Теория вероятностей и математическая статистика Лектор А.А. Лобузов

Семестр 6 Лекция 6

Точечные оценки функций параметров

Пусть $\mathbf{X} = (X_1, X_2, ..., X_N)$ – случайная выборка

из распределения $F(x, \mathbf{\theta}), \ \mathbf{\theta} = (\theta_1, ..., \theta_r),$

$$au(m{\theta}) = (au_1(m{\theta}_1,...,m{\theta}_r),...,m{\tau}_l(m{\theta}_1,...,m{\theta}_r))$$
 – функция параметров $m{\theta}_1,...,m{\theta}_r$.

Статистика $\tilde{\tau}_N(\theta; \mathbf{X}) = (\tilde{\tau}_1(\theta; \mathbf{X}), ..., \tilde{\tau}_r(\theta; \mathbf{X}))$

– несмещенная оценка функции $au(m{ heta})$, если $\mathbf{M}_{m{ heta}} ilde{ au}_N(m{ heta};\mathbf{X})\!=\!m{ au}(m{ heta})$.

Статистика $\tilde{\tau}_{N}(\theta; \mathbf{X}) = (\tilde{\tau}_{1}(\theta; \mathbf{X}), ..., \tilde{\tau}_{r}(\theta; \mathbf{X}))$

– асимптотически несмещенная оценка функции $\tau(\theta)$,

если $\mathbf{M}_{\mathbf{\theta}} \tilde{\boldsymbol{\tau}}_{N}(\mathbf{\theta}; \mathbf{X}) \xrightarrow[N \to \infty]{} \boldsymbol{\tau}(\mathbf{\theta})$.

Статистика $\tilde{\tau}_{N}(\boldsymbol{\theta};\mathbf{X}) = (\tilde{\tau}_{1}(\boldsymbol{\theta};\mathbf{X}),...,\tilde{\tau}_{r}(\boldsymbol{\theta};\mathbf{X}))$ – состоятельная оценка

функции $\tau(\mathbf{\theta})$, если $\tilde{\tau}_N(\mathbf{\theta}; \mathbf{X}) \xrightarrow{P} \tau(\mathbf{\theta})$,

т.е.
$$P(|\tilde{\pmb{\tau}}_N(\pmb{\theta};\mathbf{X}) - \pmb{\tau}(\pmb{\theta})| < \mathcal{E})$$
 — 1 для любого $\mathcal{E} > 0$

т.е.
$$P(|\tilde{\boldsymbol{\tau}}_N\left(\boldsymbol{\theta};\mathbf{X}\right)-\boldsymbol{\tau}\left(\boldsymbol{\theta}\right)|<\mathcal{E})$$
 — $N\to\infty$ 1 для любого $\mathcal{E}>0$ или $P(|\tilde{\boldsymbol{\tau}}_N\left(\boldsymbol{\theta};\mathbf{X}\right)-\boldsymbol{\tau}\left(\boldsymbol{\theta}\right)|\geq\mathcal{E})$ — $N\to\infty$ 0 для любого $\mathcal{E}>0$.

Статистика $\pmb{ au}_N^*\left(\pmb{ heta}; \mathbf{X}\right) = \left(au_1^*\left(\pmb{ heta}; \mathbf{X}\right), ..., au_r^*\left(\pmb{ heta}; \mathbf{X}\right)\right)$ – оптимальная оценка

функции au(heta) в классе оценок \mathcal{E} , если

$$\mathbf{D}_{\boldsymbol{\theta}} \boldsymbol{\tau}_{N}^{*}(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{X}) = \inf \{ \mathbf{D}_{\boldsymbol{\theta}} \tilde{\boldsymbol{\tau}}_{N}(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{X}), \, \tilde{\boldsymbol{\tau}}_{N}(\boldsymbol{\theta}) \in \mathcal{C} \}.$$

Пример.

Пусть $\mathbf{X} = (X_1, X_2, ..., X_N)$ выборка из показательного распределения

с плотностью
$$f_{\xi}(x;\lambda) = \begin{cases} e^{-\lambda x}, x \in [0,+\infty); \\ 0, x \in (-\infty,0); \end{cases} \lambda > 0.$$

Найдем оценку функции $\tau(\lambda) = \frac{1}{2}$. Так как $\mathbf{M}\xi = \frac{1}{2} = \tau(\lambda)$,

то в качестве оценки $\tau(\lambda)$ можно взять выборочное среднее $\tilde{\tau}(\lambda) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} X_{i}$.

Метод получения точечных оценок Метод моментов

Пусть $\mathbf{X} = (X_1, X_2, ..., X_N)$ — случайная выборка объёма N из распределения с.в. ξ с ф.р. $F(x, \theta_1, ..., \theta_r)$. Моменты распределения зависят от параметров $\theta_1, ..., \theta_r$

$$\mu_{\mathbf{l}} = \mu_{\mathbf{l}}(\theta_{\mathbf{l}}, \dots, \theta_{r}),$$

• • •

$$\mu_k = \mu_k(\theta_1, ..., \theta_r),$$

•••

$$\mu_r = \mu_r(\theta_1, ..., \theta_r).$$

Получаем систему из r уравнений с r неизвестными.

Если найти выражения $\theta_k = g_k(\mu_1, ..., \mu_r), k = 1, ..., r$,

то получим оценки параметров $\theta_1, \dots, \theta_r$ по методу моментов

$$\tilde{\theta}_k(X_1, X_2, ..., X_N) = g_k(\overline{\mu}_1, ..., \overline{\mu}_r), k = 1, ..., r,$$
 где

$$\overline{\mu}_k(X_1, X_2, ..., X_N) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_j^k$$

Пример 1а. Геометрическое распределение

Пусть $\mathbf{X} = (X_1, X_2, ..., X_N)$ — случайная выборка объёма N из геометрического распределения с параметром θ :

$$P(X_j = k) = (1 - \theta)^k \theta, k = 0, 1, ...$$

Математическое ожидание $\mu_1 = \frac{1-\theta}{\theta}$.

Выражаем
$$\theta$$
 через μ_1 : $\theta = \frac{1}{1 + \mu_1}$.

Получаем оценку θ по методу моментов

$$\tilde{\theta}(X_1, X_2, ..., X_N) = \frac{1}{1 + \overline{\mu}_1} = \frac{N}{N + \sum_{j=1}^{N} X_j}$$

Метод максимального правдоподобия

Пусть $\mathbf{X} = (X_1, X_2, ..., X_N)$ — случайная выборка объёма N из распределения с.в. ξ с ф.р. $F(x, \mathbf{\theta})$, $\mathbf{\theta} = (\theta_1, ..., \theta_r)$.

Пусть

$$f(x, \mathbf{\theta}) = \begin{cases} f(x, \mathbf{\theta}) - \text{плотность, если } \xi - \text{непрерывная с.в.} \\ \mathbf{P}_{\mathbf{\theta}}(\xi = x), \text{ если } \xi - \text{дискретная с.в.} \end{cases}$$

Функция правдоподобия

$$L(\mathbf{X}, \mathbf{\theta}) = \prod_{j=1}^{N} f(X_j, \mathbf{\theta})$$

Функция правдоподобия

$$L(x_1, x_2, ..., x_N, \mathbf{\theta}) = \begin{cases} \prod_{j=1}^N f(x_j, \mathbf{\theta}), ecnu \ \xi - \text{непрерывная c.в.} \\ \prod_{j=1}^N \mathbf{P}_{\mathbf{\theta}}(\xi = x_j), ecnu \ \xi - \text{дискретная c.в.} \end{cases}$$

Логарифмическая функция правдоподобия:

$$\ln L(\mathbf{X}, \mathbf{\theta}) = \sum_{j=1}^{N} \ln f(X_j, \mathbf{\theta})$$
$$\ln L(x_1, x_2, ..., x_N, \mathbf{\theta}) = \sum_{j=1}^{N} \ln f(x_j, \mathbf{\theta})$$

Оценка максимального правдоподобия:

$$\tilde{\mathbf{\theta}} = (\tilde{\theta}_1, ..., \tilde{\theta}_r) = \operatorname{arg\,max}(\ln L(x_1, x_2, ..., x_N, \theta_1, ..., \theta_r))$$

 $\tilde{\mathbf{\theta}} = (\tilde{\theta}_1, ..., \tilde{\theta}_r) -$ удовлетворяют системе уравнений

$$\begin{cases} \frac{\partial}{\partial \theta_k} \ln L(x_1, x_2, ..., x_N, \theta_1, ..., \theta_r) = 0\\ k = 1, ..., r \end{cases}$$

Пример 16. Геометрическое распределение

Пусть $\mathbf{X} = (X_1, X_2, ..., X_N)$ — случайная выборка объёма N из геометрического распределения с параметром θ :

$$P(X_j = k) = (1 - \theta)^k \theta, k = 0, 1, ...$$

Найдем функцию правдоподобия

$$L(x_1, x_2, ..., x_N, \theta) = \prod_{j=1}^{N} (1-\theta)^{x_j} \theta = \theta^N (1-\theta)^{\sum x_j}$$

$$\ln L(x_1, x_2, ..., x_N, \theta) = N \ln \theta + (\sum_{j=1}^{N} x_j) \ln(1-\theta)$$

$$\ln L(x_1, x_2, ..., x_N, \theta) = N(\ln \theta + \overline{\mu}_1 \ln(1-\theta))$$

$$\frac{d}{d\theta} \ln L(\mathbf{x}, \theta) = N(\frac{1}{\theta} - \frac{\overline{\mu}_1}{1 - \theta}) = 0,$$

где
$$\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_N), \overline{\mu}_1(x_1, x_2, ..., x_N) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N x_j$$
.

Находим оценку максимального правдоподобия параметра heta

$$\tilde{\theta}(x_1, x_2, ..., x_N) = \frac{1}{1 + \overline{\mu}_1} = \frac{N}{N + \sum_{j=1}^{N} x_j}$$