

# Лекция 2 (от 9.09)

---

## Глава 2. Точечные оценки параметров

### 2.1. Статистики и оценки

Пусть  $(\mathcal{X}, \mathcal{B}_{\mathcal{X}}, \mathcal{P})$  — вероятностно-статистическая модель,  $\mathcal{P} = \{P_{\theta} \mid \theta \in \Theta\}$  — параметрическое семейство распределений.

Задача: оценить  $\theta$ .

Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из неизвестного распределения  $P \in \mathcal{P}$ .

**Определение:** Пусть  $(E, \mathcal{E})$  — измеримое пространство. Тогда измеримая функция  $S : \mathcal{X}^n \rightarrow E$  называется *статистикой*.

Если  $E = \Theta$ , то  $S(X)$  называется *оценкой*  $\theta$ .

#### Примеры статистик:

Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$  — действительная выборка, т. е.  $\mathcal{X} = \mathbb{R}$ .

1. Выборочные характеристики:

- $\overline{g(X)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(X_i)$  — *выборочная характеристика* функции  $g$  ( $g$  борелевская).
- $\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  — *выборочное среднее*.
- $\overline{X^k} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$  — *выборочный  $k$ -ый момент*.

2. Функции от выборочных характеристик (т.е.  $h(\overline{g_1(X)}, \dots, \overline{g_k(X)})$ ;  $h, g_i$  — борелевские):

- $g_1(x) = x^2, g_2(x) = x, h(x, y) = x - y^2$   
 $h(\overline{g_1(X)}, \overline{g_2(X)}) = \overline{X^2} - \overline{X}^2 = S^2$  — *выборочная дисперсия*.

**Утверждение:**  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2$ .

3. Порядковые статистики:

Упорядочим выборку по возрастанию:  $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$  — *вариационный ряд*.

$X_{(k)}$  —  $k$ -я *порядковая статистика*.

#### Пример:

$(X_1, X_2, X_3) = (2, 5, 1)$ .

$\overline{X} = 8/3$

---

$$\overline{X^2} = 10$$

$$S^2 = 10 - 64/9 = 26/9.$$

Вариационный ряд:  $(X_{(1)}, X_{(2)}, X_{(3)}) = (1, 2, 5)$ .

## 2.2. Свойства оценок

**Замечание:** для распределения  $P_\theta$  будем обозначать:  $E_\theta$  — матожидание,  $D_\theta$  — дисперсия,  $P_\theta$ -п.н.,  $d_\theta$ .

Пусть  $X = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из неизвестного распределения  $P \in \{P_\theta \mid \theta \in \Theta\}$ ,  $\Theta \in \mathbb{R}^d$ .

**Определение:** оценка  $\hat{\theta}$  называется *несмещенной оценкой*  $\tau(\theta)$ , если  $E_\theta \hat{\theta}(X) = \tau(\theta) \quad \forall \theta \in \Theta$ .

**Примеры:**

- $\hat{\theta}_1 = X_1$ ,  $\hat{\theta}_2 = \overline{X}$  — несмещенные оценки для  $\tau(\theta) = E_\theta X_1$ .
- $\mathcal{P} = \{Bern(\theta) \mid \theta \in (0, 1)\} : \overline{X}, X_1$  — несмещенные оценки  $\theta$ .
- $\mathcal{P} = \{Exp(\theta) \mid \theta > 0\} : \overline{X}, X_1$  — несмещенные оценки  $\frac{1}{\theta}$ .

## Асимптотические свойства

Пусть  $X = (X_1, \dots)$  — выборка неограниченного размера из  $P \in \{P_\theta \mid \theta \in \Theta\}$ ,  $\Theta \in \mathbb{R}^d$ .

**Определение:**

1. Оценка  $\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n)$  называется *состоятельной оценкой*  $\theta$ , если  $\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n) \xrightarrow{P_\theta} \theta \quad \forall \theta \in \Theta$ .
2. Оценка  $\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n)$  называется *сильно состоятельной оценкой*  $\theta$ , если  $\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n) \xrightarrow{P_\theta\text{-п.н.}} \theta \quad \forall \theta \in \Theta$ .
3. Оценка  $\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n)$  называется *асимптотически нормальной оценкой*  $\theta$ , если  $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n) - \theta) \xrightarrow{d_\theta} \mathcal{N}(0, \Sigma(\theta)) \quad \forall \theta \in \Theta$ , где  $\Sigma(\theta)$  — асимптотическая матрица ковариаций. Если  $d = 1$ , то  $\Sigma(\theta) = \sigma^2(\theta)$  — асимптотическая дисперсия.

**Смысл:**

1. *Состоятельность:* при больших  $n$  вероятность большого отклонения оценки  $\hat{\theta}_n$  от  $\theta$  мала, но нет численной характеристики степени отклонения.
2. *Асимпт. нормальность:* дает численную характеристику степени отклонения

Пусть  $\hat{\theta}_n$  — а. н. о.  $\theta$  с а. д.  $\sigma^2(\theta)$ . Тогда при больших  $n$   $\hat{\theta}_n \sim_{\text{прибл.}} \mathcal{N}\left(\theta, \frac{\sigma^2(\theta)}{n}\right)$ .

3. *Сильная состоятельность* важна тогда, когда данные поступают последовательно.

**Пример:** Пусть  $X_1, \dots, X_n$  — выборка из распределения Лапласа со сдвигом  $\theta$ .

$$p_\theta(x) = \frac{1}{2} e^{-|x-\theta|}. \quad E_\theta X_1 = \theta, D_\theta X_1 = 2.$$

УЗБЧ:  $\bar{X} \xrightarrow{P_{\theta}-\text{п.н.}} \theta \implies \bar{X} - (\text{сильно}) \text{ состоятельная оценка } \theta$ .

ЦПТ:  $\sqrt{n}(\bar{X} - \theta) \xrightarrow{d_{\theta}} \mathcal{N}(0, 2) \implies \bar{X} \sim_{\text{прибл.}} \mathcal{N}(\theta, \frac{2}{n})$ . По свойствам нормального распределения, с вероятностью  $> 0.99$ :

$$\begin{aligned} \theta - 3\sqrt{\frac{2}{n}} < \bar{X} < \theta + 3\sqrt{\frac{2}{n}} \\ \bar{X} - 3\sqrt{\frac{2}{n}} < \theta < \bar{X} + 3\sqrt{\frac{2}{n}} \end{aligned}$$

(доверительный интервал).

Пусть  $n = 200, \bar{X} = 1$ . Тогда неравенство имеет вид

$$0.7 < \theta < 1.3$$

(реализация доверительного интервала).

**Утверждение:**

Сильная состоятельность

Состоятельность

Асимпт. нормальность

Других следствий нет.

**Утверждение:** Пусть  $X_1, \dots, X_n$  — выборка, т. ч.  $E_{\theta}|X_1|^{2k} < +\infty$ . Тогда  $\bar{X}^k$  — несмещенная сильно состоятельная асимптотически нормальная оценка  $E_{\theta}X^k$ .

## 2.3 Наследование свойств

**Цель:** получить оценку для  $\tau(\theta)$ , обладающие некоторым свойством, если имеется оценка для  $\psi(\theta)$  с тем же свойством.

**Теорема** (о наследовании сходимостей): Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}, \xi$  — случайные векторы размерности  $d$ . Тогда:

1. Если  $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$  и  $h: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}^k$ , т. ч.  $h$  непрерывна на  $B: P(\xi \in B) = 1$ . Тогда  $h(\xi_n) \xrightarrow{P} h(\xi)$ .
2. Аналогично для сходимости п. н.
3. Если  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$  и  $h: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}^k$  непрерывна, то  $h(\xi_n) \xrightarrow{d} h(\xi)$ .

**Пример:** Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$  — н.о.р.с.в., т.ч.  $E\xi_1 = a \neq 0, D\xi_n$  ограничена.

Из ЗБЧ:  $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} a, S_n = \sum \xi_i$ . Рассмотрим  $h(x) = 1/x$  и применим теорему:

$$h\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{n}{S_n} \xrightarrow{P} h(a) = \frac{1}{a}.$$

**Утверждение:** Пусть  $\hat{\theta}$  — (сильно) состоятельная оценка  $\theta$ . Пусть  $\tau$  непрерывна на  $\Theta$ . Тогда  $\tau(\hat{\theta})$  — (сильно) состоятельная оценка  $\tau(\theta)$ .

**Замечание:** Условие непрерывности на  $\Theta$  нельзя ослабить.

**Теорема:** (лемма Slutsky)

Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$ ,  $\{\eta_n, n \in \mathbb{N}\}$ ,  $\xi$  — случайные величины,  $C \in \mathbb{R}$ . Пусть  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$ ,  $\eta_n \xrightarrow{d} C$ . Тогда  $\xi_n + \eta_n \xrightarrow{d} \xi + C$ ,  
 $\xi_n \cdot \eta_n \xrightarrow{d} \xi C$ .

**Теорема:** (о производной)

Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$ ,  $\xi$  — случайные векторы размерности  $d$ , т.ч.  $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$ ,  $h : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}^k$  непрерывно дифференцируема в точке  $a \in \mathbb{R}^d$ ,  
 $\{b_n\} : b_n > 0, b_n \rightarrow 0$  — числовая последовательность. Тогда

$$\frac{h(a + \xi_n b_n) - h(a)}{b_n} \xrightarrow{d} \left. \frac{\partial h}{\partial x} \right|_a \cdot \xi,$$

где  $\left. \frac{\partial h}{\partial x} \right|_a$  — матрица Якоби функции  $h$  в точке  $a$ .

**Док-во** ( $d = 1$ ) :

Определим функцию  $H(x) = \begin{cases} \frac{h(x+a) - h(a)}{x}, & \text{если } x \neq 0 \\ h'(a), & \text{если } x = 0 \end{cases}$ .

Функция  $H$  непрерывна в нуле. Тогда по лемме Slutsky  $\xi_n b_n \xrightarrow{d} \xi \cdot 0 = 0 \implies \xi_n b_n \xrightarrow{p} 0$ . Применим теорему о наследовании сходимостей:

$$\begin{aligned} H(\xi_n b_n) &= \frac{h(\xi_n b_n + a) - h(a)}{\xi_n b_n} \xrightarrow{p} H(0) = h'(a) \implies \\ &\implies \frac{h(\xi_n b_n + a) - h(a)}{\xi_n b_n} \xrightarrow{d} h'(a). \end{aligned}$$

Применим еще раз лемму Slutsky:

$$\xi_n H(\xi_n b_n) \xrightarrow{d} h'(a) \xi.$$

Следовательно,  $\frac{h(\xi_n b_n + a) - h(a)}{b_n} \xrightarrow{d} h'(a) \quad \square$ .

**Пример:** Пусть  $\{\xi_n, n \in \mathbb{N}\}$  — н.о.р.с.в, т.ч.  $E\xi_1 = a \neq 0$ ,  $D\xi_1 = \sigma^2$ .

$$\sqrt{n} \left( \frac{n}{S_n} - \frac{1}{a} \right) \xrightarrow{d} ?$$

$$\triangle \text{ ЦПТ: } \sqrt{n} \left( \frac{S_n}{n} - a \right) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2).$$

Воспользуемся теоремой о производной с  $\xi_n = \sqrt{n} \left( \frac{S_n}{n} - a \right)$ ,  
 $\xi \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ ,  $h(x) = \frac{1}{x}$ ,  $b_n = \frac{1}{\sqrt{n}}$  :

$$\begin{aligned} \frac{h(\xi_n b_n + a) - h(a)}{b_n} &= \sqrt{n} \left[ h \left( a + \left( \frac{S_n}{n} - a \right) \right) - h(a) \right] = \sqrt{n} \left( \frac{n}{S_n} - \frac{1}{a} \right) \xrightarrow{d} \\ &\xrightarrow{d} \xi \cdot \left. \left( \frac{1}{x} \right) \right|_a = -\xi \cdot \frac{1}{a^2} \sim \mathcal{N} \left( 0, \frac{\sigma^2}{a^4} \right) \quad \square. \end{aligned}$$

**Замечание:** Если мы рассмотрим  $\xi_n$  как выборку  $(X_1, X_2, \dots)$ , то  $1/\overline{X}$  — а. н. о. для  $1/a$  с асимптотической дисперсией  $\sigma^2/a^4$ .