ТВиМС. Лекция (13.09.24)

 $F \in \mathbf{F}$ $F(x; \theta)$ F - known θ - unknown

Опр. Оценкой будем называть измеримую ф-ию наблюдений, значения которой принимаются в качестве "истинного" значения неизвестного нам параметра

$$T_n(x_1,\ldots,x_n)$$

с.в.
$$X=X(\omega)$$
 - измеримая ф-ия эл исх ω

$$\{\omega: X(\omega) \in A\}$$

- 1) Метод моментов (1894, Пирсон)
- 2) Метод макс. правдоподобия

$$\theta \in \mathbb{R}, \ \theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$$

$$\theta \in \mathbb{R}, \ \theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$$

$$\mu_j \theta = (\theta_1, \dots, \theta_m) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^j \ dF(x; \theta_1, \dots, \theta_m)$$

Есть выборка x_1, \ldots, x_n

$$m_j = 1/n \sum_{i=1}^n x_i^j$$

$$m_j = \mu_j(\theta_1, \dots, \theta_m) \ j = \overline{1, m}$$

$$f(x,\alpha,\lambda) = \frac{x^{a-1}}{\lambda^a r(a)} e^{x/\lambda}, x > 0 \\ E(x) = \int_0^\infty x f(x;\alpha,\lambda) = \lambda \frac{1}{\lambda} \int_0^\infty \frac{x^a}{r(a)\lambda^a} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx = \frac{\lambda r(a+1)}{r(a)} = \frac{\lambda a r(a)}{r(a)} = \lambda a$$

$$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i; \theta) = L_x(\theta)$$

X- неизв $f(x;\theta)$

$$L_x(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$

$$l_x(\theta) = \sum_{i=1}^{n-1} \ln f(x_i; \theta)$$

$$\frac{dl_x(\theta)}{d\theta} = \sum_{i=1}^n \frac{f'_{\theta}(x_i;\theta)}{f(x_i;\theta)} = 0$$

Распределение Бернулли:

$$P(X = x_i) = \Theta^x (1 - \Theta)^{1-x}, \ 0 < \Theta < 1, \ x = 0, 1$$

$$L_x(\theta) = \prod_{i=1}^n \theta^{x_i} (1-\theta)^{1-x_i}$$

$$l_x(\theta) = m \ln \theta + (m-n) \ln(1-\theta)$$

$$l_x(\theta) = m \ln \theta - (m-n) \ln(1-\theta)$$

$$l'x(\theta) = \frac{m}{\theta} - \frac{n-m}{1-\theta} = 0$$

$$f(x;\theta) = \begin{cases} e^{-(x-\theta)}, & x > \theta \\ 0, & x \le \theta \end{cases}$$

$$L_x(\theta) = \prod_{i=1}^n e^{-(x-\theta)}$$

$$x_1, \dots, x_n \to \delta(x_1, \dots, x_n)$$

ТУТ ЧТО-ТО БЫЛО ПРОСПАНО

$$\begin{split} & X \in N(\theta,\sigma^2) \quad (\theta,\sigma^2) - \text{неизв} \\ & \bar{\sigma}^2 = \delta^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \\ & E(\delta^2) = \frac{1}{n} E(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2) = (x_i - a - (\bar{x} - a))^2 = E\left((x_1 - \bar{x})^2\right) = E\left((x_1 - a - (\bar{x} - a))^2 = x_1 \right) \\ & = E((x_1 - a)^2) + E((\bar{x} - a)^2) - 2E((x_1 - a)(\bar{x} - a)) \\ & = \sigma^2 - \frac{\sigma^2}{n} = \sigma^2(1 - 1/n) = \sigma^2 \frac{n-1}{n} = E(s^2) \mid \frac{n}{n-1} \\ & s_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \\ & P(X = j) = 1/\theta \quad P(X \le k) = k/\theta \\ & j = 1, \dots, \theta \\ & \max(X_1, \dots, X_n) = X_n^{(n)} \\ & P(X_n^{(n)} \le k) = P(\bigcap_{j=1}^n (X_j \le k)) = P(X_n^{(n)} = k) = P((X_n^{(n)} \le k) - (X_n^{(n)} \le k - 1)) \\ & = P((X_n^{(n)} \le k) - P((X_n^{(n)} \le k - 1)) = \frac{k^n - (k-1)^n}{\theta} \end{split}$$