

Delta 方法

★ 依概率有界:

定义: 称 X_n 依概率有界, 若 $\forall \varepsilon > 0$, 若存在常数 $B_\varepsilon > 0$ 及正整数 N_ε , 使得对任意 $n > N_\varepsilon$, 均有 $P(|X_n| \leq B_\varepsilon) \geq 1 - \varepsilon$ 。

注: 上式等价于 $P(|X_n| > B_\varepsilon) < \varepsilon$ 。

● 定理 1: $X_n \xrightarrow{D} X$, 则 X_n 依概率有界。

证明 (思考即可): 设 X 的分布函数为 $F_X(x)$, 由分布函数的性质知, $\forall \varepsilon > 0$,

$\exists \eta_1$ 使得 $\forall x \leq \eta_1$, 有 $F_X(x) < \frac{\varepsilon}{2}$,

同时也 $\exists \eta_2$ 使得 $\forall x \geq \eta_2$, 有 $F_X(x) > 1 - \frac{\varepsilon}{2}$,

故取 $\eta = \max(|\eta_1|, |\eta_2|)$, 于是有

$$P(|X| \leq \eta) = F_X(\eta) - F_X(-\eta - 0) \geq 1 - \frac{\varepsilon}{2} - \frac{\varepsilon}{2} = 1 - \varepsilon,$$

我们总是可取 $\pm\eta$ 为 $F_X(x)$ 的连续点, 即 $\pm\eta \in C_{F_X}$, 故

$$\begin{aligned} \lim_n P(|X_n| \leq \eta) &= \lim_n P(-\eta \leq X_n \leq \eta) = \lim_n [F_{X_n}(\eta) - F_{X_n}(-\eta - 0)] \\ &= F_X(\eta) - F_X(-\eta) \geq 1 - \varepsilon \end{aligned}$$

定理 2: 若 X_n 依概率有界, $Y_n \xrightarrow{P} 0$, 则 $X_n Y_n \xrightarrow{P} 0$ 。(思考)

● 记号:

$$Y_n = o_p(X_n) \Leftrightarrow \frac{Y_n}{X_n} \xrightarrow{P} 0$$

$$Y_n = O_p(X_n) \Leftrightarrow \frac{Y_n}{X_n} \text{ 依概率有界。}$$

注：若 $\sqrt{n}(X_n - \theta) \xrightarrow{D} N(0, \sigma^2)$ ，故由定理 1 知， $\sqrt{n}(X_n - \theta)$ 依概率有界，故 $\sqrt{n}(X_n - \theta) = O_p(1)$ ，从而有 $X_n - \theta = o_p(1)$ ，即 $X_n - \theta \xrightarrow{P} 0$ 。

定理 3: $Y_n = o_p(X_n)$ ，且 X_n 依概率有界，则 $Y_n \xrightarrow{P} 0$ 。

证明： $\forall 1 > \varepsilon > 0$ ，由于 X_n 依概率有界，故存在常数 $N_\varepsilon, B_\varepsilon > 0$ ，使得当 $n > N_\varepsilon$ 时，有 $P(|X_n| > B_\varepsilon) < \varepsilon$ 。因为 $Y_n = o_p(X_n)$ ，故

$$\begin{aligned} P(|Y_n| \geq \varepsilon) &= P(|Y_n| \geq \varepsilon, |X_n| > B_\varepsilon) + P(|Y_n| \geq \varepsilon, |X_n| \leq B_\varepsilon) \\ &\leq P(|X_n| > B_\varepsilon) + P\left(\left|\frac{Y_n}{X_n}\right| \geq \frac{\varepsilon}{B_\varepsilon}\right) \\ &\rightarrow 0 \end{aligned}$$

定理 4 (Delta Method)：随机变量序列 X_n 满足 $\sqrt{n}(X_n - \theta) \xrightarrow{D} N(0, \sigma^2)$ ， θ, σ^2 均为有限常数，若 $g'(\theta)$ 存在且取值不为零，则

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) \xrightarrow{D} N(0, [g'(\theta)]^2 \sigma^2)。$$

证明 (严格证明)：Taylor 展开

$$g(X_n) = g(\theta) + g'(\theta)(X_n - \theta) + o_p(X_n - \theta)$$

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) = g'(\theta)\sqrt{n}(X_n - \theta) + o_p(\sqrt{n}(X_n - \theta))$$

由于 $\sqrt{n}(X_n - \theta) \xrightarrow{D} N(0, \sigma^2)$ ，所以 $\sqrt{n}(X_n - \theta)$ 依概率有界，从而 $o_p(\sqrt{n}(X_n - \theta)) \xrightarrow{P} 0$

故有 Slutsky 定理知，

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\theta)) \xrightarrow{D} N(0, [g'(\theta)]^2 \sigma^2)$$

二阶 Delta 方法 (一维的，高维也有类似结果)：

若 $g'(\theta) = 0$ ，如何处理？

定理 5: 随机变量序列 X_n 满足 $\sqrt{n}(X_n - \theta) \xrightarrow{D} N(0, \sigma^2)$ θ, σ^2 均为有限常数, 若

$g'(\theta) = 0$ 且 $g''(\theta)$ 存在且不为零, 则 $n(g(X_n) - g(\theta)) \xrightarrow{D} \sigma^2 \frac{g''(\theta)}{2} \chi^2(1)$ 。这

里 $\chi^2(1)$ 为自由度为 1 的 χ^2 分布。