M[Y])^2 = \int_{\lambda}^{+\infty} y^2 \frac{3n\lambda^{3n}}{y^{3n+1}} dy - \frac{(3n\lambda)^2}{(3n-1)^2} = \\ &= 3n\lambda^{3n} \cdot \frac{1}{(2-3n)y^{3n-2}} \Big|_{\lambda}^{+\infty} - \frac{9n^2\lambda^2}{(3n-1)^2} = \frac{3n\lambda^{3n}}{(3n-2)\lambda^{3n-2}} - \frac{9n^2\lambda^2}{(3n-1)^2} = \\ &= \frac{3n\lambda^2}{(3n-2)} - \frac{9n^2\lambda^2}{(3n-1)^2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D[\hat{\lambda}(\vec{X})] &= D\left[\frac{3n-1}{3n} Y\right] = \frac{(3n-1)^2}{9n^2} \left(\frac{3n\lambda^2}{(3n-2)} - \frac{9n^2\lambda^2}{(3n-1)^2} \right) = \\ &= \frac{\lambda^2(3n-1)^2}{3n(3n-2)} - \lambda^2 = \frac{\lambda^2(9n^2-6n)}{(9n^2-6n)} + \frac{\lambda^2}{9n^2-6n} - \lambda^2 = \frac{\lambda^2}{9n^2-6n} \end{aligned}$$

Количество информации по Фишеру в первом испытании:

$$\begin{aligned} I_0(\lambda) &= M\left\{\left[\frac{\partial \ln f_X(X, \lambda)}{\partial \lambda}\right]^2\right\} = M\left\{\left[\frac{\partial \ln\left(\frac{3\lambda^3}{X^4}\right)}{\partial \lambda}\right]^2\right\} = \\ &= M\left\{\left[\frac{2(\ln 3 + 3\ln \lambda - 4\lambda X)}{\partial \lambda}\right]^2\right\} = M\left[\left(\frac{3}{\lambda}\right)^2\right] = \frac{9}{\lambda^2} \end{aligned}$$

Количество информации в n испытаниях:

$$I(\lambda) = n I_0(\lambda) = \frac{9n}{\lambda^2}$$

Показатель эффективности:

$$e(\hat{\lambda}) = \frac{1}{I(\lambda) D[\hat{\lambda}]} = \frac{1}{\frac{9n}{\lambda^2} \cdot \frac{\lambda^2}{9n^2-6n}} = \frac{9n^2-6n}{9n} \neq 1$$

Оценка коэфф. по Р.К

Ответ: да; нет

②

Дано

$$X \sim N(m, \sigma^2)$$

$$\sigma^2 = 4$$

$$\gamma = 0.9$$

$$n = 16$$

$$\bar{X} = 3.52$$

$$S^2(\bar{X}) = 1.21$$

Найти

довер. интервал

Решение

Для решения этой задачи нужно использовать центральную статистику:

$$T(\bar{X}, m) = \frac{m - \bar{X}}{\sigma} \sqrt{n}$$

] g -функция плотности распределения статистики. Выберем $\alpha_1, \alpha_2 > 0$ такие, что $\alpha_1 + \alpha_2 = 1 - \gamma$. В соответствии со свойствами непрерывных случайных величин можно записать:

$$\gamma = \{u_{\alpha_1} < g(\bar{X}, m) < u_{1-\alpha_2}\},$$

где $u_{\alpha_1}, u_{1-\alpha_2}$ - квантили соотв. уровней нормального распределения.

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \frac{1-\gamma}{2}, \text{ поэтому } u_{\alpha_2} = u_{1-\frac{1-\gamma}{2}} = u_{\frac{1+\gamma}{2}}.$$

В силу симметричности плотности норм. распределения:

$$u_{\alpha_1} = -u_{\alpha_2} = -u_{\frac{1+\gamma}{2}}$$

Таким образом:

$$\gamma = P\left\{-u_{\frac{1+\gamma}{2}} < \frac{m - \bar{X}}{\sigma} \sqrt{n} < u_{\frac{1+\gamma}{2}}\right\}$$

$$\gamma = P\left\{\bar{X} - \frac{\sigma u_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{n}} < m < \bar{X} + \frac{\sigma u_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{n}}\right\}$$

$$\underline{m}(\bar{X}) = \bar{X} - \frac{\sigma u_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{n}} = \bar{X} - \frac{\sigma u_{0.95}}{\sqrt{n}} \overset{\text{таблица квантилей}}{=} 3.52 - \frac{2 \cdot 2.1199}{4} \approx 2.46$$

$$\overline{m}(\bar{X}) = \bar{X} + \frac{\sigma u_{0.95}}{\sqrt{n}} = 3.52 + \frac{2 \cdot 2.1199}{4} \approx 4.57995$$

Ответ: (2.46, 4.57995).