

Лекция 6

Метод максимального правдоподобия

Пусть закон распределения СВ X известен с точностью до неизвестных параметров $\theta_1, \dots, \theta_k$. Если СВ X , порождающая выборку $\{X_1, \dots, X_n\}$, является дискретной, то пусть

$$(1) \quad P(x; \theta_1, \dots, \theta_k) = P\{X=x\}, \quad x \in \mathcal{X},$$

где \mathcal{X} -множество всех возможных значений СВ X . Если СВ X является непрерывной и имеет плотность распределения $f(x)$, то пусть

$$(2) \quad P(x; \theta_1, \dots, \theta_k) = f(x), \quad x \in \mathcal{X}.$$

(Правые части равенств (1) и (2) назовем правдоподобием выборки $\{X_1, \dots, X_n\}$ подаваемое функцией

Определение 1 Правдоподобие выборки $\{X_1, \dots, X_n\}$ подаваемое функцией

$$(3) \quad L_n(\theta_1, \dots, \theta_k; X_1, \dots, X_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i; \theta_1, \dots, \theta_k),$$

которое при $X_1=x_1, \dots, X_n=x_n$ и фиксированных $\theta_1, \dots, \theta_k$ в непрерывном случае совпадает со значением n -мерной плотности распределения системы независимых СВ X_1, \dots, X_n , а в дискретном — со значением вероятности события $\{X_1=x_1, \dots, X_n=x_n\}$.

Определение 2. Пусть $\{X_1, \dots, X_n\}$ — би-
борка из распределений, зависящих
от параметров $\Theta_1, \dots, \Theta_k$. Пусть $h(x_1, \dots, x_n)$
— искажающая модельного максимизируя
функции правдоподобия (3) (на ско-
рости возвращения значений $\Theta_1, \dots, \Theta_k$) при
фиксированных $X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n$;

$$h(x_1, \dots, x_n) = \begin{pmatrix} h_1(x_1, \dots, x_n) \\ \vdots \\ h_k(x_1, \dots, x_n) \end{pmatrix}$$

— k -мерная искажающая модель в проекции на
параметров $\Theta_1, \dots, \Theta_k$. Обозначим

$$\hat{\Theta}_1 = h_1(X_1, \dots, X_n)$$

$$\vdots \quad \vdots \quad \vdots$$

$$\hat{\Theta}_k = h_k(X_1, \dots, X_n)$$

называемую оценкой модельного
правдоподобия параметров $\Theta_1, \dots, \Theta_k$.

Таким образом, в механическом
множестве распределение оценки искажа-
ющей модели правдоподобие сводится
к множеству искажающей модели модельного
максимизируя функции k -мерных.

$$L_n(\hat{\Theta}_1, \dots, \hat{\Theta}_k; x_1, \dots, x_n) = \max_{\substack{\text{по всем} \\ \text{возможным} \\ \text{значениям} \\ \Theta_1, \dots, \Theta_k}} L_n(\Theta_1, \dots, \Theta_k; x_1, \dots, x_n)$$

Пример 1 Методом максим. правдоподобие найти максим. оценку $\hat{\theta}$ параметра θ распределения Бернoulli:

X	0	1
P	$1-\theta$	θ

Образок $[0; 1]$ - множество допустимых значений параметра θ

Числ:

$$P(x, \theta) = P\{X=x\} = \begin{cases} \theta, & \text{если } x=1, \\ 1-\theta, & \text{если } x=0. \end{cases}$$

Правдоподобие

$$L_n(\theta; x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n P(x_i, \theta) = \theta^k (1-\theta)^{n-k},$$

где k - число единиц среди x_1, \dots, x_n .
Найдем максимум $L_n(\theta; x_1, \dots, x_n)$ при фиксированных x_1, \dots, x_n :

$$\begin{aligned} \frac{\partial L_n}{\partial \theta} &= k\theta^{k-1}(1-\theta)^{n-k} + \theta^k(n-k)(1-\theta)^{n-k-1} \cdot (-1) = \\ &= \theta^{k-1}(1-\theta)^{n-k-1} (k(1-\theta) - \theta(n-k)) = \\ &= \theta^{k-1}(1-\theta)^{n-k-1} (k-n\theta); \end{aligned}$$

при $\theta \in (0, 1)$ $\frac{\partial L_n}{\partial \theta} = 0 \Leftrightarrow \theta = \frac{k}{n}$; будто,

что $\theta = \frac{k}{n}$ - это иск. максимум на $(0, 1)$.
Поскольку $L_n=0$ при $\theta=0$ и $\theta=1$, то

$\hat{\theta} = \frac{k}{n}$ - иск. оценка. Поскольку $k = x_1 + \dots + x_n$,
то окончательно

$$\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \text{ т.е. } \hat{\theta} = \overline{x}_n - \frac{\text{бесконечное}}{\text{среднее}}$$

- 4 -

Пример 2 Методом максима правдоподобие наименее оценку $\hat{\lambda}$ параметра λ показательного распределения с непрерывностью

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

промежуток $(0, +\infty)$ — множество возможных значений λ

Вспоминаем функцию правдоподобия

$$L_n(\lambda; x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n (\lambda e^{-\lambda x_i}) = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}.$$

Поскольку $L_n(\lambda; x_1, \dots, x_n) > 0$ на открытии определение, то вечно максимальная функция $L_n(\lambda; x_1, \dots, x_n)$ имеет некое максимальное значение $\ln L_n(\lambda; x_1, \dots, x_n)$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \lambda} \ln L_n(\lambda; x_1, \dots, x_n) &= \frac{\partial}{\partial \lambda} \left(n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i \right) = \\ &= n \cdot \frac{1}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i, \end{aligned}$$

как это чье чистое значение производной будем при $\lambda = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i}$ и это именно

место максимума.

Значит, исходная оценка

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i} = \frac{1}{\bar{x}_n}.$$

Пример 3 Внешность $\{X_1, \dots, X_n\}$ непоне-
женая СВ X , равномерное распре-
деление на отрезке $[\theta_1, \theta_2]$, т.е. нер-
авномерное распределение

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta_2 - \theta_1}, & x \in [\theta_1, \theta_2], \\ 0, & x \notin [\theta_1, \theta_2]. \end{cases}$$

Лема о том что максимум правдоподобия на-
личие оценки $\hat{\theta}_1$ и $\hat{\theta}_2$ неизвестных па-
раметров θ_1 и $\theta_2 > \theta_1$.

Внешность функции правдоподобия
(см. (3))

$$\begin{aligned} L_n(\theta_1, \theta_2; X_1, \dots, X_n) &= \prod_{i=1}^n f(\theta_1, \theta_2, X_i) = \\ &= \begin{cases} \left(\frac{1}{\theta_2 - \theta_1}\right)^n, & \text{если } X_1, \dots, X_n \in [\theta_1, \theta_2] \\ 0, & \text{если } \exists i \in \{1, 2, \dots, n\} X_i \notin [\theta_1, \theta_2] \end{cases} \end{aligned}$$

Замечание, что если $X_{(1)}, \dots, X_{(n)}$ — непреко-
бре смишанные, а $X_{(1)}, \dots, X_{(n)}$ — их соот-
вествующие ранжини, то всегда

$$L_n(\theta_1, \theta_2; X_1, X_2, \dots, X_n) \leq \underbrace{\left(\frac{1}{X_{(n)} - X_{(1)}}\right)^n}_{\text{Однозначное расп. } L_{\max}}.$$

Теперь замечание, что

$$\left. L_n(\theta_1, \theta_2; x_1, x_2, \dots, x_n) \right|_{\begin{array}{l} \theta_1 = x_{(1)} \\ \theta_2 = x_{(n)} \end{array}} = L_{\max}$$

Это означает, что исключение
однокасири дае θ_1 и θ_2 являются
смешанными

$$\hat{\theta}_1 = X_{(1)} \text{ и } \hat{\theta}_2 = X_{(n)}$$

Если реализующий вектор $\{X_1, \dots, X_n\}$
является нисходящим по числу
 (x_1, \dots, x_n) , то реализующий оценок
 $\hat{\theta}_1$ и $\hat{\theta}_2$ будут числа $x_{(1)}$ и $x_{(n)}$,
т.е.

$$x_{(1)} = \min(x_1, \dots, x_n), \quad x_{(n)} = \max(x_1, \dots, x_n).$$

В заключение, в качестве математического регулятора отметим (без доказательства), что при определенных условиях гладкости, налагающихся на функцию правдоподобие, оценки, полученные по методу максимального правдоподобия, являются всегда асимптотически несмещенными и состоящими из касаний.