

Напом Теорема Неравенство Рао-Крамера

$$\sigma_{\theta_n^*}(\theta) \geq \frac{(1+b'(\theta))^2}{nI(\theta)} + b_n^2(\theta), \text{ где } I(\theta) = E(l'_{x_1}(\theta))^2$$

Оценка R-эффективна, если $\sigma_{\theta_n^*}(\theta) \geq \frac{(1+b'(\theta))^2}{nI(\theta)} + b_n^2(\theta)$

$$(E(\theta_n^* - E\theta_n^*) L'_X(\theta))^2 \leq D\theta_n^* \cdot nI(\theta)$$

$$(E\xi\eta)^2 = (E\xi)^2(E\eta)^2 \Leftrightarrow \eta = c\xi, \quad c \in \mathbb{R} \quad (\text{в т.ч. } 0)$$

Т.о. оценка R-эфф $\Leftrightarrow \theta^* \equiv \text{const}$

$$L'_X(\theta) = c(\theta) (\theta^* - E\theta^*)$$

Следствие (Критерий R-эффективности)

$$\theta_n^* \text{ R-эффективна } \Leftrightarrow L_X(\theta) = A_n(\theta) \cdot \theta_n^* + B_n(\theta) + S(X)$$

$$\hookrightarrow \varphi_X(\theta) = \exp \{ A_n(\theta) \theta_n^* + B_n(\theta) \} h(X)$$

\hookrightarrow как в т. Нейм-Фиш.
 $\varphi(\theta, \theta_n^*)$

Пример • $\{P_\lambda\}_{\lambda>0}$

$$\varphi_X(\lambda) = \prod \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{n\bar{X}} e^{-\lambda n}}{\prod x_i!} \cdot \frac{1}{\prod x_i!}$$

$$\hookrightarrow = e^{-\lambda n + n\bar{X} \log \lambda} \cdot \frac{1}{\prod x_i!}$$

\hookrightarrow оценка входит в показатель линейно

Т.о. \bar{X} — R-эфф

• $\{N_{\alpha,1}\}$

$$\varphi_X(\alpha) = c(X) \exp \left\{ -\frac{1}{2} n\bar{X} - n\alpha\bar{X} - \frac{1}{2} \alpha^2 n \right\}$$

\hookrightarrow входит линейно

\bar{X} — R-эфф.

• $\{E_\alpha\}_{\alpha>0}$

$$f_\alpha(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\varphi_X(\alpha) = e^{-\alpha n \hat{\alpha}_n} + n \log \alpha, \quad \hat{\alpha}_n = \frac{1}{\bar{X}}$$

Тут $\hat{\alpha}_n$ — эф. оценка, но не R-эф.

$$I(\lambda) = E(l'_{x_1}(\lambda))^2 \quad f_\lambda(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} \quad l_x(\lambda) = x \log \lambda - \lambda + c(x)$$

$$I(\lambda) = E\left(\frac{x_1 - \lambda}{\lambda}\right)^2 = \frac{1}{\lambda^2} E(x_1 - \lambda)^2 = \frac{Dx_1}{\lambda^2} = \frac{\lambda}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda}$$

$$E(\bar{X} - \lambda)^2 = D\bar{X} = \frac{1}{n}$$

Теорема | $\theta_n^* \in K_0$ — R -эффективна
 $\Rightarrow \theta_n^* = \hat{\theta}_n$ — ОМП

Л-во $\theta_n^* - R\text{-эф} \Rightarrow E(\theta_n^* - \theta)^2 = \frac{1}{nI(\theta)}$
 $\hookrightarrow E\theta_n^*$

Из г-ва т. о пер-ве Рау-Крамера знаем:

- $L'_x(\theta) = c(\theta)(\theta_n^* - E\theta_n^*)$
- $E(\theta_n^* - \theta)L'(\theta) = \frac{1}{nI(\theta)}$

Подставим первое во второе:

$$\frac{1}{nI(\theta)} = c(\theta) D\theta_n^* \Rightarrow c(\theta) > 0$$

Т.о. $L'_x(\theta) > 0$ при $\theta < \theta_n^*$, $L'_x(\theta) < 0$ при $\theta > \theta_n^*$

Т.е. $\theta_n^* = \arg \max L_x(\theta)$ — ОМП ■

Теорема | $\theta_n^* \in K_b$ — R -эффективна

$$\Rightarrow \sup_{\theta \in \Theta} |b'_n(\theta)| = o(1) \quad (\text{при } n \rightarrow \infty)$$

Л-во изр

Байесовский подход. Байесовские оценки

Изузали ф-ию потерь: $\delta_{\theta_n^*}(\theta) = E(\theta_n^* - \theta)^2$

Нижняя ожидающая ф-ия потерь в одном классе K_b — эффективная оценка

Идея Байеса — не искать минимум ф-ии потерь, а усреднять.

УСРЕДНЁННАЯ ФУНКЦИЯ ПОТЕРЬ

$$\delta_Q(\theta_n^*) = \int_{\Theta} \delta_{\theta_n^*}(t) Q(dt)$$

Q — конечная мера

Если Q - конечная мера, то без огр. обн. она вероятностная.

Обозн $\frac{dQ}{d\mu}(t) = q(t)$, где μ - σ -конечная мера на Θ

$q(t)$ - ПЛОТНОСТЬ ВЕРОЯТНОСТНОЙ МЕРЫ - АПРИОРНАЯ ПЛОТНОСТЬ

$$\frac{dQ}{d\mu} = q \Leftrightarrow Q(A) = \int_A q(t) \mu(dt).$$

① Q - вероятн. мера

\Rightarrow имеется адс. пер.

② $\frac{dQ}{d\mu}(t) = q(t)$

Начинаем док-во т. Байеса, сформулируем её по итогу.

$$\sigma_{\theta_n^*}(\theta) = E(\theta_n^* - \theta)^2 = \int_{\mathbb{X}^n} \int_{\tilde{\mathbb{X}} \in \mathbb{X}^n} (\theta_n^*(\tilde{\mathbb{X}}) - \theta)^2 \varphi_{\tilde{\mathbb{X}}}(\theta) \lambda^n(d\tilde{\mathbb{X}})$$

$$\sigma_Q(\theta_n^*) = \int_{\Theta} \left(\int_{\mathbb{X}^n} (\theta_n^*(\tilde{\mathbb{X}}) - t)^2 \varphi_{\tilde{\mathbb{X}}}(t) q(t) \lambda^n(d\tilde{\mathbb{X}}) \right) \mu(dt)$$

$\hookrightarrow := f(\tilde{\mathbb{X}}, t)$ - плотность, т.к.

$$\Omega := \Theta \times \mathbb{X}^n \quad \int_{\Omega} \int_{\mathbb{X}^n} f(\tilde{\mathbb{X}}, t) \lambda^n(d\tilde{\mathbb{X}}) \mu(dt)$$

По т. Фубини, т.к. подынт. ф-ия (плотность) неотрицательная, кратный интеграл \Leftrightarrow повторный.

$$\int_{\Omega} \int_{\mathbb{X}^n} f(\tilde{\mathbb{X}}, t) \lambda^n(d\tilde{\mathbb{X}}) \mu(dt) = 1 \quad - \text{действительно плотность}$$

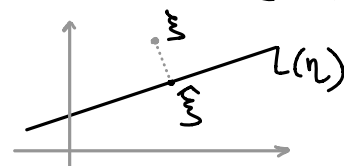
Т.о. $\sigma_Q(\theta_n^*) = \tilde{E}(\theta_n^* - \theta)^2$. В Ω и θ_n^* , и θ - случайные величины.

Сб-ва ортогональности

① $E(\xi - \hat{\xi})g(\eta) = 0$ - ТОЖДЕСТВО ОРТОПРОЕКЦИИ

② $\inf_{g \in L(\eta)} E(\xi - g(\eta))^2 = E(\xi - \hat{\xi})^2$, где $\hat{\xi} = E(\xi|\eta) = \hat{g}(\eta)$

$$L(\eta) = \{g(\eta) \mid E g^2(\eta) < \infty\}$$



БАЙЕСОВСКАЯ ОЦЕНКА - $\arg \min_{\theta^* \in L_2} \sigma_Q(\theta_n^* - \theta)^2 := \tilde{Q}_Q$

Теорема Байеса

Байесовская оценка существует и выписывается в явном виде