

Общий случай

4.3

продолж.

$X = (x_1, \dots, x_n) \sim P \in \mathcal{P}$, $\mathcal{P} = \{P_\theta | \theta \in \Theta\}$ - доп. сем-во с $p_\theta(x)$

$L_X(\theta) = \prod_{i=1}^n p_\theta(x_i)$ - ф-ция правдоподобия

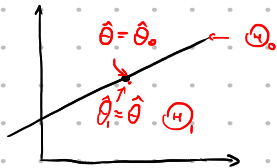
Рассмотрим гипотезы $H_0: \theta \in \Theta_0$ vs. $H_1: \theta \in \Theta_1$

статистика отнош. правд.: $\lambda(x) = 2 \log \frac{L_X(\hat{\theta}_1)}{L_X(\hat{\theta}_0)}$

где $\hat{\theta}_0, \hat{\theta}_1$ - ОМП пар-ра θ на Θ_0, Θ_1

Замечание: Обычно рассматривается случай $\mathcal{H} \subset \mathbb{R}^D$
 $\mathcal{H}_0 \cup \mathcal{H}_1 = \mathcal{H}$
 $\dim \mathcal{H}_0 = d < D$

Тогда ОМП $\hat{\theta}_1$ по мн-ву \mathcal{H}_1 совпадает с мод. ОМП $\hat{\theta}$



\Rightarrow статистика
$$\lambda(x) = 2 \log \frac{L_x(\hat{\theta})}{L_x(\hat{\theta}_0)} = 2 \log \frac{\sup_{\theta \in \mathcal{H}} L_x(\theta)}{\sup_{\theta \in \mathcal{H}_0} L_x(\theta)}$$

Теорема Пусть $\Theta \subset \mathbb{R}^d$ и $\Theta_0 = \{ \theta \in \Theta \mid \theta_{d+1} = \underline{\theta_{d+1}^0}, \dots, \theta_D = \underline{\theta_D^0} \}$

$\downarrow \quad \downarrow \quad \swarrow$
 известные константы

Тогда $\lambda(x) \xrightarrow{d_0} \chi_{D-d}^2$

Пример $\Theta = \mathbb{R}^5$ $H_0: \theta_4 = \theta_5 = 0$

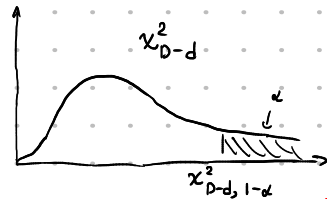
$\lambda(x) \xrightarrow{d_0} \chi_2^2$

$D=5$

$d=3$

\Rightarrow Критерий:

$$S = \{ \lambda(x) > \chi_{D-d, 1-\alpha}^2 \}$$



$\lambda(x)$ - большая $\Rightarrow L(\hat{\theta}) > L(\hat{\theta}_0) \Rightarrow$
 \Rightarrow ают лучше \Rightarrow отверг.

Замечание: при $\lambda(x) \approx 0 \Rightarrow L_x(\hat{\theta}_0) \approx L_x(\hat{\theta}) \Rightarrow$
 $\Rightarrow H_0$ правдоподобно

Непараметрический подход

Эмпирическое распределение

$X = (X_1, \dots, X_n) \sim P \in \mathcal{P}$, где $\mathcal{P} = \{\text{все распр.}\}$

Опр. Распр. \hat{P}_n наз-ся **эмпирическим распр.** по выборке X ,

если $\forall B \in \mathcal{B}_X : \hat{P}_n(B) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{I}\{X_i \in B\}$

CB-ва: 1) $\hat{P}_n(B)$ — слуг. величина, доля эл-тов X , попавших в B

2) \hat{P}_n — слуг. вер. мера

3) $n\hat{P}_n(B) \sim \text{Bin}(n, P(B)) \Rightarrow E \hat{P}_n(B) = P(B)$

$$D \hat{P}_n(B) = \frac{P(B)(1-P(B))}{n}$$

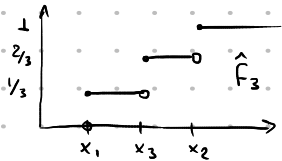
4) $\hat{P}_n(B) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} P(B)$

Рассмотрим $(\mathbb{R}, \beta(\mathbb{R}))$, тогда \hat{P}_n соотв. эмпирическая функция

Распр. (ЭФР) $\hat{F}_n(x) = \hat{P}_n((-\infty; x]) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I\{x_i \leq x\}$

Утв. $\hat{F}_n(x) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} F(x) \leftarrow$ ф.р. для P

Теорема Гливенко - Кантелли



Если F - ф.р. для P и $X = (X_1, \dots, X_n)$ - выборка из распр. P

то $D_n = \sup_{x \in \mathbb{R}} |\hat{F}_n(x) - F(x)| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

Замечание $D_n = \sup_{B \in \mathcal{A}} |\hat{P}_n(B) - P(B)|$, $\mathcal{A} = \{(-\infty; x] \mid x \in \mathbb{R}\}$

Обобщается на группы \mathcal{A} , напр $\mathcal{A} = \{ \text{все объединения инт } \leq k \text{ инт.} \}$
нельзя $\mathcal{A} = \{ \text{все конечные об. инт.} \}$

Теорема Вайнштейна - Червоненкиса

$$\sup_{B \in \mathcal{A}} |\hat{P}_n(B) - P(B)| \xrightarrow{n.n.} 0$$

\Leftrightarrow конечная VC-размерность \mathcal{A} при разбиении \mathbb{R}^d мн-ми из \mathcal{A}

Теорема Колмогорова - Смирнова

$$\sqrt{n} D_n \xrightarrow{d} \mathcal{J} \quad \mathcal{J} \sim \text{распр. Колмогорова}$$

+ F - непрерывная функция распр.

$$F_{\mathcal{J}}(x) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} (-1)^k e^{-2k^2 x^2} \mathbb{I}_{\{x \geq 0\}}$$

Вывод : скорость сходимости $n^{1/2}$

Метод подстановки

5.2

$$X = (X_1, \dots, X_n) \sim P \text{ с ф.р. } F$$

$\theta = G(P)$ — параметр, значение кот. хотим оценить
↑
функционал от распр.

$\hat{\theta} = G(\hat{P}_n)$ — оценка методом подстановки

Пример

$$1) \quad \theta = G(P) = E_P f(X_1) = \int_{\mathbb{R}} f(x) dF(x)$$

$$\hat{\theta} = G(\hat{P}) = E_{\hat{P}_n} f(X_1) = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\hat{F}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(x_i) = \overline{f(X)}$$

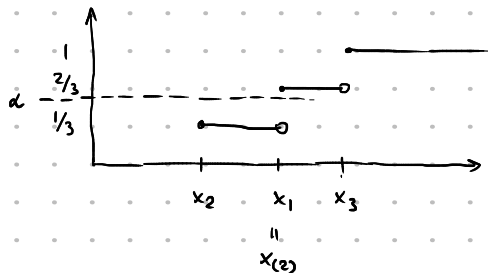
$$f(x) = x \Rightarrow \hat{\theta} = \bar{X}$$

Пример 2) $\theta = G(P) = D_P X_1 = E_P X_1^2 - (E_P X_1)^2$

$$\hat{\theta} = E_{\hat{P}_n} X_1^2 - E_{\hat{P}_n} X_1^2 = \bar{X}^2 - \bar{X}^2 = S$$

3) $\theta = G(P) = F^{-1}(\alpha) = \min \{x \mid F(x) \geq \alpha\}$

$$\hat{\theta} = G(\hat{P}_n) = \min \{x \mid \hat{F}_n(x) \geq \alpha\} = X_{(\lceil n\alpha \rceil)}$$



$$\alpha = 1/2$$

$$\lceil 3 \cdot 1/2 \rceil = 2$$