

Лемма 2

Выборочные моменты и их свойства

$$X_1, \dots, X_n \sim F(x, \theta)$$

Опр: k -ым начальным выборочным моментом назыв. $\hat{\mu}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k=1, 2, \dots$

$\hat{\mu}_1 = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ назыв. выборочный средний

Опр: k -ым центральным выб. моментом назыв. $\hat{\nu}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, k=2, 3, \dots$

$\hat{\nu}_2 = S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ назыв. выб. дисперсия

Пусть $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$ соотв. распредел. $F(x, y, \theta)$

Опр: $\hat{k}_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$ назыв. выб. ковариация

Опр: $\hat{\rho}_{xy} = \frac{\hat{k}_{xy}}{\sqrt{s_x^2 s_y^2}}$ назыв. выб. коэфф. корреляции

Выборочные моменты (свойства)

$$1) E \hat{\mu}_k = E \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E X_i^k = E X_1^k = \mu_k$$

$$E \bar{x} = m_{x_1}$$

$$2) D \hat{\mu}_k = D \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D X_i^k = \frac{1}{n} D X_1^k = \frac{1}{n} (E X_1^{2k} - (E X_1^k)^2) = \frac{1}{n} (\mu_{2k} - \mu_k^2)$$

$$D \bar{x} = \frac{\sigma_{x_1}^2}{n}$$

$$3) \text{По ЦБЧ: } \hat{\mu}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{н.н.}} E \hat{\mu}_k = \mu_k$$

$$4) \text{По ЦБЧ: } \hat{\nu}_k \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{н.н.}} \nu_k$$

$$5) \text{По ЦПТ } \frac{\hat{\mu}_k - \mu_k}{\sqrt{\frac{\mu_{2k} - \mu_k^2}{n}}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \mathcal{U}, \mathcal{U} \sim N(0; 1)$$

$$\frac{\sqrt{n}(\bar{x} - m_{x_1})}{\sigma} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \mathcal{U}$$

$$6) E \sigma^2 = E \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2 \text{ (не смещенная)}$$
$$= \frac{1}{n} \sigma^2 \text{ (смещенная)}$$

$$7) E_{\hat{K}_{xy}} = \frac{n-1}{n} \text{cov}(x, y)$$

Опр: оценкой $\hat{\theta}$ параметра θ назыв. ф-ция $\hat{\theta} = T(x_1, \dots, x_n)$, не зависящая от θ

Пример: $\hat{m} = \frac{2x_2 + 5x_5 + 10x_{10}}{3}$ является оценкой для среднего роста (смещённая)

Опр: оценка $\hat{\theta}$ назыв. несмещённой оценкой парам. θ , если $E\hat{\theta} = \theta, \forall \theta \in \Theta$

Опр: оценка $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ назыв. асимптотической несмещённой оценкой θ , если $\lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta}(x_1, \dots, x_n) = \theta$

$$\tilde{s}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$
 — несмещённая (исправленная) выборочная дисперсия

Пример:

$$\left. \begin{aligned} \hat{M}_1 &= \frac{x_1 + x_2 + x_3}{3} \\ \hat{M}_2 &= \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{10} \\ \hat{M}_3 &= \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \end{aligned} \right\} \text{ несмещённые}$$

Опр: оценка $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n)$ назыв. состоятельной оценкой θ , если $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} \theta$
называет сильно состоятельной, если сходится п. н.
 $\hat{\theta}(x_1, \dots, x_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{п. н.} \theta$

Опр: Пусть $\hat{\theta}$ — несл. оценка парам. θ . Если $D\hat{\theta} \leq D\theta^*$, где θ^* — любая несл. оценка θ , то $\hat{\theta}$ назыв. эффективной оценкой парам. θ

R - эвристическая оценка

$$x_1, \dots, x_n \sim f(x, \theta), \theta \in \Theta \subset \mathbb{R}^1$$

назовем модель $(S, f(x, \theta))$ регулярной, если она удовлетворяет:

1) φ -на $f(x, \theta) = f(x_1, \dots, x_n, \theta) > 0 \quad \forall x \in S$ и супер. по θ

$$2) \frac{\partial}{\partial \theta} \int_S f(x, \theta) dx = \int_S \frac{\partial}{\partial \theta} f(x, \theta) dx$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \int_{\mathcal{S}} T(x) f(x, \theta) dx = \int_{\mathcal{S}} \frac{\partial}{\partial \theta} T(x) f(x, \theta) dx$$

Пусть $T(x) = T(x_1, \dots, x_n)$ - неслуч. оценка парам. θ

$$0 = \int_S \frac{\partial}{\partial \theta} f(x, \theta) dx$$

ловушка Натани

$$1 = \int_S \frac{\partial}{\partial \theta} T(x) f(x, \theta) dx$$

Опр: информация Фишера о параметре θ , содержащаяся в выборке x_1, \dots, x_n назыв. велич.

$$I_n(\theta) = E\left(\frac{\partial \ln f(x, \theta)}{\partial \theta}\right)^2 = \int_S \left(\frac{\partial \ln f(x, \theta)}{\partial \theta}\right)^2 f(x, \theta) dx$$

Теорема (кр-во Рао-Крамера)

Если $(S, f(x, \theta))$ - регулярная модель и $\hat{\theta}$ - неслуч. оц θ , то $D\hat{\theta} \geq \frac{1}{I_n(\theta)}$

Неравенство Коши-Буняковского

$$\left(\int \varphi_1(x) \varphi_2(x) dx \right)^2 \leq \int \varphi_1^2(x) dx \int \varphi_2^2(x) dx$$

$$1 = \int_S \frac{\partial}{\partial \theta} T(x) f(x, \theta) dx = \int T(x) \underbrace{\frac{\partial}{\partial \theta} f(x, \theta)}_{\ln f(x, \theta)} \frac{f(x, \theta)}{f(x, \theta)} dx =$$

$$= \int T(x) \frac{\partial \ln f(x, \theta)}{\partial \theta} f(x, \theta) dx \quad (\text{применим кр-во К-Б}) \quad \varphi_1(x) = (T(x) - \theta) \sqrt{f(x, \theta)}$$