

Пример $\{\pi(\lambda)\}_{\lambda>0}$

$$\ell_x(\lambda) = -\lambda + k \log \lambda - c(x)$$

Сравнение оценок

Для $\{U[0, \theta]\}_{\theta>0}$ $\hat{\theta}_n = X_{(n)}$

$$\theta_n^*: g(x) = x^k, \quad \overline{X^k} = EX_1^k = \int_0^\theta t^k \frac{1}{\theta} dt = \frac{\theta^k}{k+1}$$

$$\theta_n^* = \sqrt[k]{(k+1)\overline{X^k}} - \text{континуум сильн. сост. оценок}$$

СРЕДНЕКВАДРАТИЧЕСКАЯ ПОТЕРЯ $\delta_{\theta_n^*}(\theta) = E_\theta(\theta_n^* - \theta)^2$

Оценка θ_n^* ЛУЧШЕ оценки $\hat{\theta}_n$, если $\delta_{\theta_n^*}(\theta) \leq \delta_{\hat{\theta}_n}(\theta)$

Одожи $\theta_n^* < \hat{\theta}_n$

Оценка θ_n^* **НЕСМЕЩЕННАЯ**, если $E_\theta \theta_n^* = \theta$

Замечание Для несмещ. оценок $S_{\theta_n^*}(\theta) = D\theta_n^*$

СМЕЩЕНИЕ смещенной оценки $\theta_n^* - b_n(\theta)$: $E\theta_n^* = \theta + b_n(\theta)$

Пример $\{U[0, \theta]\}_{\theta>0}$, $\theta_n^* = 2\bar{X}$ - несмещенная

$$\begin{aligned} \delta_{\theta_n^*}(\theta) &= D(2\bar{X}) = \frac{4}{n^2} D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{4}{n} DX_1 = \frac{4}{n} (EX_1^2 - (EX_1)^2) = \\ &= \frac{4}{n} \cdot \frac{\theta^2}{12} = \frac{\theta^2}{3n} = O\left(\frac{1}{n}\right) \end{aligned}$$

Замечание Аддитивные оценки несмещены

Пример $\{U[0, \theta]\}_{\theta>0}$, $\hat{\theta}_n = \max X_i$

$$\begin{aligned} E(\max X_i - \theta)^2 &= \int_0^\theta (t - \theta)^2 \frac{nt^{n-1}}{\theta^n} dt = \frac{n}{\theta^n} \left(\frac{\theta^{n+2}}{n+2} - \frac{2\theta^{n+2}}{n+1} + \frac{\theta^{n+2}}{n} \right) \\ &= n\theta^2 \left(\frac{1}{n+2} - \frac{2}{n+1} + \frac{1}{n} \right) = \frac{2\theta^2}{(n+1)(n+2)} = O\left(\frac{1}{n^2}\right) \end{aligned}$$

$$\left(P(X_{(n)} < t) = \left(\frac{t}{\theta}\right)^n \Rightarrow f_{X_{(n)}}(t) = \frac{nt^{n-1}}{\theta^n} \right)$$

Т.о. для $\{U[0, \theta]\}_{\theta>0}$ $\hat{\theta}_n < \theta_n^*$

Напом $E f(x) = \int \dots \int f(\vec{z}) \varphi_{\vec{z}}(\theta) \lambda^n d\vec{z}$

$$\delta_{\theta_n^*}(\theta) = \int \dots \int \left(\sqrt[k]{(k+1) \frac{1}{n} \sum z_i^k} - \theta \right) \varphi_{\vec{z}}(\theta) \lambda^n d\vec{z}$$

Асимптотически нормальные оценки

θ_n^* - АНО, если $\sqrt{n}(\theta_n^* - \theta) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \chi \in N(0, \delta(\theta))$, $\delta(\theta)$ - КОЭФФИЦИЕНТ РАССЕЙВАНИЯ
 Т.е. $\frac{\sqrt{n}(\theta_n^* - \theta)}{\delta(\theta)} \Rightarrow \chi \in N(0, 1)$

$$\overline{g(x)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(x_i) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}g(x_1) \neq \theta$$

$$\sqrt{n}(\overline{g(x)} - \mathbb{E}g(x_1)) = \frac{\sum (g(x_i) - \mathbb{E}g(x_1))}{\sqrt{\mathbb{D}g(x)}\sqrt{n}} \Rightarrow \chi \in N(0, 1)$$

Пример $\{U[0, \theta]\}_{\theta > 0}$

$$\theta_n^* = 2\bar{X} \text{ - АНО}$$

$$\hat{\theta}_n = X_{(n)} \quad \sqrt{n}(X_{(n)} - \theta)$$

$$1 \equiv P(\sqrt{n}(X_{(n)} - \theta) < 0) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{2} \quad \parallel \quad \chi \in N(0, 1), \quad P(\chi < 0)$$

Т.е. $\hat{\theta}_n$ - не АНО

Теорема о суперпозиции

$$\left| \begin{array}{l} \theta_n^* \text{ - АНО, } \delta(\theta) > 0 \in C(\Theta) \\ H(t) \in C^1(\text{supp } \theta_n^*), \quad H'(t) \neq 0 \quad \forall t \in \text{supp } \theta_n^* \end{array} \right. \\ \Rightarrow \tilde{\theta}_n^* = H(\theta_n^*) \text{ - АНО, } \quad \tilde{\delta} = |H'(\theta)| \delta(\theta)$$

$$\Delta\text{-во} \quad \sqrt{n}(H(\theta_n^*) - H(\theta)) = H'(\tilde{\theta}_n^*)(\theta_n^* - \theta)\sqrt{n} = \frac{H'(\tilde{\theta}_n^*)}{H'(\theta)} \underbrace{H'(\theta)(\theta_n^* - \theta)\sqrt{n}}_{\Rightarrow N(0, |H'(\theta)|\delta(\theta))}$$

$\xrightarrow{n \rightarrow \infty} \xrightarrow{p} c$

$$\text{Лемма} \quad \left| \begin{array}{l} \theta_n^* \text{ - АНО} \\ \text{упр} \end{array} \right. \Rightarrow \theta_n^* \text{ - состоятельная}$$

Т.о. по т. Слущ \blacksquare