

- 教材[1]: 《Statistical Inference》2nd Edition, George Casella and Roger L. Berger, 2002.
- 参考书[0]: 《数理统计（第二版）》，韦来生 编著，科学出版社，2015
- 参考书[2]: 《高等数理统计（第二版）》，茆诗松 王静龙 濮小龙 编著，高等教育出版社，2006.
- 主讲内容: **【1】第10章 渐近评价**
 - ① 第一节 预备知识
 - ② 第二节 点估计
 - ③ 第三节 假设检验
 - ④ 第四节 区间估计

预备知识 三种收敛的回顾以及 Δ 方法

- **【0】定义2.5.1** 当样本容量 n 趋向无穷时，统计量的分布趋于一确定分布，则后者的分布称为**统计量的极限分布**，也常称为**大样本分布**。

注 当样本容量 n 充分大时，极限分布可作为统计量的近似分布。

- 研究统计量的极限分布的意义
 - ① 统计量的精确分布难求，提供了一种近似方法进行估计；
 - ② 统计量的精确分布可求但过于复杂，使用极限分布更方便；
 - ③ 有些统计推断方法的优良性本身在于研究极限性质。
- **【0】定义2.5.2** 当样本容量 $n \rightarrow \infty$ 时，一个统计量或统计推断方法的性质称为**大样本性质**（large sample properties）。当样本大小固定时，统计量或统计推断方法的性质称为**小样本性质**（small sample properties）。

注 大样本性质和小样本性质的差别不在于样本容量的大小，而在于样本容量 $n \rightarrow \infty$ 还是 n 固定时去考虑研究这个性质。

第1.1节 三种收敛的回顾

- **概率1收敛**(定义5.5.6) 称随机变量序列 $\{X_n\}$ 以概率1收敛(converge almost surely) 于随机变量 X , 如果对任意 $\epsilon > 0$, 都有

$$\mathbb{P}\left(\lim_{n \rightarrow +\infty} |X_n - X| < \epsilon\right) = 1.$$

记为 $X_n \xrightarrow{a.s.} X$.

- **依概率收敛**(定义5.5.1) 称随机变量序列 $\{X_n\}$ 依概率收敛(converge in probability)于随机变量 X , 如果对任意 $\epsilon > 0$, 都有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(|X_n - X| < \epsilon) = 1.$$

记为 $X_n \xrightarrow{P} X$ 或者 $X_n \xrightarrow{p} X$.

- **依分布收敛**(定义5.5.10) 称随机变量序列 $\{X_n\}$ 依分布收敛(converge in distribution)于随机变量 X , 如果对 $F_X(x)$ 的任意连续点 x , 都有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_{X_n}(x) = F_X(x).$$

记为 $X_n \xrightarrow{L} X$ 或者 $X_n \xrightarrow{d} X$.

注 三者强弱关系

$$\xrightarrow{a.s.} \Rightarrow \xrightarrow{P} \Rightarrow \xrightarrow{L}.$$

- 设随机变量序列 $\{X_n\}$ i.i.d., $\mathbb{E}X_i = \mu$, $\text{Var}(X_i) = \sigma^2$ 且 $\mu < \infty$, $0 < \sigma^2 < \infty$. 关于 $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 的

- ① Kolmogorov强大数定律;
- ② 弱大数定律;
- ③ Lindeberg中心极限定理.

Theorem (定理5.5.4)

设随机变量序列 $\{X_1, X_2, \dots\}$ 依概率收敛于随机变量 X , h 是一个连续函数, 则 $h(X_1), h(X_2), \dots$ 依概率收敛于随机变量 $h(X)$.

Example (1.1)

已知随机变量序列 $\{X_1, \dots, X_n\}$ 同分布, $\mathbb{E}X_i = \mu$, $\text{Var}(X_i) = \sigma^2$ 且 $\mu < \infty$, $0 < \sigma^2 < \infty$ 。设

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \begin{cases} c, & |i-j| = 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases},$$

这里 $c > 0$ 。问: $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 是否依概率收敛于 μ ?

Lemma (Slutsky 定理, 定理5.5.17)

令 $\{X_n\}$ 和 $\{Y_n\}$ 是两个随机变量序列, 满足当 $n \rightarrow \infty$ 时,
 $X_n \xrightarrow{L} X$, $Y_n \xrightarrow{P} c$ (c 为有限常数), 则有

- (1) $X_n \pm Y_n \xrightarrow{L} X \pm c$;
- (2) $X_n Y_n \xrightarrow{L} cX$;
- (3) $X_n / Y_n \xrightarrow{L} X / c (c \neq 0)$.

第1.2节 Δ 方法

- **【定义5.5.20】Taylor多项式** 如果函数 $g(x)$ 有 r 阶导函数, 即存在 $g^{(r)}(x) = \frac{d^r}{dx^r} g(x)$, 则对任意常数 a , $g(x)$ 在 a 附近的 r 阶Taylor多项式 (Taylor Polynomial of order r about a) 为

$$T_r(x) = \sum_{j=0}^r \frac{g^{(j)}(a)}{j!} (x-a)^j.$$

Theorem (Taylor定理, 定理5.5.21)

如果 $g^{(r)}(a) = \left. \frac{d^r}{dx^r} g(x) \right|_{x=a}$ 存在, , 则

$$\lim_{x \rightarrow a} \frac{g(x) - T_r(x)}{(x-a)^r} = 0.$$

Taylor定理在统计学中的应用

- 设随机向量序列 $\mathbf{T}_n = (T_{1,n}, \dots, T_{k,n})$ 的期望均为 $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_k)$.
- 若函数 g 二阶导数存在有限, 且当 $n \rightarrow \infty$ 时 $\mathbb{E}_{\boldsymbol{\theta}} |\mathbf{T}_n - \boldsymbol{\theta}|^2 \rightarrow 0$, 则参数估计 $g(\mathbf{T}_n)$ 的期望近似估计

$$\mathbb{E}_{\boldsymbol{\theta}}[g(\mathbf{T}_n)] \approx g(\boldsymbol{\theta}) + \sum_{j=1}^k g'_j(\boldsymbol{\theta}) \mathbb{E}_{\boldsymbol{\theta}}(T_{j,n} - \theta_j) = g(\boldsymbol{\theta}).$$

这里 $g'_j(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial}{\partial x_j} g(\mathbf{x})|_{\mathbf{x}=\boldsymbol{\theta}}$.

- 若进一步, 当 $n \rightarrow \infty$ 时 $\mathbb{E}_{\boldsymbol{\theta}} |\mathbf{T}_n - \boldsymbol{\theta}|^\ell = o\left(\mathbb{E}_{\boldsymbol{\theta}} |\mathbf{T}_n - \boldsymbol{\theta}|^2\right)$, $\ell = 3, 4$, 方差的近似估计

$$\text{Var}_{\boldsymbol{\theta}}[g(\mathbf{T}_n)] \approx \sum_{j=1}^k [g'_j(\boldsymbol{\theta})]^2 \text{Var}_{\boldsymbol{\theta}} T_{j,n} + 2 \sum_{j>i}^k g'_j(\boldsymbol{\theta}) g'_i(\boldsymbol{\theta}) \text{Cov}_{\boldsymbol{\theta}}(T_{j,n}, T_{i,n}).$$

Δ 方法

Theorem (Δ 方法, 定理5.5.24)

设随机变量序列 T_n 满足: $\sqrt{n}(T_n - \theta)$ 依分布收敛于 $N(0, \sigma^2)$, 函数 g 在指定 θ 处满足: $g'(\theta)$ 存在且不为零, 则当 $n \rightarrow \infty$ 时,

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

Example (1.2)

已知 X_1, \dots, X_n i.i.d, $\mathbb{E}X_1 = \mu > 0$, 且 $\text{Var}(X_1) = \sigma^2$, $\mathbb{E}|X_1 - \mu|^4 = \mu_4$ 均有限。请分别给出总体方差 σ^2 已知和未知情形下 $g(\bar{X}_n) = \frac{1}{\bar{X}_n}$ 的渐近分布。

- 对于随机变量序列 T_n , 若存在非退化分布 F 及 $a_n(\theta)$ 及 $b_n(\theta) > 0$ s.t.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_\theta \left(\frac{T_n - a_n(\theta)}{b_n(\theta)} \leq x \right) = F(x), \forall x \in \mathbb{R}, \theta \in \Theta.$$

则称 T_n 具有渐近分布 F 。

Δ 方法的推广

Example (1.3)

设随机样本 X_1, \dots, X_n 总体服从 $Bernoulli(p)$, $0 < p < 1$. 问: 能否给出 $h(\bar{X}_n) = \bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)$ 的渐近分布?

问题 如果函数 $g'(\theta) = 0$, 则 Δ 方法是否仍适用?

Theorem (二阶 Δ 方法, 定理 5.5.26)

设随机变量序列 T_n 满足: $\sqrt{n}(T_n - \theta) \xrightarrow{L} N(0, \sigma^2)$, 函数 g 在指定的 θ 处满足 $g'(\theta) = 0$, $g''(\theta)$ 存在且不为零, 则

$$\frac{2n}{\sigma^2 g''(\theta)} [g(T_n) - g(\theta)] \xrightarrow{L} \chi_1^2.$$

Δ 方法的推广

Theorem (多元 Δ 方法, 定理5.5.28)

设随机样本 $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$ 满足: $\mathbb{E}_{\boldsymbol{\mu}} X_{ij} = \mu_i$ 且 $\text{Cov}(X_{ik}, X_{jk}) = \sigma_{ij}$, 函数 g 有连续一阶偏导, 且在指定的 $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_p)$ 处满

足: $\tau^2 = \sum \sum \sigma_{ij} \frac{\partial g(\boldsymbol{\mu})}{\partial \mu_i} \frac{\partial g(\boldsymbol{\mu})}{\partial \mu_j} > 0$, 则

$$\sqrt{n}[g(\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_p) - g(\mu_1, \dots, \mu_p)] \xrightarrow{L} N(0, \tau^2).$$

Example (1.4)

设 $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n) \text{ i.i.d. } \sim N_2\left(\begin{pmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{xy} \\ \sigma_{xy} & \sigma_y^2 \end{pmatrix}\right)$,
 μ_x 和 μ_y 均不为零。请给出函数 μ_x/μ_y 的一个点估计并给出其渐近分布。

作业 习题5: 29, 31, 32; 44.