

Рубежный контроль №1
по математической статистике

Мирзоян Сергей Азатович

ИЧ7-65Б 14.05.2020г.

общее количество испытаний в работе: 2
№1

U -непр. сл. вел. $f_U(u) = \frac{2\lambda^2}{u^3}$, $u \geq \lambda$, где $\lambda > 0$, $u \geq \lambda$ непрерывно. Для оценки λ : $\hat{\lambda}(\vec{U}) = \frac{2n-1}{2n} \min_{k=1, n} \{U_k\}$

а) смещенная?

б) эффективная или по Rao-Крамеру?

Решение:

$$\begin{aligned} \text{а) } F_U(u) &= \int_{\lambda}^u \frac{2\lambda^2}{u^3} du = 2\lambda^2 \int_{\lambda}^u \frac{du}{u^3} = 2\lambda^2 \left(-\frac{1}{2u^2} + \frac{1}{2\lambda^2} \right) = 1 \\ &= 1 - \frac{\lambda^2}{u^2} \end{aligned}$$

$$Y = \min U$$

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= 1 - \prod_{i=1}^n (1 - F_U(y)) = 1 - \left(1 - \frac{\lambda^2}{y^2} \right)^n \\ F_Y(y) &= 1 - \left(1 - \frac{\lambda^2}{y^2} \right)^n \end{aligned}$$

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \frac{d}{dy} \left(1 - \left(1 - \frac{\lambda^2}{y^2} \right)^n \right) = \frac{n\lambda^{2n}}{y^{2n+1}}$$

$$M[Y] = \int_{\lambda}^{\infty} y \cdot \frac{n\lambda^{2n}}{y^{2n+1}} dy = n\lambda^{2n} \int_{\lambda}^{\infty} \frac{1}{y^{2n}} dy = \frac{n\lambda^{2n}}{y^{2n-1}(2n-1)} \Big|_{\lambda}^{\infty} = \frac{\lambda}{2n-1} \neq \lambda \Rightarrow \text{смещенная}$$

$$\text{б) } e(\hat{\lambda}) = \frac{1}{I(\lambda)D[\hat{\lambda}]} = 1$$

$$I(\lambda) = M \left\{ \left[\frac{d}{d\lambda} \ln \frac{2\lambda^2}{u^3} \right]^2 \right\} = M \left\{ \left[-\frac{3}{\lambda} \right]^2 \right\} = \frac{9}{\lambda^2}$$

$$\begin{aligned} D[\hat{\lambda}] &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left(\frac{2n-1}{2n} \min\{U_k\} \right)^2 = \frac{1}{n} \left(\frac{2n-1}{2n} \right)^2 \sum_{k=1}^n (\min\{U_k\})^2 = \frac{1}{n} \left(\frac{2n-1}{2n} \right)^2 \cdot n \cdot (\min\{U_k\})^2 \\ &= \left(\frac{2n-1}{2n} \min\{U_k\} \right)^2 - \left(\frac{2n-1}{2n} \min\{U_k\} \right)^2 = 0 \end{aligned}$$

Ответ: а) смещенная, б) -

$X \sim N(m, \sigma^2)$, m и σ^2 — неизвестны.

$\gamma = 0.99$, $n = 11$, $\bar{x} = 4.32$, $S^2(\bar{x}) = 2.25$.

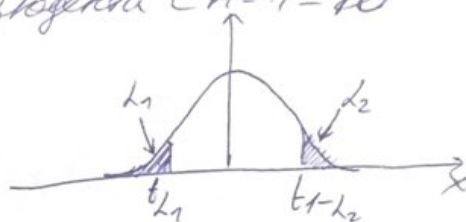
Построить доверительный интервал для m .

Решение:

$\gamma = P\{t_{L_1} < T(\bar{X}, m) < t_{1-L_2}\}$, где t_{L_1}, t_{1-L_2} — квантили соотв. уровней риска α студента с $n-1=10$

используемая статистика:

$$\frac{n-\bar{X}}{S(\bar{x}_n)} \sqrt{n} \sim St(n-1)$$



$$L_1 = L_2 = \frac{1-\gamma}{2}$$

$$\gamma = P\left\{-t_{\frac{1+\gamma}{2}} < \frac{m-\bar{X}}{S(\bar{x}_n)} \sqrt{n} < t_{\frac{1+\gamma}{2}}\right\}$$

$$\gamma = P\left\{\bar{x} - \frac{S(\bar{x}_n)}{\sqrt{n}} t_{\frac{1+\gamma}{2}} < m < \bar{x} + \frac{S(\bar{x}_n)}{\sqrt{n}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}\right\}$$

$$\underline{m} = \bar{x} - \frac{S(\bar{x}_n)}{\sqrt{n}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}, \quad \frac{1+\gamma}{2} = \frac{1+0.99}{2} = 0.995$$

$$\bar{m} = \bar{x} + \frac{S(\bar{x}_n)}{\sqrt{n}} t_{\frac{1+\gamma}{2}}$$

$$t_{0.995} = t_{0.005} = 3.1693$$

$$\frac{S(\bar{x}_n) \cdot t_{\frac{1+\gamma}{2}}}{\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{2.25} \cdot 3.1693}{\sqrt{11}} \approx 1.4305$$

$$\underline{m} = 4.32 - 1.43 = 2.89$$

$$\bar{m} = 5.75$$

Ответ: $m = 2.89$, $\bar{m} = 5.75$