

Статистика Теор 9/3 и 2

① $X_1, \dots, X_n \sim U(0, \theta)$. Будут проверять верные св-ва

② $\hat{\theta} = 2\bar{X}$

Несмещённость: $E\hat{\theta} = (E \sum_{i=1}^n X_i) \cdot \frac{2}{n} = \cancel{\frac{2}{n}} \cdot \frac{2}{n}$
 $= 2EX_i = \theta$

Состоятельность:

~~Следует из следств. следств.~~ Следует из следств. следств.

Сильн. сост-ть: $\bar{X}_n \xrightarrow{н.к.} \frac{\theta}{2}$ по УЗСЧ.

$2\bar{X}_n \xrightarrow{н.к.} \theta$ при $n \rightarrow \infty$

$$(1.2) \quad \bar{X} + X_{(n)}/2 = \hat{\theta}$$

× Несмещённость: $E\hat{\theta} = E\bar{X} + E X_{(n)}/2 = \frac{\theta}{2} + \frac{n\theta}{(n+1) \cdot 2} \neq \theta$

Состоятельность: из сильн. сост.

Сильн. сост.: $\begin{array}{l} \bar{X} \xrightarrow{n.n.} \frac{\theta}{2} \\ X_{(n)} \xrightarrow{n.n.} \theta \end{array} \quad \Bigg| \Rightarrow \bar{X} + \frac{X_{(n)}}{2} \rightarrow \theta$

Скорость н.н. экв. $\sup_{k \geq n} |X_{(k)} - \theta| \xrightarrow{P} 0$

$= \sup_{k \geq n} (\theta - X_{(k)}) = \theta - X_{(n)}$

$\xrightarrow{P} 0$

, сок-ко на n-ре

$$(1.3) \quad \hat{\theta} = (n+1) \cdot X_{(1)}$$

Несмещённость: $E\hat{\theta} = (n+1) \cdot \frac{\theta}{n+1} = \theta$

* Состоятельность:

$$\begin{aligned} P(|(n+1) \cdot X_{(1)} - \theta| \geq \varepsilon) &= P((n+1) X_{(1)} < \theta - \varepsilon) \\ &= P\left(X_{(1)} < \frac{\theta - \varepsilon}{n+1}\right) = \int_0^{\frac{\theta - \varepsilon}{n+1}} \frac{n}{\theta} \left(\frac{\theta - x}{\theta}\right)^{n-1} dx = \\ &= 1 - \left(1 - \frac{\theta - \varepsilon}{(n+1)\theta}\right)^n \rightarrow 1 - e^{-\left(1 - \frac{\varepsilon}{\theta}\right)} \end{aligned}$$

* ~~Сильно~~ состоят (складываются из несостоятельности)

$$(14) \quad \hat{\Theta} = X_{(1)} + X_{(n)}$$

Несмещённость $EX_{(1)} + EX_{(n)} = \frac{\Theta}{n+1} + n \frac{\Theta}{n+1} = \Theta$

Состоятельность: (из сильк. сост)

Сильн. сост-ть: $\hat{\Theta} = X_{(1)} + X_{(n)} \xrightarrow{w.p.1} \Theta$

\downarrow н.н. \downarrow н.н.
 0 Θ

$$\textcircled{1.5} \quad \hat{\theta}^n = \frac{n+1}{n} X_{(n)}$$

Несмещённость

$$E\hat{\theta}^n = \frac{n+1}{n} \cdot \frac{n}{n+1} \theta = \theta$$

Состоятельность

$$\begin{aligned} P\left(X_{(n)} \cdot \frac{n+1}{n} < \theta - \varepsilon\right) &= P\left(X_n < \frac{n(\theta - \varepsilon)}{n+1}\right) = \\ &= \left(\frac{n(\theta - \varepsilon)}{(n+1)\theta}\right)^n = \left(1 - \frac{\varepsilon}{\theta}\right)^n \cdot C^n \rightarrow 0 \end{aligned}$$

$$0 < C < 1$$

Сильн. сост.: Аналог-ко $\textcircled{1.2}$

ч/з СЧР и монотонность

② $\hat{\theta}_n$ - А.К.О. θ с А.р. $\sigma^2(\theta)$

Φ/π_6 $\hat{\theta}_n$ - сост. оп. θ

по опреф. А.К.О. $\hat{\theta} - \theta \xrightarrow{d} \frac{Z}{\sqrt{n}}$, где $Z \sim N(0, \sigma^2)$

по л. Слуг. $\frac{1}{\sqrt{n}} \xrightarrow{P} 0 \Rightarrow \hat{\theta} - \theta \xrightarrow{d} 0$
const \Rightarrow

$\hat{\theta} \xrightarrow{d} \theta \Rightarrow$

$\hat{\theta} \xrightarrow{P} \theta \Rightarrow$ сост. опреф.

③ $\int z(x) = \frac{1}{x} \ln \frac{1}{x}$ - несп. р.тто.

$(\bar{X})^{-1}$ - АС. норм. оц. θ // т.к. \bar{X} - АС. норм. оц. θ^2
с А.р. θ^2
с А.р. $(-\frac{1}{\theta^2})\theta^{-2}(-\frac{1}{\theta^2}) = \theta^2$
но 4 пт
EX:

Тогда по теор. о Дельта-методе:

$\bar{X} \ln \bar{X}$ - АС. норм. оц. $\frac{1}{\theta} \ln \frac{1}{\theta}$

$$\begin{aligned} \text{с А.р. } \theta^2 \cdot (z'(\theta))^2 &= \theta^2 \cdot \left(-\frac{1}{x^2} \ln \frac{1}{x} + \frac{1}{x} \cdot x \cdot \left(-\frac{1}{x^2} \right) \right)^2 \\ &= \theta^2 \left(-\theta^{-2} \ln \frac{1}{\theta} + \theta^{-2} \right)^2 = \left(\theta^2 (1 + \ln \theta^{-1})^2 \right) \end{aligned}$$

ИСПРАВЛЕНО

~4

по ЦРР

$$\begin{pmatrix} \bar{x} \\ \bar{x^2} \end{pmatrix} - \text{А.Н.О.} \begin{pmatrix} EX_1 \\ EX_1^2 \end{pmatrix}$$

Примером Дельта-метод $\tau \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} = x_2 - x_1^2$

$$\tau \begin{pmatrix} \bar{x} \\ \bar{x^2} \end{pmatrix} = \bar{x^2} - (\bar{x})^2 = S^2 - \text{А.Н.О.} EX_1^2 - (EX_1)^2 = S^2$$

Пример $\Sigma(0) = \begin{pmatrix} DX_1 & \text{cov}(x_1, x_1^2) \\ \text{cov}(x_1, x_1^2) & DX_1^2 \end{pmatrix} - \text{исходная сущ-сть, т.к. } EX_1^k$
 $- \text{корректировка (при } k \leq 4)$

с А.ф. $= (-2EX_1 \quad 1) \Sigma \begin{pmatrix} -2EX_1 \\ 1 \end{pmatrix}$
 $DX_1^2 = EX_1^4 - (EX_1^2)^2$

$$\Rightarrow 4EX_1^2 (EX_1^2 - EX_1^2) - 4EX_1 (EX_1^3 - EX_1 EX_1^2) + (EX_1^4 - EX_1^2)^2 =$$

$$\Rightarrow 8EX_1^2 EX_1^2 - 4EX_1^4 - 4EX_1 EX_1^3 + EX_1^4 - EX_1^2$$

ДЕЛЬТА МЕТОД ПРИМЕНЯЮТ, т.к. τ - корр. густота-м

(н5)

$$T = \frac{(\overline{x^2})^2}{4 \overline{|x|}^3} = f\left(\frac{a}{b}\right) \Big|_{\substack{a=\overline{|x|} \\ b=\overline{x^2}}}$$

ИСПРАВЛЕНО

$$f\left(\frac{a}{b}\right) = \frac{b^2}{4a^3}$$

ДЕЛЬТА-МЕТОД
ПРИМЕНИМ, Т.К.
НЕ ЧР. РИПР.
ПРЧ $a > 0$

ЭТОГО ДОСТАТОЧНО,
Т.К. $\overline{|x|} > 0$

Заметим $E|x_1| = \int_{-\infty}^{\infty} |x| \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{|x|}{\theta}} dx =$

$$= \int_0^{\infty} \frac{x}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx = +\theta \int_0^{\infty} \frac{x}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} \left(+ \frac{1}{\theta} dx \right) =$$

$$= \theta \int_0^{\infty} x e^{-x} dx = \theta \cdot x \cdot (-e^{-x}) \Big|_0^{\infty} - \theta \int_0^{\infty} 1(-e^{-x}) dx =$$

$$= \theta \int_0^{\infty} e^{-x} dx = \theta (-e^{-x}) \Big|_0^{\infty} = \theta e^{-x} \Big|_0^{\infty} = \theta$$

$E x_1^2 = 2\theta^2$, по общей формуле $E|x_1|^k = k! \theta^k$
(АК-ное рон-во)

Тогда поскольку $\left(\frac{\overline{|x|}}{\overline{x^2}}\right)$ - А.К.О. $\begin{pmatrix} E|x_1| \\ E x^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta \\ 2\theta^2 \end{pmatrix}$, то

$f\left(\frac{\overline{|x|}}{\overline{x^2}}\right) = T$ - А.К.О. $f\left(\frac{\theta}{2\theta^2}\right) = \frac{4\theta^4}{4\theta^3} = \theta$, ч.т.д.

ЭТО БЫЛО ЗАДЕСЬ ТАКЖЕ

①

$$E(\theta) = \left(\begin{array}{c} E|X|^2 - (E|X|)^2 \\ \text{equals} \end{array} \frac{E(|X| - E|X|)(|X|^2 - E|X|^2)}{E|X|^4 - (E|X|^2)^2} \right)$$

$$\begin{cases} E|X| = 0 \\ E|X|^2 = EX^2 = 2\theta^2 \Rightarrow D|X| = \theta^2 \end{cases}$$

$$\begin{cases} E|X|^2 = E|X|^3 = 3!\theta^3 = 6\theta^3 \\ \text{cov} \left\{ \begin{array}{l} -2E|X|E|X|^2 = -2\theta \cdot 2\theta^2 = -4\theta^3 \\ + E|X|E|X|^3 = \theta \cdot 2\theta^2 = 2\theta^3 \end{array} \right. \Rightarrow \text{cov} = 4\theta^3 \end{cases}$$

$$\begin{cases} E|X|^4 = 24\theta^4 \\ E|X|^2 = 2\theta^2 \Rightarrow D|X|^2 = 20 \cdot \theta^4 \end{cases}$$

②

$$\frac{\partial f}{\partial b} = \frac{b}{2\theta^2} \quad \frac{\partial f}{\partial a} = \frac{b^2}{4} \cdot (-3) \cdot a^{-4}$$

представим $\begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta \\ 2\theta^2 \end{pmatrix} \Rightarrow \frac{\partial f}{\partial a} = -3$

Итого

Аргументы:

$$\frac{\partial f}{\partial b} = \frac{1}{\theta}$$

$$\begin{pmatrix} -3 & \frac{1}{\theta} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta^2 & 4\theta^3 \\ 4\theta^3 & 20\theta^4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -3 \\ \frac{1}{\theta} \end{pmatrix} = 9\theta^2 - 2 \cdot 3 \cdot 4\theta^3 \cdot \frac{1}{\theta} + 20\theta^2$$

$$= 5\theta^2$$

Acronis

$$\textcircled{N(0)} \quad \text{No } 4\pi T$$

$$\sqrt{4} (z - E_z) \xrightarrow{d} N(0, 6^2)$$

$$\text{константа } z = 2\bar{x}, \quad E_z = 0$$

$$\sqrt{4} (2\bar{x} - 0) \xrightarrow{d} N(0, 6^2)$$

\Rightarrow no sup. A.H.O. ; $2\bar{x}$ - A.H.O. \ominus