

# Точечные оценки и их свойства

Грауэр Л.В.

# Статистика

$\xi$  — генеральная совокупность с ф.р.  $F_\xi(x; \theta)$

$\theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$  — неизвестные параметры

$X_{[n]} = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из  $\xi$

Статистикой *будем называть любую функцию, зависящую только от наблюдений.*

# Точечные оценки

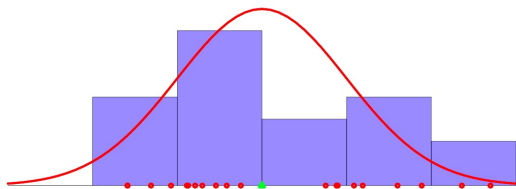
Пусть  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ .

Точечной оценкой *неизвестного параметра или числовой характеристики  $\theta$  распределения* называется статистика  $\hat{\theta}(X_{[n]})$ , *приблизленно равная  $\theta$ .*

# Пример

$\xi \sim N(a, \sigma)$ ,  $a$  неизвестно

$X_{[n]} = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из  $\xi$

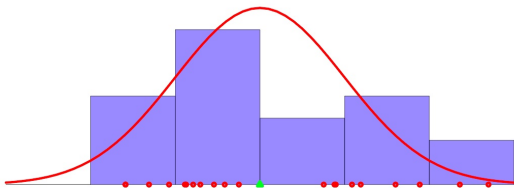


# Пример

$\xi \sim N(a, \sigma)$ ,  $a$  неизвестно

$X_{[n]} = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из  $\xi$

Возможные оценки параметра  $a$

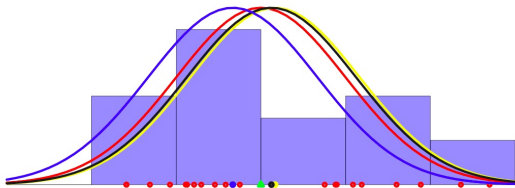


# Пример

$\xi \sim N(a, \sigma)$ ,  $a$  неизвестно

$X_{[n]} = (X_1, \dots, X_n)$  — выборка из  $\xi$

Возможные оценки параметра  $a$



# Свойства точечных оценок

$$\xi, F_\xi(x, \theta), X_{[n]} = (X_1, \dots, X_n)$$

$$\hat{\theta}_n \sim \theta$$

# Свойства точечных оценок

Несмещенность

Состоятельность

Эффективность

Асимптотическая нормальность

Робастность



# Несмещенность.

Пусть параметр  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ .

Говорят, что оценка  $\hat{\theta}(X_{[n]})$  является несмещенной оценкой параметра  $\theta$ , если

$$E\hat{\theta}(X_{[n]}) = \theta$$

для любого  $\theta \in \Theta$ .

# Несмещенность.

Пусть параметр  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ .

Говорят, что оценка  $\hat{\theta}(X_{[n]})$  является несмещенной оценкой параметра  $\theta$ , если

$$E\hat{\theta}(X_{[n]}) = \theta$$

для любого  $\theta \in \Theta$ .

Говорят, что оценка  $\hat{\theta}(X_{[n]})$  является асимптотически несмещенной оценкой параметра  $\theta$ , если

$$E\hat{\theta}(X_{[n]}) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \theta$$

для любого  $\theta \in \Theta$ .

Пусть

$\hat{\theta}_A$  и  $\hat{\theta}_B$  — точечные оценки  $\theta$  из центров  $A$  и  $B$ :

$$E\hat{\theta}_A = E\hat{\theta}_B = \theta$$

$$D(\hat{\theta}_i) = E(\hat{\theta}_i - \theta)^2 = \sigma^2(\theta), i = A, B$$

Пусть

$\hat{\theta}_A$  и  $\hat{\theta}_B$  — точечные оценки  $\theta$  из центров  $A$  и  $B$ :

$$E\hat{\theta}_A = E\hat{\theta}_B = \theta$$

$$D(\hat{\theta}_i) = E(\hat{\theta}_i - \theta)^2 = \sigma^2(\theta), i = A, B$$

Рассмотрим новую оценку:

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{\theta}_A + \hat{\theta}_B}{2}$$

# Примеры

Рассмотрим выборочную дисперсию  $D^*$

# Примеры

Рассмотрим выборочную дисперсию  $D^*$

$D^*$  — смещенная оценка, однако  
асимптотически несмещенная:  $ED^* \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \sigma^2$ .

Рассмотрим **исправленную оценку дисперсии**:

$$s^2 = \frac{n}{n-1} D^* = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2,$$

$s^2$  — несмещенная оценка дисперсии.

Рассмотрим **исправленную оценку дисперсии**:

$$s^2 = \frac{n}{n-1} D^* = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2,$$

$s^2$  — несмещенная оценка дисперсии.

**Выборочное среднее**

$$E\bar{X} = E \left\{ \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \right\}$$



# Состоятельность

Пусть параметр  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ . Говорят, что оценка  $\hat{\theta}(X_{[n]})$  состоятельна, если

$$\hat{\theta}(X_{[n]}) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} \theta$$

для любого  $\theta \in \Theta$ .

Оценка  $\hat{\theta}(X_{[n]})$  называется *сильно состоятельной* оценкой параметра  $\theta$ , если

$$\hat{\theta}(X_{[n]}) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{п.н.}} \theta$$

для любого  $\theta \in \Theta$ .

# Пример

Рассмотрим выборочное среднее  $\bar{X}$

Пусть

существует  $E\xi^k$

$$a_k^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

Пусть

существует  $E(\xi - E\xi)^k$

$$\mu_k^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$$

# Эффективность

Рассмотрим класс оценок  $K = \{\hat{\theta}(X_{[n]})\}$  параметра  $\theta$ .

*Говорят, что оценка  $\theta^*(X_{[n]}) \in K$  является эффективной оценкой параметра  $\theta$  в классе  $K$ , если для любой другой оценки  $\hat{\theta} \in K$  имеет место неравенство:*

$$E(\theta^* - \theta)^2 \leq E(\hat{\theta} - \theta)^2$$

*для любого  $\theta \in \Theta$ .*

Рассмотрим случай, когда  $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$ .

Для любого  $y \in \mathbb{R}^m$  определим  $\alpha_y = (\theta, y) = \theta_1 y_1 + \dots + \theta_m y_m$ .

Тогда  $\alpha_y^* = (\theta^*, y)$  — оценка параметра  $\alpha_y$ .

*Оценка  $\theta^* \in K$  является эффективной оценкой параметра  $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$  в классе  $K$ , если для любой другой оценки  $\hat{\theta} \in K$  и любого  $y \in \mathbb{R}^m$  при любом допустимом значении  $\theta \in \Theta$  имеет место неравенство:*

$$E(\alpha_y^* - \alpha_y)^2 \leq E(\hat{\alpha}_y - \alpha_y)^2,$$

*где  $\hat{\alpha}_y = (\hat{\theta}, y)$ .*

Класс несмещенных оценок обозначим через

$$K_0 = \left\{ \hat{\theta}(X_{[n]}) : E\hat{\theta} = \theta, \forall \theta \in \Theta \right\}.$$

*Оценка  $\hat{\theta}$  эффективна в классе  $K_0$ , или просто эффективна, если  $D\tilde{\theta} - D\hat{\theta} \succeq 0$  (неотрицательно определенная матрица), где  $\tilde{\theta} \in K_0$  для любого  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}^k$ .*

### Теорема

Пусть несмещенные оценки  $\hat{\theta}_1$  и  $\hat{\theta}_2$  параметра  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$  являются эффективными, тогда оценки  $\hat{\theta}_1$  и  $\hat{\theta}_2$  почти наверное совпадают.

# Асимптотическая эффективность

Оценка  $\hat{\theta}$  называется асимптотически эффективной в классе  $K$  оценок параметра  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ , если

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \frac{E(\hat{\theta} - \theta)^2}{E(\tilde{\theta} - \theta)^2} \leq 1$$

для любого параметра  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$  и любой оценки  $\tilde{\theta} \in K$ .



# Асимптотическая нормальность

Пусть оценивается параметр  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ . Оценка  $\hat{\theta}$  называется асимптотически нормальной оценкой параметра  $\theta$  с коэффициентом рассеивания  $\sigma^2(\theta)$ , если

$$\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \zeta \sim N(0, \sigma(\theta)).$$

Для любого  $x \in \mathbb{R}$  имеет место сходимость:

$$P \left\{ \sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta) \leq x \right\} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(\theta)} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2(\theta)}} dy.$$

Пусть оценивается параметр  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}^m$ . Оценка  $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_m)$  называется асимптотически нормальной с матрицей рассеивания  $\Sigma(\theta)$ , если имеет место сходимость по распределению:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} \eta \sim N(0, \Sigma(\theta)).$$

# Пример

Рассмотрим выборочное среднее  $\bar{X}$

# Робастность

Робастность оценок в рамках “схемы засорения”

$$f(x, \theta) = (1 - \varepsilon)N(x, \theta, \sigma_1) + \varepsilon N(x, \theta, \sigma_2)$$

$$0 < \varepsilon < 1, \quad \sigma_2 \gg \sigma_1$$

$$N(x, \theta, \sigma_i) = \frac{1}{\sigma_i \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\theta)^2}{2\sigma_i^2}}$$

По  $X_{[n]}$  оценить  $\theta$

Рассмотрим оценки  $\bar{x}$  и  $x_{med}^*$

$$X[100] \propto 0.95N(x, 1, 1) + 0.05N(x, 1, 10)$$

