概率论

胡太忠 thu@ustc.edu.cn

安徽 合肥

2023年9月



第6章 极限定理

- 大数定律
- 中心极限定理
- 几乎处处收敛



6.1.1 依概率收敛

▶ 定义 6.1.1 称 $\{X_n, n \ge 1\}$ 依概率收敛到随机变量 X, 记为 $X_n \xrightarrow{P} X$, 若对 $\forall \epsilon > 0$,

$$\lim_{n\to\infty} \mathrm{P}\left(|X_n - X| > \epsilon\right) = 0.$$

▶ 定理 6.1.1 (Chebyshev 不等式) 设 $g: \Re_+ \to \Re_+$ 单调递增, 随机变量 Y 满足 $Eg(|Y|) < \infty$, 则对 $\forall a > 0$ 使得 g(a) > 0, 有

$$P(|Y| > a) \le \frac{Eg(|Y|)}{g(a)}.$$

※ 设 Y ∈ L_r, r > 0, 则

$$P(|Y| > x) \le \frac{E|Y|^r}{x^r}, \quad x > 0.$$





- ▶【例 6.1.2】 已知某学校数学系每年平均有 70 个学生毕业.
 - (a) 估算该系明年至少有80个学生毕业的概率;
 - (b) 已知该系每年毕业生人数的方差是 8, 估算 (a) 中的概率.

解: (a) 用 X 表示明年毕业的学生数, 则 E X = 70. 用马尔可夫不等式 得

$$P(X \ge 80) \le \frac{EX}{80} = \frac{7}{8}.$$

(b) 由切比雪夫不等式得

$$P(X \ge 80) \le P(|X - 70| \ge 10) \le \frac{Var(X)}{10^2} = 0.08.$$

* 只知道该系毕业人数的数学期望时, 马尔可夫不等式就能给出判断 这正是马尔可夫不等式的优点.





- ▶【例 6.1.2】 已知某学校数学系每年平均有 70 个学生毕业.
 - (a) 估算该系明年至少有80个学生毕业的概率;
 - (b) 已知该系每年毕业生人数的方差是 8, 估算 (a) 中的概率.

解: (a) 用 X 表示明年毕业的学生数, 则 E X = 70. 用马尔可夫不等式 得

$$P(X \ge 80) \le \frac{EX}{80} = \frac{7}{8}.$$

(b) 由切比雪夫不等式得

$$P(X \ge 80) \le P(|X - 70| \ge 10) \le \frac{Var(X)}{10^2} = 0.08.$$

* 只知道该系毕业人数的数学期望时, 马尔可夫不等式就能给出判断. 这正是马尔可夫不等式的优点.





- ▶ 【例 6.1.3】 若 Var (X) = 0, 则存在常数 c 使得 P (X = c) = 1.
- ▶【例 6.1.4】 设 X 为非负整数值随机变量, 则

$$1 - E X \le P(X = 0) \le \frac{Var(X)}{(E X)^2}.$$

证明: 仅需注意以下两点

$$P(X = 0) = P(X - EX = -EX) \le P(|X - EX| \ge |EX|)$$

 $P(X = 0) = 1 - P(X \ge 1).$





- ▶ 【例 6.1.3】 若 Var (X) = 0, 则存在常数 c 使得 P (X = c) = 1.
- ▶【例 6.1.4】 设 X 为非负整数值随机变量, 则

$$1 - E X \le P(X = 0) \le \frac{Var(X)}{(E X)^2}.$$

证明: 仅需注意以下两点

$$P(X = 0) = P(X - EX = -EX) \le P(|X - EX| \ge |EX|)$$

 $P(X = 0) = 1 - P(X \ge 1).$





▶ 定义 6.1.2 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 为 rv 序列, $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. 如果存在实数列 $\{a_n\}$ 和 $\{b_n\}$ 使得 $b_n > 0$ 且

$$\frac{S_n - a_n}{b_n} \stackrel{P}{\longrightarrow} 0, \tag{*.1}$$

则称 $\{X_n\}$ 服从弱大数律, 其中

$$\{b_n\}$$
 ····· 正则化数列.

* 问题:如何寻找 $\{a_n\}$ 和 $\{b_n\}$ 使得 (*.1) 成立以及成立的条件? 一般, $a_n = \mathbb{E} S_n$, $b_n = n$.





【例 6.1.5】 (Markov 弱大数律) 若 {X_n, n ≥ 1} 满足

$$\lim_{n\to\infty}\frac{\mathrm{Var}\left(S_{n}\right)}{n^{2}}=0,$$

则 $\{X_n\}$ 服从弱大数律, 其中 $a_n = \mathbb{E} S_n$, $b_n = n$.

▶ 【例 6.1.6】 (Chebyshev 弱大数律) 若 $\{X_n, n \ge 1\}$ 两两不相关, 且存在常数 c > 0 使得

$$\operatorname{Var}(X_n) \leq c, \quad \forall \ n \geq 1,$$

则 $\{X_n\}$ 服从弱大数律, 其中 $a_n = \mathbb{E} S_n$, $b_n = n$.

▶【例 6.1.7】 (Bernoulli 弱大数律) 若 Z_n 表示 n 次独立重复 Bernoulli 试验中成功的次数, 每次试验中成功的概率为 p, 则

$$\frac{Z_n}{n} \stackrel{P}{\longrightarrow} p.$$





【例 6.1.5】 (Markov 弱大数律) 若 {X_n, n ≥ 1} 满足

$$\lim_{n\to\infty}\frac{\mathrm{Var}\left(S_{n}\right)}{n^{2}}=0,$$

则 $\{X_n\}$ 服从弱大数律, 其中 $a_n = E S_n$, $b_n = n$.

▶ 【例 6.1.6】 (Chebyshev 弱大数律) 若 $\{X_n, n \ge 1\}$ 两两不相关, 且存在常数 c > 0 使得

$$\operatorname{Var}(X_n) \leq c, \quad \forall \ n \geq 1,$$

则 $\{X_n\}$ 服从弱大数律, 其中 $a_n = \mathbb{E} S_n$, $b_n = n$.

▶ 【例 6.1.7】 (Bernoulli 弱大数律) 若 Z_n 表示 n 次独立重复 Bernoulli 试验中成功的次数, 每次试验中成功的概率为 p, 则

$$\frac{Z_n}{n} \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} p.$$





【例 6.1.5】 (Markov 弱大数律) 若 {X_n, n ≥ 1} 满足

$$\lim_{n\to\infty}\frac{\mathrm{Var}\left(S_{n}\right)}{n^{2}}=0,$$

则 $\{X_n\}$ 服从弱大数律, 其中 $a_n = E S_n$, $b_n = n$.

▶ 【例 6.1.6】 (Chebyshev 弱大数律) 若 $\{X_n, n \ge 1\}$ 两两不相关, 且存在常数 c > 0 使得

$$\operatorname{Var}(X_n) \leq c, \quad \forall \ n \geq 1,$$

则 $\{X_n\}$ 服从弱大数律, 其中 $a_n = \mathbb{E} S_n$, $b_n = n$.

▶【例 6.1.7】 (Bernoulli 弱大数律) 若 Z_n 表示 n 次独立重复 Bernoulli 试验中成功的次数, 每次试验中成功的概率为 p, 则

$$\frac{Z_n}{n} \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} p.$$





▶【例 6.1.8】 有一列口袋, 第 k 个口袋中有 1 个白球和 k-1 个黑球. 自前 n 个口袋中各取一球, 记 Z_n 为所取出的 n 个球中的白球个数, 则当 r > 1/2 时,

$$\frac{Z_n - \operatorname{E} Z_n}{\ln^r n} \stackrel{\operatorname{P}}{\longrightarrow} 0.$$

证: 注意到 $Z_n = \sum_{i=1}^n X_i$, 其中

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{if } i \land \text{print} \text{print} \text{odd}, \\ 0, & \text{jtc}. \end{cases}$$

易知 $EX_k = \frac{1}{k}$, $Var(X_k) = \frac{1}{k} - \frac{1}{k^2}$, $Var(Z_n) < \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \le C \ln n$, 其中 C > 0 为某个常数. 于是, 对 $\forall \epsilon > 0$

$$\begin{split} \mathrm{P}\left(\frac{|Z_n - \mathrm{E}\,Z_n|}{\ln^r n} > \epsilon\right) &= \mathrm{P}\left(|Z_n - \mathrm{E}\,Z_n| > \epsilon \ln^r n\right) \\ &\leq \frac{\mathrm{Var}\left(Z_n\right)}{\epsilon^2 \ln^{2r} n} \leq \frac{C}{\epsilon^2 \ln^{2r-1} n} \to 0. \end{split}$$





▶【例 6.1.8】 有一列口袋, 第 k 个口袋中有 1 个白球和 k-1 个黑球. 自前 n 个口袋中各取一球, 记 Z_n 为所取出的 n 个球中的白球个数, 则当 r > 1/2 时,

$$\frac{Z_n-\operatorname{E} Z_n}{\ln^r n}\stackrel{\operatorname{P}}{\longrightarrow} 0.$$

证: 注意到 $Z_n = \sum_{i=1}^n X_i$, 其中

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{自第 } i \land \text{口袋中取出白色球}, \\ 0, & \text{其它}. \end{cases}$$

易知 $EX_k = \frac{1}{k}$, $Var(X_k) = \frac{1}{k} - \frac{1}{k^2}$, $Var(Z_n) < \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \le C \ln n$, 其中 C > 0 为某个常数. 于是, 对 $\forall \epsilon > 0$

$$\begin{split} \mathrm{P}\left(\frac{|Z_n - \mathrm{E}\,Z_n|}{\ln^r n} > \epsilon\right) &= \mathrm{P}\left(|Z_n - \mathrm{E}\,Z_n| > \epsilon \ln^r n\right) \\ &\leq \frac{\mathrm{Var}\left(Z_n\right)}{\epsilon^2 \ln^{2r} n} \leq \frac{C}{\epsilon^2 \ln^{2r-1} n} \to 0. \end{split}$$





▶【例 6.1.9】 有一列口袋, 第 k 个口袋中有 1 个白球和 k - 1 个黑球. 自前 n 个口袋中各取一球, 记 Z_n 为所取出的 n 个球中的白球个数, 则

$$\frac{Z_n}{\ln n} \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} 1.$$

证: 注意到

$$EZ_n - \ln n = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln n \rightarrow c > 0$$
 c 为欧拉常数,

于是, 对 $\forall \epsilon > 0$, 当 n 充分大时,

$$\epsilon \ln n + \ln n - \mathbb{E} Z_n > \frac{1}{2} \epsilon \ln n,$$

$$P(|Z_n - \ln n| > \epsilon \ln n) \leq P(|Z_n - \mathbb{E} Z_n| > \epsilon \ln n + \ln n - \mathbb{E} Z_n)$$

$$\leq P(|Z_n - \mathbb{E} Z_n| > \frac{1}{2} \epsilon \ln n)$$

$$\to 0 \quad (Markov 不等式).$$





▶【例 6.1.9】 有一列口袋, 第 k 个口袋中有 1 个白球和 k - 1 个黑球. 自前 n 个口袋中各取一球, 记 Z_n 为所取出的 n 个球中的白球个数, 则

$$\frac{Z_n}{\ln n} \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} 1.$$

证: 注意到

$$\operatorname{E} Z_n - \ln n = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \ln n \to c > 0$$
 c 为欧拉常数,

于是, 对 $\forall \epsilon > 0$, 当n充分大时,

$$\epsilon \ln n + \ln n - \operatorname{E} Z_n > \frac{1}{2} \epsilon \ln n,$$

$$P(|Z_n - \ln n| > \epsilon \ln n) \le P(|Z_n - \operatorname{E} Z_n| > \epsilon \ln n + \ln n - \operatorname{E} Z_n)$$
 $\le P(|Z_n - \operatorname{E} Z_n| > \frac{1}{2} \epsilon \ln n)$
 $\to 0$ (Markov 不等式).





6.1.2 平均收敛

▶ 定义 6.1.3 设 $X_n \in L_r$, r > 0, 称 $X_n \xrightarrow{L_r} X$ (X_n 在 L_r 意义下平均收敛到 X), 若 $E|X_n - X|^r \to 0$, $n \to \infty$.

- $X_n \xrightarrow{L_r} X \Longrightarrow X \in L_r.$
- ▶ 定理 $6.1.2 \ X_n \xrightarrow{L_r} X \Longrightarrow X_n \xrightarrow{P} X$.
- ▶ 性质 对 $\forall X \in L_r$, 存在离散 rv 序列 $\{X_n\}$, 使得 $X_n \xrightarrow{L_r} X$. 证: 构造

$$X_n = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \frac{k-1}{2^n} \cdot I\left(\frac{k-1}{2^n} \le X < \frac{k}{2^n}\right), \quad n \ge 1,$$

 $\mathbb{M}|X_n-X|<1/2^n, \cdots$





6.1.2 平均收敛

▶ 定义 6.1.3 设 $X_n \in L_r$, r > 0, 称 $X_n \xrightarrow{L_r} X$ (X_n 在 L_r 意义下平均 收敛到 X), 若 $E|X_n - X|^r \to 0$, $n \to \infty$.

$$X_n \xrightarrow{L_r} X \Longrightarrow X \in L_r.$$

- ▶ 定理 $6.1.2 \ X_n \xrightarrow{L_r} X \Longrightarrow X_n \xrightarrow{P} X$.
- ▶ 性质 对 $\forall X \in L_r$, 存在离散 rv 序列 $\{X_n\}$, 使得 $X_n \xrightarrow{L_r} X$. 证: 构造

$$X_n = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \frac{k-1}{2^n} \cdot I\left(\frac{k-1}{2^n} \le X < \frac{k}{2^n}\right), \quad n \ge 1,$$

则 $|X_n-X|<1/2^n$, · · · · · · .





▶ 【例 6.1.10】 $(X_n \xrightarrow{P} X \Longrightarrow X_n \xrightarrow{L_r} X)$ 取概率空间 $((0,1), \mathcal{B}((0,1)), L)$,定义 X = 0, $X_n(w) = n \cdot 1_{(0,1/n)}(w)$, $n \ge 1$,则 $X_n \xrightarrow{P} X$,但是 $E[X_n - X] = 1$,即 $X_n \xrightarrow{L_1} X$.

$$* X_n \xrightarrow{\mathrm{P}} X \Longrightarrow \mathrm{E} X_n \to \mathrm{E} X.$$

* 如何判别 $X_n \xrightarrow{L_r} X$? 寻找充分(必要)条件





 $X_n \xrightarrow{\mathrm{P}} X \Longrightarrow \mathrm{E} X_n \to \mathrm{E} X$.

- ▶ (单调收敛定理) 设 $0 \le X_n \uparrow X$, 则 $E[X_n] \uparrow EX$.
- ▶ (Fatou-Lebesgue 引理) 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 是 rv 序列, $Y, Z \in L_1$, 则

$$X_n \leq Z \implies \limsup_{n \to \infty} \mathbb{E}[X_n] \leq \mathbb{E}\left[\limsup_{n \to \infty} X_n\right]$$
 $X_n \geq Y \implies \mathbb{E}\left[\liminf_{n \to \infty} X_n\right] \leq \liminf_{n \to \infty} \mathbb{E}[X_n].$
如果 $Y \leq X_n \uparrow X$ 或 $Y \leq X_n \leq Z$ 且 $X_n \to X$,则
$$\lim_{n \to \infty} \mathbb{E}[X_n] = \mathbb{E}X.$$

▶ (控制收敛定理) 设 $|X_n| \le Y$, 且 $EY < \infty$. 若 $X_n \xrightarrow{P} X$, 则 $E|X_n - X| \to 0$. 特别,

$$\mathbb{E}[X_n] \to \mathbb{E}[X]$$



- ▶ (单调收敛定理) 设 $0 \le X_n \uparrow X$, 则 $E[X_n] \uparrow EX$.
- ▶ (Fatou-Lebesgue 引理) 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 是 rv 序列, $Y, Z \in L_1$, 则

$$X_n \leq Z \implies \limsup_{n \to \infty} \mathrm{E}\left[X_n\right] \leq \mathrm{E}\left[\limsup_{n \to \infty} X_n\right]$$
 $X_n \geq Y \implies \mathrm{E}\left[\liminf_{n \to \infty} X_n\right] \leq \liminf_{n \to \infty} \mathrm{E}\left[X_n\right].$
如果 $Y \leq X_n \uparrow X$ 或 $Y \leq X_n \leq Z$ 且 $X_n \to X$,则
$$\lim_{n \to \infty} \mathrm{E}\left[X_n\right] = \mathrm{E}\,X.$$

▶ (控制收敛定理) 设 $|X_n| \le Y$, 且 $EY < \infty$. 若 $X_n \xrightarrow{P} X$, 则 $E|X_n - X| \to 0$. 特别,

$$\mathrm{E}\left[X_{n}\right] \to \mathrm{E}\,X.$$





▶ 定义 6.1.4 称一族可积 rv $\{X_i, i \in I\}$ 为一致可积的, 若当 $a \to \infty$ 时,

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\left[|X_i|I(|X_i|>a)\right] = \sup_{i\in I} \int_{\{|X_i|>a\}} |X_i| \longrightarrow 0,$$

这儿的一致是指a的选取与i无关.

- * 一致可积 rv 族与我们要研究的各种收敛性有很密切的关系, 因此有必要研究何时 rv 族是一致可积的.
 - 若 X_i , $i \in I$, 有相同的分布, 则 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致可积的.
 - 若存在可积 rv(X), 使得 $|X_i| \le X$, a.s., $i \in I$, 则 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致可积的. 特别, 若 I 有限, 则 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致可积的.



▶ 定义 6.1.4 称一族可积 rv $\{X_i, i \in I\}$ 为一致可积的, 若当 $a \to \infty$ 时,

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\left[|X_i|I(|X_i|>a)\right] = \sup_{i\in I} \int_{\{|X_i|>a\}} |X_i| \longrightarrow 0,$$

这儿的一致是指a的选取与i无关.

* 一致可积 rv 族与我们要研究的各种收敛性有很密切的关系, 因此有必要研究何时 rv 族是一致可积的.

- 若 X_i , $i \in I$, 有相同的分布, 则 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致可积的.
- 若存在可积 rv(X), 使得 $|X_i| \le X$, a.s., $i \in I$, 则 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致可积的. 特别, 若 I 有限, 则 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致可积的.





▶ 例 6.1.12 若 $\{X_n, n \ge 1\}$ 一族可积, 则

$$\frac{1}{n}\max_{1\leq k\leq n}|X_k|\stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} 0.$$

$$\sup_{n\geq 1} \mathbb{E}\left[|X_k|I(|X_k|>a)<\frac{\epsilon}{2}\right]$$

$$\mathbb{E}\left[\frac{1}{n}\max_{1\leq k\leq n}|X_k|\right] \leq \mathbb{E}\left[\frac{1}{n}\max_{1\leq k\leq n}|X_k|I(|X_k|\leq a)\right] + \mathbb{E}\left[\frac{1}{n}\max_{1\leq k\leq n}|X_k|I(|X_k|>a)\right]$$

$$\leq \frac{a}{n} + \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\mathbb{E}\left[X_k|I(|X_k|>a)\leq \frac{a}{n} + \frac{\epsilon}{2}\right]$$



▶ 例 6.1.12 若 $\{X_n, n > 1\}$ 一族可积, 则 $\frac{1}{n} \max_{1 \le k \le n} |X_k| \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} 0.$

证明: 利用一致可积性. 对于任意 $\epsilon > 0$. 存在 a > 0 使得

$$\sup_{n\geq 1} \mathrm{E}\left[|X_k|I(|X_k|>a)<\frac{\epsilon}{2}\right].$$

于是.

$$E\left[\frac{1}{n}\max_{1\leq k\leq n}|X_{k}|\right] \leq E\left[\frac{1}{n}\max_{1\leq k\leq n}|X_{k}|I(|X_{k}|\leq a)\right]$$

$$+E\left[\frac{1}{n}\max_{1\leq k\leq n}|X_{k}|I(|X_{k}|>a)\right]$$

$$\leq \frac{a}{n} + \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}E|X_{k}|I(|X_{k}|>a) \leq \frac{a}{n} + \frac{\epsilon}{2}$$



▶ 定义 6.1.a 设{ X_i , $i \in I$ } 是一族 rv, 若对 $\forall \epsilon > 0$, 存在 $\eta_{\epsilon} > 0$, 只要 $P(A) < \eta_{\epsilon}$, $A \in \mathcal{A}$, 就有

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\left[|X_i|\cdot I_A\right] < \epsilon,$$

则称 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致绝对连续的, 一致是指 η_{ϵ} 的选取与 i 无关.

- ▶ 定理 6.1.3 rv 族 $\{X_i, i \in I\}$ 一致可积的充要条件是
 - (1) $\{X_i, i \in I\}$ 是一致绝对连续的;
 - (2) 积分一致有界,即

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\,|X_i| < \infty.$$



▶ 定义 6.1.a 设{ X_i , $i \in I$ } 是一族 rv, 若对 $\forall \epsilon > 0$, 存在 $\eta_{\epsilon} > 0$, 只要 $P(A) < \eta_{\epsilon}$, $A \in \mathcal{A}$, 就有

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\left[|X_i|\cdot I_A\right] < \epsilon,$$

则称 $\{X_i, i \in I\}$ 是一致绝对连续的, 一致是指 η_{ϵ} 的选取与 i 无关.

- ▶ 定理 6.1.3 rv 族 $\{X_i, i \in I\}$ 一致可积的充要条件是
 - (1) $\{X_i, i \in I\}$ 是一致绝对连续的;
 - (2) 积分一致有界, 即

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\,|X_i| < \infty.$$





证: (\Longrightarrow) 由一致可积性知, 任给 $\epsilon > 0$, 存在 a > 0, 使得

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\left[|X_i|\cdot I(|X_i|>a)\right]<\frac{\epsilon}{2}.$$

取
$$\eta_{\epsilon} = \epsilon/(2a)$$
,当 $\mathrm{P}\left(A\right) < \eta_{\epsilon}, \ A \in \mathscr{A} \ \mathrm{bt}, \ \mathrm{ff}$
$$\sup_{i \in I} \mathrm{E}\left[|X_i|I_A\right] \ \leq \ \sup_{i \in I} \mathrm{E}\left[|X_i|I(A \cap \{|X_i| > a\})\right] + \sup_{i \in I} \mathrm{E}\left[|X_i|I(A \cap \{|X_i| \leq a\})\right]$$

$$\leq \sup_{i \in I} \mathrm{E}\left[|X_i|I(A \cap \{|X_i| > a\})\right] + a \,\mathrm{P}\left(A\right)$$

$$\leq \frac{\epsilon}{2} + \frac{\epsilon}{2} = \epsilon,$$

 $\mathbb{P}\{X_i, i \in I\}$ 是一致绝对连续的. 又

$$\sup_{i\in I} \operatorname{E}|X_i| \leq a + \sup_{i\in I} \operatorname{E}\left[|X_i|I(|X_i|>a)\right] < a + \frac{\epsilon}{2} < \infty.$$





证: (\iff) 当 $X \ge 0$ 时, $EX \ge aP(X \ge a)$, 因此由积分一致有界性得

$$\sup_{i\in I} P(|X_i| \ge a) \le \frac{1}{a} \sup_{i\in I} E|X_i| \longrightarrow 0 \quad (a \to \infty). \tag{*.2}$$

由一致绝对连续性知, 对 $\forall \epsilon > 0$, 存在 $\eta_{\epsilon} > 0$, 只要 $P(A) < \eta_{\epsilon}$, 就有

$$\mathrm{E}\left[|X_i|I_A\right]<\epsilon,$$

从而对每个 $i \in I$, 只要 $P(A_i) < \eta_{\epsilon}$, 就有

$$\mathrm{E}\left[|X_i|I_{A_i}\right]<\epsilon.$$

令 $A_i = \{|X_i| \ge a\}$, 由 (*.2), 对 $\eta_{\epsilon} > 0$, 存在 a > 0 使

$$P(|X_i| \ge a) < \eta_{\epsilon}, \quad \forall i \in I,$$

由此得

$$\sup_{i\in I} \mathrm{E}\left[|X_i|I_{A_i}\right] < \epsilon. \quad \blacksquare$$





▶ 例 6.1.13 设 {X_n, n ≥ 1} 为 Bernoulli 随机变量,

$$P(X_n = n) = \frac{1}{n}, P(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n},$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 非一致可积.

证: 对任意固定的 a > 0, 总有

$$\sup_{n\geq 1} \mathbb{E}\left[|X_n|I(|X_n|>a)\right]=1.$$

故 $\{X_n, n \geq 1\}$ 非一致可积.

- * 积分一致有界: $\sup_{n>1} \mathbb{E}|X_n| = 1$.
- * $\{X_n, n \geq 1\}$ 不具有一致绝对连续性.





▶ 例 6.1.13 设 {X_n, n ≥ 1} 为 Bernoulli 随机变量,

$$P(X_n = n) = \frac{1}{n}, \quad P(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n},$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 非一致可积.

证: 对任意固定的 a > 0, 总有

$$\sup_{n\geq 1} \mathrm{E}\left[|X_n|I(|X_n|>a)\right]=1.$$

故 $\{X_n, n \geq 1\}$ 非一致可积.

- * 积分一致有界: $\sup_{n>1} \mathbb{E}|X_n| = 1$.
- * $\{X_n, n \ge 1\}$ 不具有一致绝对连续性.





▶ 推论 6.1.1 若存在 α > 0 使得

$$\sup_{n\geq 1} \mathrm{E}\,|X_n|^{1+\alpha} < \infty,$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 为一致可积.

▶ 推论 6.1.2 如果存在 $Y \in L_1$, 使得

$$\sup_{n\geq 1} P(|X_n| > x) \leq P(|Y| > x), \quad \forall x > 0.$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 为一致可积

证:利用

$$\mathbb{E}\left[|X_i|I(|X_i|>x)\right] = \int_0^\infty \mathbb{P}\left(|X_i|>x \lor y\right) dy \le \int_0^\infty \mathbb{P}\left(|Y|>x \lor y\right) dy.$$



▶ 推论 6.1.1 若存在 α > 0 使得

$$\sup_{n\geq 1} \mathrm{E} |X_n|^{1+\alpha} < \infty,$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 为一致可积.

▶ 推论 6.1.2 如果存在 $Y \in L_1$, 使得

$$\sup_{n\geq 1} P(|X_n|>x) \leq P(|Y|>x), \quad \forall x>0,$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 为一致可积.

证: 利用

$$\mathbb{E}\left[|X_i|I(|X_i|>x)\right] = \int_0^\infty \mathbb{P}\left(|X_i|>x \lor y\right) dy \le \int_0^\infty \mathbb{P}\left(|Y|>x \lor y\right) dy.$$





▶ 推论 6.1.1 若存在 α > 0 使得

$$\sup_{n\geq 1} \mathrm{E}\,|X_n|^{1+\alpha} < \infty,$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 为一致可积.

▶ 推论 6.1.2 如果存在 $Y \in L_1$, 使得

$$\sup_{n\geq 1} P(|X_n| > x) \leq P(|Y| > x), \quad \forall x > 0,$$

则 $\{X_n, n \geq 1\}$ 为一致可积.

证: 利用

$$\mathrm{E}\left[|X_{i}|I(|X_{i}|>x)\right]=\int_{0}^{\infty}\mathrm{P}\left(|X_{i}|>x\vee y\right)dy\leq\int_{0}^{\infty}\mathrm{P}\left(|Y|>x\vee y\right)dy.$$





- - (1) $X_n \xrightarrow{L_r} X$;
 - $(2) \ X_n \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} X;$
 - (3) $E|X_n|^r \to E|X|^r < \infty$;
 - (4) $\{|X_n|^r, n \ge 1\}$ 一致可积;
 - (5) $\{|X_n|^r, n \ge 1\}$ 一致绝对连续;
 - (6) $\{|X_n X|^r, n \ge 1\}$ 一致绝对连续,
 - 则 $(1) \iff (2) + [(3)-(6)$ 中任一条].



§6.2 依分布收敛

6.2.1 依分布收敛定义

▶ 【例 6.2.1】 设 $X_n = 1/n$, X = 0, 则 $X_n \to X$. 记 $X_n \sim F_n$, $X \sim F$, 则

$$F_n(x) = 1_{[1/n,\infty)}(x), \qquad F(x) = 1_{[0,\infty)}(x).$$

易知,

$$\lim_{n\to\infty} F_n(x) = F(x), \quad \forall \ x\neq 0,$$

但是,

$$\lim_{n\to\infty}F_n(0)=0\neq 1=F(0).$$

▶ 定义 6.2.1 (弱收敛) 设 $\{F_n, F\}$ 为有界单调增右连续函数, 记 C(F) 为 F 的连续点集. 若

$$\lim_{n\to\infty} F_n(x) = F(x), \quad \forall \ x\in C(F),$$

则称 F_n 弱收敛于 F, 记为 $F_n \stackrel{\text{w}}{\longrightarrow} F$.





§6.2 依分布收敛

6.2.1 依分布收敛定义

▶ 【例 6.2.1】 设 $X_n = 1/n$, X = 0, 则 $X_n \to X$. 记 $X_n \sim F_n$, $X \sim F$, 则

$$F_n(x) = 1_{[1/n,\infty)}(x), \qquad F(x) = 1_{[0,\infty)}(x).$$

易知,

$$\lim_{n\to\infty} F_n(x) = F(x), \quad \forall \ x\neq 0,$$

但是,

$$\lim_{n\to\infty}F_n(0)=0\neq 1=F(0).$$

▶ 定义 6.2.1 (弱收敛) 设 $\{F_n, F\}$ 为有界单调增右连续函数, 记 C(F) 为 F 的连续点集. 若

$$\lim_{n\to\infty} F_n(x) = F(x), \quad \forall \ x\in C(F),$$

则称 F_n 弱收敛于 F, 记为 $F_n \stackrel{w}{\longrightarrow} F$.





▶ 【例 6.2.2】 (cdf 的弱极限未必是 cdf) 设

$$F(x) \equiv \frac{1}{2}, \qquad F_n = \begin{cases} 0, & x < -n, \\ \frac{x+n}{2n}, & -n \le x < n, \\ 1, & x \ge n, \end{cases}$$

则 F_n 为 cdf, $F_n \xrightarrow{w} F$, 但 F 不是一个 cdf.

另一例: 设 $X \sim N(0,1)$, $X/n \sim F_n$, 则 F_n 的极限不是一个 cdf.

- ▶ 定义 6.2.2 (依分布收敛)
 - (i) 设 $\{F_n, F\}$ 为 cdf 序列, 满足 $F_n \xrightarrow{W} F$, 则称 F_n 依分布收敛于 F, 记为 $F_n \xrightarrow{d} F$.
 - (ii) 设 $X_n \sim F_n$, $X \sim F$, 且 $F_n \xrightarrow{d} F$, 则称 X_n 依分布收敛于 X_n 记为 $X_n \xrightarrow{d} X$.





▶ 【例 6.2.2】 (cdf 的弱极限未必是 cdf) 设

$$F(x) \equiv \frac{1}{2}, \qquad F_n = \begin{cases} 0, & x < -n, \\ \frac{x+n}{2n}, & -n \le x < n, \\ 1, & x \ge n, \end{cases}$$

则 F_n 为 cdf, $F_n \stackrel{w}{\longrightarrow} F$, 但 F 不是一个 cdf.

另一例: 设 $X \sim N(0,1)$, $X/n \sim F_n$, 则 F_n 的极限不是一个 cdf.

- ▶ 定义 6.2.2 (依分布收敛)
 - (i) 设 $\{F_n, F\}$ 为 cdf 序列, 满足 $F_n \xrightarrow{W} F$, 则称 F_n 依分布收敛于 F, 记为 $F_n \xrightarrow{d} F$.
 - (ii) 设 $X_n \sim F_n$, $X \sim F$, 且 $F_n \stackrel{d}{\longrightarrow} F$, 则称 X_n 依分布收敛于 X, 记为 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$.





▶ 【例 6.2.2】 (cdf 的弱极限未必是 cdf) 设

$$F(x) \equiv \frac{1}{2}, \qquad F_n = \begin{cases} 0, & x < -n, \\ \frac{x+n}{2n}, & -n \le x < n, \\ 1, & x \ge n, \end{cases}$$

则 F_n 为 cdf, $F_n \stackrel{w}{\longrightarrow} F$, 但 F 不是一个 cdf.

另一例: 设 $X \sim N(0,1)$, $X/n \sim F_n$, 则 F_n 的极限不是一个 cdf.

- ▶ 定义 6.2.2 (依分布收敛)
 - (i) 设 $\{F_n, F\}$ 为 cdf 序列, 满足 $F_n \xrightarrow{w} F$, 则称 F_n 依分布收敛于 F, 记为 $F_n \xrightarrow{d} F$.
 - (ii) 设 $X_n \sim F_n$, $X \sim F$, 且 $F_n \stackrel{d}{\longrightarrow} F$, 则称 X_n 依分布收敛于 X, 记为 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$.





▶ 【例 6.2.3】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid $\sim \text{Exp}(1)$, 记

$$Y_n = \max\{X_1, \dots, X_n\},$$

则 $Y_n - \log n$ 依分布收敛.

证明: 对任意 $x \in \Re$,

$$P(Y_n - \log n \le x) = \left(1 - e^{-(x + \log n)}\right)^n \longrightarrow e^{-e^{-x}}.$$

* $G(x) = \exp\{-e^{-x}\}$ 为 Gumbel 分布, 三大极值分布之一.





▶ 【例 6.2.3】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid $\sim \text{Exp}(1)$, 记

$$Y_n = \max\{X_1, \dots, X_n\},$$

则 $Y_n - \log n$ 依分布收敛.

证明: 对任意 $x \in \Re$,

$$P(Y_n - \log n \le x) = \left(1 - e^{-(x + \log n)}\right)^n \longrightarrow e^{-e^{-x}}.$$

* $G(x) = \exp\{-e^{-x}\}$ 为 Gumbel 分布, 三大极值分布之一.





▶【例 6.2.4】(依分布收敛不能蕴涵依概率收敛)

设概率空间 (Ω, \mathcal{A}, P) 满足 $\Omega = \{w_1, w_2\}$, 且

$$P({w_1}) = P({w_2}) = \frac{1}{2}.$$

定义

$$X_n(w) = \begin{cases} 0, & w = w_1, \\ 1, & w = w_2, \end{cases}$$

 $X(w) = \begin{cases} 1, & w = w_1, \\ 0, & w = w_2, \end{cases}$

则 $X_n \sim B(1,1/2)$, $X \sim B(1,1/2)$, $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, 但是

$$X_n \xrightarrow{P} X$$
,

这是因为 $|X_n - X| = 1$.





Lemma

设 X_n, X 为随机变量,则对 $\forall \epsilon > 0$ 和 $x \in \Re$,有

$$P(X \le x - \epsilon) - P(|X_n - X| > \epsilon) \le P(X_n \le x)$$

$$\le P(X \le x + \epsilon) + P(|X_n - X| > \epsilon).$$

▶ 定理 6.2.1 $X_n \xrightarrow{P} X \Longrightarrow X_n \xrightarrow{d} X$.

证: 对 $\forall x \in C(F)$, $\epsilon > 0$, 由上引理得

$$F(x - \epsilon) \le \liminf F_n(x) \le \limsup F_n(x) \le F(x + \epsilon)$$





Lemma

设 X_n, X 为随机变量,则对 $\forall \epsilon > 0$ 和 $x \in \Re$,有

$$P(X \le x - \epsilon) - P(|X_n - X| > \epsilon) \le P(X_n \le x)$$

$$\le P(X \le x + \epsilon) + P(|X_n - X| > \epsilon).$$

▶ 定理 6.2.1 $X_n \xrightarrow{P} X \Longrightarrow X_n \xrightarrow{d} X$.

证: 对 $\forall x \in C(F)$, $\epsilon > 0$, 由上引理得

$$F(x - \epsilon) \le \liminf F_n(x) \le \limsup F_n(x) \le F(x + \epsilon).$$

令 *ϵ* → 0 得证. ■





▶ 定理 6.2.2 $X_n \xrightarrow{d} c \iff X_n \xrightarrow{P} c$, 其中 $c \in \Re$.

证 (
$$\Longrightarrow$$
) 设 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} c$. 于是对 $\forall \epsilon > 0$,

$$P(|X_n - c| > \epsilon) = P(X_n > c + \epsilon) + P(X_n < c - \epsilon)$$

= 1 - F_{X_n}(c + \epsilon) + F_{X_n}(c - \epsilon -) \longleq 0

$$\mathbb{P} X_n \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} c.$$

▶ 定理 6.2.3 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, r > 0, 则 $E|X_n|^r \to E|X|^r < \infty$ 当且仅 当 $\{|X_n|^r, n \ge 1\}$ 一致可积.





▶ 定理 6.2.2 $X_n \xrightarrow{d} c \iff X_n \xrightarrow{P} c$, 其中 $c \in \Re$.

证 (
$$\Longrightarrow$$
) 设 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} c$. 于是对 $\forall \epsilon > 0$,

$$P(|X_n - c| > \epsilon) = P(X_n > c + \epsilon) + P(X_n < c - \epsilon)$$

= 1 - F_{X_n}(c + \epsilon) + F_{X_n}(c - \epsilon -) \ldots 0,

$$\mathbb{P} X_n \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} c. \quad \blacksquare$$

▶ 定理 6.2.3 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, r > 0, 则 $E|X_n|^r \to E|X|^r < \infty$ 当且仅 当 $\{|X_n|^r, n \ge 1\}$ 一致可积.





▶ 定理 6.2.2 $X_n \xrightarrow{d} c \iff X_n \xrightarrow{P} c$, 其中 $c \in \Re$.

证 (
$$\Longrightarrow$$
) 设 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} c$. 于是对 $\forall \epsilon > 0$,

$$P(|X_n - c| > \epsilon) = P(X_n > c + \epsilon) + P(X_n < c - \epsilon)$$

= 1 - F_{X_n}(c + \epsilon) + F_{X_n}(c - \epsilon -) \longleq 0,

$$\mathbb{P} X_n \stackrel{\mathrm{P}}{\longrightarrow} c. \quad \blacksquare$$

▶ 定理 6.2.3 如果 $X_n \xrightarrow{d} X$, r > 0, 则 $E|X_n|^r \to E|X|^r < \infty$ 当且仅 当 $\{|X_n|^r, n \ge 1\}$ 一致可积.



6.2.2 连续性定理

▶ 定理 A.2.5 设 {F_n, F} 为有界, 单调增且右连续函数, 则

$$F_n \xrightarrow{w} F \iff F_n(x) \to F(x), x \in D,$$

其中D为C(F)的某个稠密子集.

证: (
$$\iff$$
) 设 $x \in C(F)$, 则存在 $y, z \in D$ 使得 $y < x < z$, 且
$$F_n(y) < F_n(x) < F_n(z).$$

$$F(y) \le \liminf F_n(x) \le \limsup F_n(x) \le F(z)$$
.

注意到 D 于 C(F) 中稠密, 令 $y \land x$, $z \downarrow x$ 得证.





6.2.2 连续性定理

▶ 定理 A.2.5 设 {F_n, F} 为有界, 单调增且右连续函数, 则

$$F_n \xrightarrow{w} F \iff F_n(x) \to F(x), x \in D,$$

其中D为C(F)的某个稠密子集.

证: (\longleftarrow) 设 $x \in C(F)$, 则存在 $y, z \in D$ 使得 y < x < z, 且

$$F_n(y) \leq F_n(x) \leq F_n(z)$$
.

$$F(y) \leq \liminf F_n(x) \leq \limsup F_n(x) \leq F(z)$$
.

注意到 D 于 C(F) 中稠密, 令 y ↑x, z ↓x 得证.





▶ 定理 A.2.6 (Helly 第一定理) 设 $\{F_n, n \ge 1\}$ 为有界, 单调增且右连续函数序列, 则 $\{F_n, n \ge 1\}$ 是弱紧的, 即存在 $\{F_n\}$ 的子列 $\{F_{n_k}\}$ 使得

$$F_{n_k} \xrightarrow{w} F$$
.

证: 利用对角线法则以及定理 A.2.5.

▶ 定理 A.2.7 (Helly 第二定理) 设 $F_n \stackrel{d}{\longrightarrow} F$, g(x) 为有界连续函数,则

$$\int_{\Re} g(x)dF_n(x) \longrightarrow \int_{\Re} g(x)dF(x).$$

证: 利用控制收敛定理及下面的嵌入定理.





▶ 定理 A.2.6 (Helly 第一定理) 设 $\{F_n, n \ge 1\}$ 为有界, 单调增且右连续函数序列, 则 $\{F_n, n \ge 1\}$ 是弱紧的, 即存在 $\{F_n\}$ 的子列 $\{F_{n_k}\}$ 使得

$$F_{n_k} \xrightarrow{w} F$$
.

证: 利用对角线法则以及定理 A.2.5.

▶ 定理 A.2.7 (Helly 第二定理) 设 $F_n \xrightarrow{d} F$, g(x) 为有界连续函数,则

$$\int_{\Re} g(x)dF_n(x) \longrightarrow \int_{\Re} g(x)dF(x).$$

证: 利用控制收敛定理及下面的嵌入定理.





Theorem (嵌入定理)

设 $F_n \xrightarrow{d} F$, 则存在定义于同一概率空间上的 rv 序列 $\{X, X_n, n \ge 1\}$, 使得 $F_{X_n} = F_n$, $F_X = F$, 且对 $\forall w \in \Omega$, 有 $X_n(w) \to X(w)$.

证: 考虑
$$(\Omega, \mathscr{A}, P) = ((0,1), \mathscr{B}(0,1), L)$$
. 设 $w \in (0,1)$, 令

$$X_n(w) = \inf\{x : w \le F_n(x)\},\$$

$$X(w) = \inf\{x : w \le F(x)\},\$$

已证 $w \leq F_n(x) \Longleftrightarrow X_n(w) \leq x$, 故

$$P(\{w : X_n(w) \le x\}) = P(\{w : w \le F_n(x)\}) = F_n(x),$$

因此 $F_{X_n} = F_n$, 类似地, $F_X = F$. 下面证明 X_n 点点收敛于 X_n





Theorem (嵌入定理)

设 $F_n \xrightarrow{d} F$, 则存在定义于同一概率空间上的 rv 序列 $\{X, X_n, n \geq 1\}$, 使得 $F_{X_n} = F_n$, $F_X = F$, 且对 $\forall w \in \Omega$, 有 $X_n(w) \to X(w)$.

证:考虑
$$(\Omega,\mathscr{A},\mathrm{P})=((0,1),\mathscr{B}(0,1),\mathit{L})$$
. 设 $\mathit{w}\in(0,1)$, 令

$$X_n(w) = \inf\{x : w \le F_n(x)\},\$$

$$X(w) = \inf\{x : w \le F(x)\},\$$

已证
$$w \leq F_n(x) \Longleftrightarrow X_n(w) \leq x$$
, 故

$$P(\{w : X_n(w) \le x\}) = P(\{w : w \le F_n(x)\}) = F_n(x),$$

因此 $F_{X_n} = F_n$, 类似地, $F_X = F$. 下面证明 X_n 点点收敛于 X.





(续) 设 $w \in (0,1)$, 对给定的 $\epsilon > 0$, 选取 $x \in C(F)$, 使 $X(w) - \epsilon < x < X(w)$, 则 F(x) < w 和 $F_n(x) \to F(x)$ 蕴涵对充分大的 $n \not = F_n(x) < w$, 因此 $X(w) - \epsilon < x \le X_n(w)$. 由此知

$$\liminf X_n(w) \geq X(w).$$

若 w < w', 对 $\epsilon > 0$, 取 $x \in C(F)$, 使 $X(w') < x < X(w') + \epsilon$, 则 $w < w' \le F(X(w')) \le F(x)$, 于是对充分大的n, $w \le F_n(x)$. 因此, $X_n(w) \le x < X(w') + \epsilon$. 取上极限, 再令 $\epsilon \to 0$, 得当 w < w' 时,

$$\limsup X_n(w) \leq X(w').$$

由上可知, 如果 X 在 w 处连续, 则 $X_n(w) \to X(w)$.

在 X 的不连续点 w (至多可列) 上, 重新定义 $X_n(w) = X(w) = 0$. 此时, $X_n(w) \to X(w)$, $\forall w$. 由于 X 和 X_n 仅在一个 Lebesgue 零测集上 改动, 故其 cdf 仍然是 F 和 F_n .



(续) 设 $w \in (0,1)$, 对给定的 $\epsilon > 0$, 选取 $x \in C(F)$, 使 $X(w) - \epsilon < x < X(w)$, 则 F(x) < w 和 $F_n(x) \to F(x)$ 蕴涵对充分大的 $n \not = F_n(x) < w$, 因此 $X(w) - \epsilon < x \le X_n(w)$. 由此知

$$\liminf X_n(w) \geq X(w).$$

若 w < w', 对 $\epsilon > 0$, 取 $x \in C(F)$, 使 $X(w') < x < X(w') + \epsilon$, 则 $w < w' \le F(X(w')) \le F(x)$, 于是对充分大的n, $w \le F_n(x)$. 因此, $X_n(w) \le x < X(w') + \epsilon$. 取上极限, 再令 $\epsilon \to 0$, 得当 w < w' 时,

$$\limsup X_n(w) \leq X(w').$$

由上可知, 如果 X 在 w 处连续, 则 $X_n(w) \to X(w)$.

在 X 的不连续点 w (至多可列) 上, 重新定义 $X_n(w) = X(w) = 0$. 此时, $X_n(w) \to X(w)$, $\forall w$. 由于 X 和 X_n 仅在一个 Lebesgue 零测集上 改动, 故其 cdf 仍然是 F 和 F_n .



(续) 设 $w \in (0,1)$, 对给定的 $\epsilon > 0$, 选取 $x \in C(F)$, 使 $X(w) - \epsilon < x < X(w)$, 则 F(x) < w 和 $F_n(x) \to F(x)$ 蕴涵对充分大的 $n \not = F_n(x) < w$, 因此 $X(w) - \epsilon < x \le X_n(w)$. 由此知

$$\liminf X_n(w) \geq X(w).$$

若 w < w', 对 $\epsilon > 0$, 取 $x \in C(F)$, 使 $X(w') < x < X(w') + \epsilon$, 则 $w < w' \le F(X(w')) \le F(x)$, 于是对充分大的n, $w \le F_n(x)$. 因此, $X_n(w) \le x < X(w') + \epsilon$. 取上极限, 再令 $\epsilon \to 0$, 得当 w < w' 时,

$$\limsup X_n(w) \leq X(w').$$

由上可知, 如果 X 在 w 处连续, 则 $X_n(w) \to X(w)$.

在 X 的不连续点 w (至多可列) 上, 重新定义 $X_n(w) = X(w) = 0$. 此时, $X_n(w) \to X(w)$, $\forall w$. 由于 X 和 X_n 仅在一个 Lebesgue 零测集上 改动, 故其 cdf 仍然是 F 和 F_n . \blacksquare





- ▶ 定理 A.2.8 (连续性定理)
 - (i) 设 F, F_n 为 cdf, 对应的特征函数为 f, f_n . 如果 $F_n \stackrel{d}{\longrightarrow} F$, 则

$$\lim_{n\to\infty} f_n(t) = f(t), \quad \forall \ t\in\Re, \tag{1}$$

且上述收敛在任意有界闭区间上是一致的

(ii) $\[\mathcal{G}_{f_n} \] \] \wedge \[\mathcal{G}_{f_n} \] \wedge \[$

$$F_n \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} F.$$



- ▶ 定理 A.2.8 (连续性定理)
 - (i) 设 F, F_n 为 cdf, 对应的特征函数为 f, f_n . 如果 $F_n \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} F$, 则

$$\lim_{n\to\infty} f_n(t) = f(t), \quad \forall \ t\in\Re,$$
 (1)

且上述收敛在任意有界闭区间上是一致的

(ii) 设 f_n 为 cdf F_n 的特征函数, 若存在一个在 t = 0 点连续 的函数 f 使得 (1) 成立, 则 f 一定为某个 cdf F 的特征函数, 且

$$F_n \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} F$$
.





►【例 6.2.5】 设 X_n ~ N(0, n), 试讨论 X_n 的依分布收敛性.

分析: 以 F_n 和 f_n 分别表示 X_n 的分布函数和特征函数,则

$$f_n(t) = \exp\left\{-\frac{n}{2}t^2\right\} \longrightarrow f(t) := \left\{ \begin{array}{ll} 1, & t = 0, \\ 0, & t \neq 0. \end{array} \right.$$

可见 $f_n(t)$ 收敛, 但其极限 f 不是特征函数 (于 0 点不连续). 另一方面,

$$F_n(x) = \Phi\left(\frac{x}{\sqrt{n}}\right) \longrightarrow \frac{1}{2}$$

即 F_n 点点收敛, 但其极限不是一个分布函数. 因此, $\{F_n\}$ 不是依分布收敛. \blacksquare



■【例 6.2.5】 设 X_n ~ N(0, n), 试讨论 X_n 的依分布收敛性.

分析: 以 F_n 和 f_n 分别表示 X_n 的分布函数和特征函数,则

$$f_n(t) = \exp\left\{-\frac{n}{2}t^2\right\} \longrightarrow f(t) := \left\{ \begin{array}{ll} 1, & t = 0, \\ 0, & t \neq 0. \end{array} \right.$$

可见 $f_n(t)$ 收敛, 但其极限 f 不是特征函数 (于 0 点不连续). 另一方面,

$$F_n(x) = \Phi\left(\frac{x}{\sqrt{n}}\right) \longrightarrow \frac{1}{2},$$

即 F_n 点点收敛, 但其极限不是一个分布函数. 因此, $\{F_n\}$ 不是依分布收敛. \blacksquare



▶ 【例 6.2.6】 设 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} N(\mu, \sigma^2)$, 证明

$$aX_n + b \stackrel{d}{\longrightarrow} N(a\mu + b, a^2\sigma^2).$$

证明: 以 F_n 和 f_n 分别表示 X_n 的分布函数和特征函数,则

$$f_{\it n}(t) \longrightarrow \exp \left\{ {
m i} \mu t - rac{\sigma^2}{2} t^2
ight\}, \quad t \in \Re.$$

对任意 $a,b \in \Re$, 我们有

应用定理 A.2.8 得证. ■





▶ 【例 6.2.6】 设 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} N(\mu, \sigma^2)$, 证明

$$aX_n + b \stackrel{d}{\longrightarrow} N(a\mu + b, a^2\sigma^2).$$

证明: 以 F_n 和 f_n 分别表示 X_n 的分布函数和特征函数,则

$$f_n(t) \longrightarrow \exp\left\{\mathrm{i}\mu t - \frac{\sigma^2}{2}t^2\right\}, \quad t \in \Re.$$

对任意 a, b ∈ ℜ, 我们有

$$\begin{split} \mathrm{E}\left[\exp\{\mathrm{i}t(aX_n+b)\}\right] &= e^{\mathrm{i}bt}f_n(at) \\ &\longrightarrow \exp\left\{\mathrm{i}(a\mu+b)t - \frac{a^2\sigma^2}{2}t^2\right\}, \quad t \in \Re. \end{split}$$

应用定理 A.2.8 得证. ■





▶ 【例 6.2.7】 设 $X_n \sim \text{Geo}^*(p_n)$, 且 $p_n \to 0$, 证明 $\{p_n X_n / \lambda\}$ 依分 布收敛到 $\text{Exp}(\lambda)$ 分布, 其中 $\lambda > 0$.

证明: 不妨设 $\lambda = 1$, $q_n = 1 - p_n$. 以 f_n 表示 $p_n X_n$ 的特征函数,则

$$f_n(t) = \mathbb{E} e^{itp_n X_n} = \frac{p_n e^{ip_n t}}{1 - q_n e^{ip_n t}}$$

$$= \frac{p_n \left(1 + ip_n t - p_n^2 t^2 / 2 + \circ(p_n^2)\right)}{1 - q_n \left(1 + ip_n t - p_n^2 t^2 / 2 + \circ(p_n^2)\right)}$$

$$= \frac{1 + ip_n t - p_n^2 t^2 / 2 + \circ(p_n^2)}{1 - iq_n t + p_n q_n t^2 / 2 + \circ(p_n q_n)}$$

$$\to \frac{1}{1 - it}, \quad t \in \Re.$$



▶ 【例 6.2.7】 设 $X_n \sim \text{Geo}^*(p_n)$, 且 $p_n \to 0$, 证明 $\{p_n X_n/\lambda\}$ 依分 布收敛到 $\text{Exp}(\lambda)$ 分布, 其中 $\lambda > 0$.

证明: 不妨设 $\lambda = 1$, $q_n = 1 - p_n$. 以 f_n 表示 $p_n X_n$ 的特征函数,则

$$\begin{split} f_n(t) &= & \operatorname{E} e^{\mathrm{i}tp_nX_n} = \frac{p_n e^{\mathrm{i}p_n t}}{1 - q_n e^{\mathrm{i}p_n t}} \\ &= & \frac{p_n \left(1 + \mathrm{i}p_n t - p_n^2 t^2 / 2 + \circ(p_n^2)\right)}{1 - q_n \left(1 + \mathrm{i}p_n t - p_n^2 t^2 / 2 + \circ(p_n^2)\right)} \\ &= & \frac{1 + \mathrm{i}p_n t - p_n^2 t^2 / 2 + \circ(p_n^2)}{1 - \mathrm{i}q_n t + p_n q_n t^2 / 2 + \circ(p_n q_n)} \\ &\to & \frac{1}{1 - \mathrm{i}t}, \quad t \in \Re. \end{split}$$





- ▶【例 6.2.8】 证明:
 - (1) 若 $X_n \sim B(n, p_n)$ 且 $np_n \to \lambda > 0$, 证明 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} \operatorname{Poi}(\lambda)$.
 - (2) 设 $X_n \sim B(n, p)$, 则 $X_n/n \stackrel{P}{\longrightarrow} p$.

证明: (1) 记 $q_n = 1 - p_n$. 以 f_n 表示 X_n 的特征函数,则

$$f_n(t) = (q_n + p_n e^{it})^n = (1 + p_n (e^{it} - 1))^n$$

 $\to \exp{\{\lambda(e^{it} - 1)\}}, t \in \Re.$

(2) 仅证 $X_n/n \xrightarrow{d} p$. 事实上, X_n/n 的特征函数为

$$\mathbb{E}\left[\exp\left\{\mathrm{i}t\frac{X_n}{n}\right\}\right] = (1 + p(e^{\mathrm{i}t/n} - 1))^n \longrightarrow e^{\mathrm{i}pt}$$





- ▶【例 6.2.8】 证明:
 - (1) 若 $X_n \sim B(n, p_n)$ 且 $np_n \to \lambda > 0$, 证明 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} \operatorname{Poi}(\lambda)$.
 - (2) 设 $X_n \sim B(n, p)$, 则 $X_n/n \stackrel{P}{\longrightarrow} p$.

证明: (1) 记 $q_n = 1 - p_n$. 以 f_n 表示 X_n 的特征函数,则

$$f_n(t) = (q_n + p_n e^{it})^n = (1 + p_n (e^{it} - 1))^n$$

 $\to \exp{\{\lambda(e^{it} - 1)\}}, t \in \Re.$

(2) 仅证 $X_n/n \xrightarrow{d} p$. 事实上, X_n/n 的特征函数为

$$\operatorname{E}\left[\exp\left\{\mathrm{i}t\frac{X_n}{n}\right\}\right] = (1+p(e^{\mathrm{i}t/n}-1))^n \longrightarrow e^{\mathrm{i}pt}.$$





▶ 【例 6.2.9】 设 $X_n \sim \text{Poi}(\lambda_n)$ 且 $\lambda_n \to +\infty$, 证明

$$\frac{X_n-\lambda_n}{\sqrt{\lambda_n}}\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证明: 以 f_n 表示 $(X_n - \lambda_n)/\sqrt{\lambda_n}$ 的特征函数, 则

$$egin{array}{lll} f_n(t) &=& \exp\left\{\lambda_n\left(\mathrm{e}^{\mathrm{i}t/\sqrt{\lambda_n}}-1-rac{\mathrm{i}t}{\sqrt{\lambda_n}}
ight)
ight\} \ & o & \exp\left\{-rac{t^2}{2}
ight\}, \quad t\in\Re. \end{array}$$

$$e^{\mathrm{i}t} = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\mathrm{i}t)^k}{k!}, \quad t \in \Re.$$



【例 6.2.9】 设 $X_n \sim \operatorname{Poi}(\lambda_n)$ 且 $\lambda_n \to +\infty$, 证明 $\frac{X_n - \lambda_n}{\sqrt{\lambda_n}} \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1).$

证明: 以 f_n 表示 $(X_n - \lambda_n)/\sqrt{\lambda_n}$ 的特征函数, 则

$$f_n(t) = \exp\left\{\lambda_n\left(e^{\mathrm{i}t/\sqrt{\lambda_n}} - 1 - \frac{\mathrm{i}t}{\sqrt{\lambda_n}}\right)\right\} \ o \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\}, \quad t \in \Re.$$

$$e^{\mathrm{i}t}=1+\sum_{k=1}^{\infty}\frac{(\mathrm{i}t)^k}{k!},\quad t\in\Re.$$





§6.3 弱大数律与中心极限定理 (CLT)

工具: 特征函数

优点: 降低矩条件的阶数

6.3.1 弱大数律

ightharpoonup 定理 6.3.1 (Khintchine 弱大数律) 设 $\{X_n, n \geq 1\}$ iid, 满足 $\operatorname{E} X_1 = a \in \Re$, 则

$$\frac{S_n}{n} \stackrel{P}{\longrightarrow} a.$$

证: 注意到

$$\frac{S_n}{n} \overset{P}{\longrightarrow} a \Longleftrightarrow \frac{S_n - na}{n} \overset{d}{\longrightarrow} 0 \Longleftrightarrow f_n(t) \to 1, \ \forall \ t,$$

其中

$$f_n(t) = \mathbb{E}\left\{it\frac{S_n - na}{n}\right\} = \left(\mathbb{E}\exp\left\{it\frac{X_1 - a}{n}\right\}\right)^n$$
$$= \left(1 + o\left(\frac{t}{n}\right)\right)^n \longrightarrow 1.$$



§6.3 弱大数律与中心极限定理 (CLT)

工具: 特征函数

优点: 降低矩条件的阶数

6.3.1 弱大数律

ightharpoonup 定理 6.3.1 (Khintchine 弱大数律) 设 $\{X_n, n \geq 1\}$ iid, 满足 $\operatorname{E} X_1 = a \in \Re$, 则 S_n P

$$\frac{S_n}{n} \stackrel{P}{\longrightarrow} a.$$

证: 注意到

$$\frac{S_n}{n} \stackrel{P}{\longrightarrow} a \Longleftrightarrow \frac{S_n - na}{n} \stackrel{d}{\longrightarrow} 0 \Longleftrightarrow f_n(t) \rightarrow 1, \ \forall \ t,$$

其中

$$\begin{array}{rcl} f_n(t) & = & \mathrm{E}\,\left\{\mathrm{i}\,t\frac{S_n-n\mathsf{a}}{n}\right\} = \left(\mathrm{E}\,\exp\left\{\mathrm{i}\,t\frac{X_1-\mathsf{a}}{n}\right\}\right)^n \\ & = & \left(1+\circ\left(\frac{t}{n}\right)\right)^n \longrightarrow 1. \end{array}$$





§6.3 弱大数律与 CLT

【例 6.3.1】 设 f: [0,1] → ℜ 可测函数, 满足

$$\int_0^1 |f(x)| \, \mathrm{d}x < \infty,$$

币 $\{U_n, n \geq 1\}$ iid $\sim U(0,1)$,记

$$I_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(U_k), \quad I = \int_0^1 f(x) dx.$$

证明

$$I_n \stackrel{P}{\longrightarrow} I$$

* 应用:种用概率方法近似计算积分的办法,通常称为 Monte Carlo 方法.





§6.3 弱大数律与 CLT

【例 6.3.1】 设 f: [0,1] → ℜ 可测函数, 满足

$$\int_0^1 |f(x)| \, \mathrm{d}x < \infty,$$

币 $\{U_n, n \geq 1\}$ iid $\sim U(0,1)$,记

$$I_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n f(U_k), \quad I = \int_0^1 f(x) dx.$$

证明

$$I_n \stackrel{P}{\longrightarrow} I$$

* 应用: 种用概率方法近似计算积分的办法, 通常称为 Monte Carlo 方法.





▶ 【例 6.3.2】 设 f(x) 是 [0,1] 上的连续函数, 其对应的次数为 n 的 Bernstein 多项式是

$$B_n(x) = \sum_{k=0}^n f\left(\frac{k}{n}\right) \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k}, \quad x \in [0,1].$$

试利用弱大数律证明: 对 $\forall x \in [0,1]$, 都有 $\lim_{n\to\infty} B_n(x) = f(x)$.

* 应用:

弱大数率 + 依概率收敛的刻画 + 连续性 + 控制收敛定理





▶【例 6.3.2】 设 *f*(*x*) 是 [0,1] 上的连续函数, 其对应的次数为 *n* 的 Bernstein 多项式是

$$B_n(x) = \sum_{k=0}^n f\left(\frac{k}{n}\right) \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k}, \quad x \in [0,1].$$

试利用弱大数律证明: 对 $\forall x \in [0,1]$, 都有 $\lim_{n\to\infty} B_n(x) = f(x)$.

* 应用:

弱大数率 + 依概率收敛的刻画 + 连续性 + 控制收敛定理





▶ 【例 6.3.3】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid, $EX_1 = \mu$, $Var(X_1) = \sigma^2$, 记

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, \qquad S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \overline{X}_n)^2.$$

证明: $S_n^2 \xrightarrow{P} \sigma^2$.

证明: 应用

$$S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \mu)^2 + \frac{n}{n-1} (\overline{X}_n - \mu)^2,$$
$$\frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \mu)^2 \xrightarrow{P} \sigma^2,$$
$$\overline{X}_n - \mu \xrightarrow{P} 0.$$





▶ 【例 6.3.3】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid, $EX_1 = \mu$, $Var(X_1) = \sigma^2$, 记

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, \qquad S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \overline{X}_n)^2.$$

证明: $S_n^2 \xrightarrow{P} \sigma^2$.

证明: 应用

$$S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \mu)^2 + \frac{n}{n-1} (\overline{X}_n - \mu)^2,$$
$$\frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \mu)^2 \xrightarrow{P} \sigma^2,$$
$$\overline{X}_n - \mu \xrightarrow{P} 0.$$





6.3.2 Slutsky 引理

▶ 定理 6.3.2 (Slutsky 引理) 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, $Y_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 0$, 则

$$X_n + Y_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$$
.

证: 记
$$Z_n = X_n + Y_n$$
, $X \sim F$. 取 $\epsilon_1 > 0$ 且 $x + \epsilon_1 \in C(F)$, 则

$$P(Z_n \le x) = P(Z_n \le x, X_n \le x + \epsilon_1) + P(Z_n \le x, X_n > x + \epsilon_1)$$

$$\le P(X_n \le x + \epsilon_1) + P(Y_n \le -\epsilon_1)$$

$$\Longrightarrow \lim \sup_{n \to \infty} P(Z_n \le x) \le F(x + \epsilon_1).$$

类似, 取 $\epsilon_2 > 0$ 且 $x - \epsilon_2 \in C(F)$, 则

$$P(X_n \le x - \epsilon_2) = P(X_n \le x - \epsilon_2, Y_n \le \epsilon_2) + P(X_n \le x - \epsilon_2, Y_n > \epsilon_2)$$

$$\le P(Z_n \le x) + P(Y_n > \epsilon_2)$$

$$\Longrightarrow F(x-\epsilon_2) \leq \liminf_{n\to\infty} P(Z_n \leq x).$$

.



6.3.2 Slutsky 引理

▶ 定理 6.3.2 (Slutsky 引理) 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, $Y_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 0$, 则

$$X_n + Y_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X.$$

证: 记
$$Z_n = X_n + Y_n$$
, $X \sim F$. 取 $\epsilon_1 > 0$ 且 $x + \epsilon_1 \in C(F)$, 则

$$P(Z_n \le x) = P(Z_n \le x, X_n \le x + \epsilon_1) + P(Z_n \le x, X_n > x + \epsilon_1)$$

$$\le P(X_n \le x + \epsilon_1) + P(Y_n \le -\epsilon_1)$$

$$\Longrightarrow \lim \sup_{n \to \infty} P(Z_n \le x) \le F(x + \epsilon_1).$$

类似, 取 $\epsilon_2 > 0$ 且 $x - \epsilon_2 \in C(F)$, 则

$$P(X_n \le x - \epsilon_2) = P(X_n \le x - \epsilon_2, Y_n \le \epsilon_2) + P(X_n \le x - \epsilon_2, Y_n > \epsilon_2)$$

$$\le P(Z_n \le x) + P(Y_n > \epsilon_2)$$

$$\Longrightarrow F(x-\epsilon_2) \leq \liminf_{n\to\infty} P(Z_n \leq x).$$

T. Hu

.



6.3.2 Slutsky 引理

▶ 定理 6.3.2 (Slutsky 引理) 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, $Y_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 0$, 则

$$X_n + Y_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$$
.

证: 记
$$Z_n = X_n + Y_n$$
, $X \sim F$. 取 $\epsilon_1 > 0$ 且 $x + \epsilon_1 \in C(F)$, 则

$$P(Z_n \le x) = P(Z_n \le x, X_n \le x + \epsilon_1) + P(Z_n \le x, X_n > x + \epsilon_1)$$

$$\le P(X_n \le x + \epsilon_1) + P(Y_n \le -\epsilon_1)$$

$$\Longrightarrow \limsup_{n\to\infty} P(Z_n \le x) \le F(x+\epsilon_1).$$

类似, 取
$$\epsilon_2 > 0$$
 且 $x - \epsilon_2 \in C(F)$, 则

$$P(X_n \le x - \epsilon_2) = P(X_n \le x - \epsilon_2, Y_n \le \epsilon_2) + P(X_n \le x - \epsilon_2, Y_n > \epsilon_2)$$

$$\le P(Z_n \le x) + P(Y_n > \epsilon_2)$$

$$\Longrightarrow F(x-\epsilon_2) \leq \liminf_{n\to\infty} P(Z_n \leq x).$$

.



ightharpoons 定理 6.3.2' (Slutsky 引理) 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, $W_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 1$, 则 $X_n W_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$.

证: 记
$$T_n = X_n W_n$$
, $X \sim F$. 任取 $x \in C(F)$, 不妨设 $x > 0$. 对 $\forall \epsilon \in (0, 1/2)$, 存在 $0 < \epsilon_1 < \epsilon$ 使得 $(1 \pm \epsilon_1)x \in C(F)$. 显然,
$$P(T_n \le x) \le P(X_n \le (1 + \epsilon_1)x) + P\left(|W_n - 1| > \frac{\epsilon_1}{1 + \epsilon_1}\right)$$

$$P(X_n \le (1 - \epsilon_1)x) \le P(T_n \le x) + P\left(|W_n - 1| > \frac{\epsilon_1}{1 - \epsilon_1}\right).$$
[常考虑 $W_n > 0$ 和 $W_n \le 0$ 两种情形]

$$F((1-\epsilon_1)x) \leq \liminf_{n \to \infty} P(T_n \leq x) \leq \limsup_{n \to \infty} P(T_n \leq x) \leq F((1+\epsilon_1)x).$$

再令
$$\epsilon \to 0$$
 得 $P(T_n \le x) \longrightarrow F(x)$.





▶ 定理 6.3.2' (Slutsky 引理) 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, $W_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 1$, 则 $X_n W_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$.

证:记
$$T_n = X_n W_n, X \sim F$$
. 任取 $x \in C(F)$, 不妨设 $x > 0$. 对 $\forall \epsilon \in (0, 1/2)$, 存在 $0 < \epsilon_1 < \epsilon$ 使得 $(1 \pm \epsilon_1)x \in C(F)$. 显然,
$$P(T_n \le x) \le P(X_n \le (1 + \epsilon_1)x) + P\left(|W_n - 1| > \frac{\epsilon_1}{1 + \epsilon_1}\right)$$

$$P(X_n \le (1 - \epsilon_1)x) \le P(T_n \le x) + P\left(|W_n - 1| > \frac{\epsilon_1}{1 - \epsilon_1}\right).$$
 [\$\$\$ \$\emptyre{\gamma} \text{\gamma}_N > 0 \text{\pi} W_n > 0 \text{\pi} W_n \leq 0 \text{\pi} \text{\pi} \frac{\pi}{1 - \epsilon_1}\right).

$$F((1-\epsilon_1)x) \leq \liminf_{n \to \infty} P(T_n \leq x) \leq \limsup_{n \to \infty} P(T_n \leq x) \leq F((1+\epsilon_1)x).$$

再令
$$\epsilon$$
 → 0 得 P ($T_n \leq x$) \longrightarrow $F(x)$.





▶ 定理 6.3.2" (Slutsky 引理) 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, $W_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 0$, 则 $X_n W_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 0$.

证:记 $T_n = X_n W_n$, $X \sim F$. 任取 x > 0. 再任取 $\epsilon > 0$ 使得 $\pm x/\epsilon \in C(F)$. 于是,

$$P(|T_n| > x) \le P(|W_n| > \epsilon) + P(|W_n| \le \epsilon, |T_n| > x))$$

$$\le P(|W_n| > \epsilon) + P(x < \epsilon |X_n|).$$

$$\limsup P(|T_n| > x) \le P(x < \epsilon |X|)$$

再令 ϵ → 0 得 P ($|T_n| > x$) — 0.





▶ 定理 6.3.2" (Slutsky 引理) 如果 $X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X$, $W_n \stackrel{P}{\longrightarrow} 0$, 则

$$X_nW_n\stackrel{P}{\longrightarrow} 0.$$

证:记 $T_n = X_n W_n$, $X \sim F$. 任取 x > 0. 再任取 $\epsilon > 0$ 使得 $\pm x/\epsilon \in C(F)$. 于是,

$$P(|T_n| > x) \le P(|W_n| > \epsilon) + P(|W_n| \le \epsilon, |T_n| > x))$$

$$\le P(|W_n| > \epsilon) + P(x < \epsilon |X_n|).$$

$$\limsup P(|T_n| > x) \le P(x < \epsilon |X|)$$

再令 ϵ → 0 得 P ($|T_n| > x$) \longrightarrow 0.





Slutsky 引理的应用: Delta 方法

▶ 【例 6.3.4】 设 $\sqrt{n}(X_n - a) \stackrel{d}{\to} N(0, \sigma^2)$, 其中 $a \in \Re$, $\sigma^2 > 0$, 函数 $g \to a$ 点可导,且 $g'(a) \neq 0$,则

$$\sqrt{n}(g(X_n)-g(a))\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,\sigma^2[g'(a)]^2).$$

证明

- Step 1. 证明 $X_n a \xrightarrow{P} 0$.
- Step 2. 根据 Taylor 展开, 得

$$\sqrt{n}(g(X_n)-g(a))=g'(a)\cdot\sqrt{n}(X_n-a)+\sqrt{n}Y_n,$$

其中
$$Y_n = o(X_n - a)$$
.

• Step 3. $\sqrt{n} Y_n \xrightarrow{P} 0$. 事实上,

$$\sqrt{n} Y_n = \sqrt{n} (X_n - a) \cdot \frac{Y_n}{X_n - a}, \qquad \frac{Y_n}{X_n - a} \stackrel{P}{\longrightarrow} 0.$$





Slutsky 引理的应用: Delta 方法

▶ 【例 6.3.4】 设 $\sqrt{n}(X_n - a) \stackrel{d}{\to} N(0, \sigma^2)$, 其中 $a \in \Re$, $\sigma^2 > 0$, 函数 g 于 a 点可导,且 $g'(a) \neq 0$,则

$$\sqrt{n}(g(X_n)-g(a))\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,\sigma^2[g'(a)]^2).$$

证明:

- Step 1. 证明 $X_n a \stackrel{P}{\longrightarrow} 0$.
- Step 2. 根据 Taylor 展开, 得

$$\sqrt{n}(g(X_n)-g(a))=g'(a)\cdot\sqrt{n}(X_n-a)+\sqrt{n}Y_n,$$

其中
$$Y_n = \circ (X_n - a)$$
.

• Step 3. $\sqrt{n} Y_n \xrightarrow{P} 0$. 事实上,

$$\sqrt{n} \, Y_n = \sqrt{n} \, (X_n - a) \cdot \frac{Y_n}{X_n - a}, \qquad \frac{Y_n}{X_n - a} \stackrel{P}{\longrightarrow} 0.$$





6.3.2 CLT

▶ 定义 6.3.1 (中心极限定理) 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ rv 序列, $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. 如果存在中心化数列 $\{a_n, n \ge 1\}$ 和正则化数列 $\{b_n, n \ge 1\}$, 使得

$$\frac{S_n-a_n}{b_n}\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1),$$

则称 $\{X_n, n \geq 1\}$ 服从中心极限定理.

$$\frac{S_n - a_n}{b_n} \xrightarrow{d} N(0, 1) \iff \mathbb{E}\left\{i \, t \, \frac{S_n - a_n}{b_n}\right\} \longrightarrow \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\}, \ \forall \, t$$





6.3.2 CLT

▶ 定义 6.3.1 (中心极限定理) 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ rv 序列, $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. 如果存在中心化数列 $\{a_n, n \ge 1\}$ 和正则化数列 $\{b_n, n \ge 1\}$, 使得

$$\frac{S_n-a_n}{b_n}\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1),$$

则称 $\{X_n, n \geq 1\}$ 服从中心极限定理.

*

$$\frac{S_n - a_n}{b_n} \stackrel{d}{\longrightarrow} \textit{N}(0,1) \Longleftrightarrow \mathrm{E}\left\{\mathrm{i}\,t\frac{S_n - a_n}{b_n}\right\} \longrightarrow \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\}, \ \forall \ t.$$





▶ 定理 6.3.3 (Levy 中心极限定理) 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid, 满足 $E[X_1] = a$, $Var(X_1) = \sigma^2 < \infty$, 则

$$\frac{S_n-na}{\sqrt{n}\,\sigma}\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证:记 f_n 为 $(S_n - na)/(\sqrt{n}\sigma)$ 的特征函数,则

$$f_n(t) = \mathbb{E}\left\{i t \frac{S_n - na}{\sqrt{n}\sigma}\right\} = \left(\mathbb{E} \exp\left\{i t \frac{X_1 - a}{\sqrt{n}\sigma}\right\}\right)^n$$

$$= \left(1 - \frac{t^2}{2n} + o\left(\frac{t^2}{n}\right)\right)^n$$

$$\longrightarrow \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\}, \ \forall \ t.$$





ト 定理 6.3.3 (Levy 中心极限定理) 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid, 满足 $E[X_1] = a$, $Var(X_1) = \sigma^2 < \infty$, 则

$$\frac{S_n - na}{\sqrt{n}\,\sigma} \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证:记 f_n 为 $(S_n - na)/(\sqrt{n}\sigma)$ 的特征函数,则

$$f_n(t) = \operatorname{E}\left\{\mathrm{i}\,t\frac{S_n - na}{\sqrt{n}\sigma}\right\} = \left(\operatorname{E}\,\exp\left\{\mathrm{i}\,t\frac{X_1 - a}{\sqrt{n}\sigma}\right\}\right)^n$$

$$= \left(1 - \frac{t^2}{2n} + o\left(\frac{t^2}{n}\right)\right)^n$$

$$\longrightarrow \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\}, \ \forall \ t.$$





▶ 例 6.3.5 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid $\sim B(1, p), p \in (0, 1), q = 1 - p, 则 <math>S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$. 当 a, b 是非负整数时,则对于较大的n,有以下近似公式

$$\begin{cases} P\left(a \leqslant S_n \leqslant b\right) \approx \Phi\left(\frac{b + 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi\left(\frac{a - 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right), \\ P\left(S_n \leqslant b\right) \approx \Phi\left(\frac{b + 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right), \\ P\left(S_n \geqslant a\right) \approx 1 - \Phi\left(\frac{a - 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right). \end{cases}$$

※ 上述近似并非总有效, 一般要求 (np) ∧ (nq) > 5.



▶ 例 6.3.5 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid $\sim B(1, p), p \in (0, 1), q = 1 - p, 则 <math>S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$. 当 a, b 是非负整数时,则对于较大的n,有以下近似公式

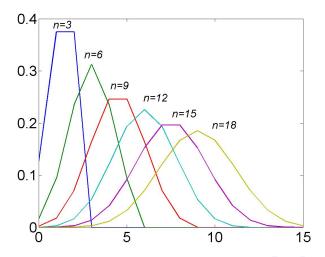
$$\begin{cases} P\left(a \leqslant S_n \leqslant b\right) \approx \Phi\left(\frac{b + 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi\left(\frac{a - 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right), \\ P\left(S_n \leqslant b\right) \approx \Phi\left(\frac{b + 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right), \\ P\left(S_n \geqslant a\right) \approx 1 - \Phi\left(\frac{a - 0.5 - np}{\sqrt{npq}}\right). \end{cases}$$

* 上述近似并非总有效, 一般要求 (np) ∧ (nq) > 5.



(续)

取 p = 1/2, B(n, p) 分布的 pmf 图如下:







算例:某药厂试制了一种新药,声称对贫血患者的治疗有效率达到80%.医药监管部门准备对100个贫血患者进行此药的临床试验,若这100人中至少有75人用药有效,就批准此药的生产.如果该药的有效率确实达到80%,此药被批准生产的概率至少是多少?

解:用 S_n 示这 n 个患者中用药后有效的人数. 如果该药有效率是 p=80%,则 $S_n\sim B(n,p)$. 于是此药被批准生产的概率为



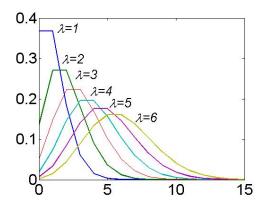
算例:某药厂试制了一种新药,声称对贫血患者的治疗有效率达到80%.医药监管部门准备对100个贫血患者进行此药的临床试验,若这100人中至少有75人用药有效,就批准此药的生产.如果该药的有效率确实达到80%,此药被批准生产的概率至少是多少?

解:用 S_n 示这n 个患者中用药后有效的人数.如果该药有效率是p=80%,则 $S_n\sim B(n,p)$.于是此药被批准生产的概率为





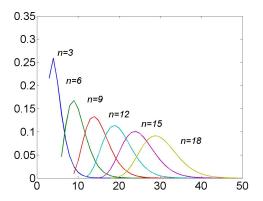
▶ 例 6.3.a 设 X_{λ} iid ~ $Poi(\lambda)$. $Poi(\lambda)$ 分布的 pmf 图如下:







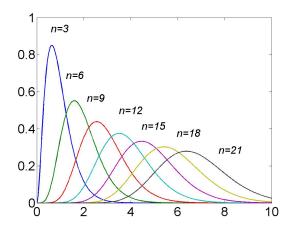
▶ 例 6.3.b 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid $\sim \text{Geo}^*(p)$, $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. S_n 分布的 pmf 图如下:







▶ 例 6.3.c 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid $\sim \text{Exp}(\lambda)$, $S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim \Gamma(n, \lambda)$. 特别, 取 $\lambda = \pi$, S_n 分布的 pdf 图如下:







▶ 例 6.3.6 设 X_1, X_2, X_3 iid $\sim U(0,1)$, 则 $S_3 = X_1 + X_2 + X_3$ 的 pdf 为

$$p_3(x) = \begin{cases} x^2/2, & x \in [0,1); \\ -x^2 + 3x - 3/2, & x \in [1,2); \\ (3-x)^2/2, & x \in [2,3]. \end{cases}$$

利用 $ES_3 = 3/2$, $Var(X_1) = 1/12$, 得到 S_3 的标准化

$$T_3 = \frac{S_3 - 3/2}{\sqrt{1/4}} = 2S_3 - 3.$$

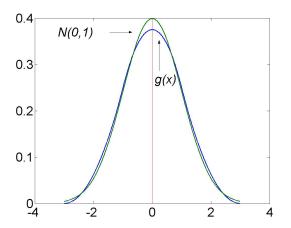
 T_3 的 pdf 是

$$g(x) = \frac{1}{2} p_3\left(\frac{x+3}{2}\right).$$





 T_3 的 pdf g(x) 的图形和标准正态 pdf 的图形 (在原点较高的曲线) 基本相同.





▶ 例 6.3.7 用中心极限定理证明:

$$e^{-n}\sum_{k=1}^n \frac{n^k}{k!} \longrightarrow \frac{1}{2}, \quad n \to \infty.$$

证明: 设 $\{X_k, k \geq 1\}$ iid \sim Poi(1), 则

$$\frac{\sum_{k=1}^{n} X_k - n}{\sqrt{n}} \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1),$$

$$\sum_{k=1}^n X_k \sim \operatorname{Poi}(n).$$





▶ 例 6.3.7 用中心极限定理证明:

$$e^{-n}\sum_{k=1}^n \frac{n^k}{k!} \longrightarrow \frac{1}{2}, \quad n \to \infty.$$

证明: 设 $\{X_k, k \geq 1\}$ iid $\sim \text{Poi}(1)$, 则

$$\frac{\sum_{k=1}^{n} X_k - n}{\sqrt{n}} \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1),$$

$$\sum_{k=1}^n X_k \sim \operatorname{Poi}(n).$$





▶ 例 6.3.14 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid, 满足 $E[X_1] = a$, $Var(X_1) = \sigma^2 < \infty$, 则

$$\frac{S_n-na}{\sqrt{n}\,\widehat{\sigma}}\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1),$$

其中

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2$$

或

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2, \quad \overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

$$X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X, \ Y_n \stackrel{P}{\longrightarrow} c > 0 \Longrightarrow X_n/Y_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X/c.$$





▶ 例 6.3.14 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ iid, 满足 $E[X_1] = a$, $Var(X_1) = \sigma^2 < \infty$, 则

$$\frac{S_n - na}{\sqrt{n}\,\widehat{\sigma}} \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1),$$

其中

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2$$

或

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2, \quad \overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

*

$$X_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X, \ Y_n \stackrel{P}{\longrightarrow} c > 0 \Longrightarrow X_n/Y_n \stackrel{d}{\longrightarrow} X/c.$$





6.3.4 独立不同分布场合下的 CLT

设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 是相互独立的 rv 序列, 满足

$$\operatorname{E} X_k = a_k, \qquad 0 < \operatorname{Var}(X_k) = \sigma_k^2 < \infty, \quad k \ge 1.$$

记

$$S_n = \sum_{k=1}^n X_k, \qquad B_n^2 = \text{Var}(S_n) = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2.$$

▶ 问题: 寻找条件使得

$$\frac{S_n - \operatorname{E} S_n}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} = \sum_{k=1}^n \frac{X_k - a_k}{B_n} \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1).$$





▶ Linderberg 条件: rv 序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足, 对 $\forall \tau > 0$,

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1}{B_n^2} \sum_{j=1}^n \mathbb{E} \left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right] = 0, \quad (2)$$

其中 $\mathrm{E}\,X_k = a_k$, $0 < \mathrm{Var}\,(X_k) = \sigma_k^2 < \infty$, $\forall k$.

▶ Feller 条件:

$$\lim_{n \to \infty} \max_{1 \le k \le n} \frac{\sigma_k^2}{B_n^2} = 0. \tag{3}$$

▶ 定理 6.3.5 Linderberg 条件 ⇒ Feller 条件 + 条件

$$\max_{1 \le k \le n} \left| \frac{X_k - a_k}{B_n} \right| \xrightarrow{P} 0. \tag{4}$$





▶ Linderberg 条件: rv 序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足, 对 $\forall \tau > 0$,

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1}{B_n^2} \sum_{j=1}^n \mathbb{E} \left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right] = 0, \quad (2)$$

其中 $\mathrm{E}\,X_k = a_k$, $0 < \mathrm{Var}\,(X_k) = \sigma_k^2 < \infty$, $\forall k$.

▶ Feller 条件:

$$\lim_{n \to \infty} \max_{1 \le k \le n} \frac{\sigma_k^2}{B_n^2} = 0. \tag{3}$$

▶ 定理 6.3.5 Linderberg 条件 ⇒ Feller 条件 + 条件

$$\max_{1 \le k \le n} \left| \frac{X_k - a_k}{B_n} \right| \xrightarrow{P} 0. \tag{4}$$





▶ Linderberg 条件: rv 序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足, 对 $\forall \tau > 0$,

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1}{B_n^2} \sum_{j=1}^n \mathrm{E} \left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right] = 0, \qquad (2)$$

其中 $\mathrm{E}\,X_k = a_k$, $0 < \mathrm{Var}\,(X_k) = \sigma_k^2 < \infty$, $\forall k$.

▶ Feller 条件:

$$\lim_{n \to \infty} \max_{1 \le k \le n} \frac{\sigma_k^2}{B_n^2} = 0.$$
 (3)

▶ 定理 6.3.5 Linderberg 条件 ⇒ Feller 条件 + 条件

$$\max_{1 \le k \le n} \left| \frac{X_k - a_k}{B_n} \right| \xrightarrow{P} 0. \tag{4}$$





证: (2)
$$\Longrightarrow$$
 (3): 对 $\forall \tau > 0$,

$$\max_{1 \le k \le n} \frac{\sigma_k^2}{B_n^2} = \frac{1}{B_n^2} \Big[\max_{1 \le k \le n} \mathrm{E} \left[(X_k - a_k)^2 I(|X_k - a_k| > \tau B_n) \right] \\ + \mathrm{E} \left[(X_k - a_k)^2 I(|X_k - a_k| \le \tau B_n) \right] \Big] \\ \le \tau^2 + \frac{1}{B_n^2} \sum_{k=1}^n \mathrm{E} \left[(X_k - a_k)^2 I(|X_k - a_k| > \tau B_n) \right].$$

先令 $n \to \infty$, 再令 $\tau \to 0$ 得 Feller 条件.





§6.3 弱大数律与 CLT

证:
$$(2) \Longrightarrow (4)$$
: 对 $\forall \tau \in (0,1)$,

$$P\left(\max_{1\leq k\leq n}\left|\frac{X_k-a_k}{B_n}\right|>\tau\right) = P\left(\max_{1\leq k\leq n}|X_k-a_k|>\tau B_n\right)$$

$$= P\left(\bigcup_{k=1}^n|X_k-a_k|>\tau B_n\right)$$

$$\leq \sum_{k=1}^n P\left(|X_k-a_k|>\tau B_n\right)$$

$$\leq \sum_{k=1}^n E\left[I(|X_k-a_k|>\tau B_n)\right]$$

$$\leq \frac{1}{\tau^2 B_n^2} \sum_{i=1}^n E\left[(X_j-a_j)^2 I(|X_j-a_j|\geqslant \tau B_n)\right]$$

.





▶ 推论 6.3.1 Linderberg 条件蕴涵

$$\lim_{n\to\infty}B_n=+\infty.$$

证明: Linderberg 条件蕴涵 Feller 条件

$$\lim_{n\to\infty} \max_{1\le k\le n} \frac{\sigma_k^2}{B_n^2} = 0.$$

若 $\{B_n\}$ 有上界,则上式不成立. ■

▶ 定理 6.3.6 (Linderberg 中心极限定理) 设独立 rv 序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足 Linderberg 条件, 证明

$$\frac{S_n - \operatorname{E} S_n}{B_n} \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1)$$



▶ 推论 6.3.1 Linderberg 条件蕴涵

$$\lim_{n\to\infty}B_n=+\infty.$$

证明: Linderberg 条件蕴涵 Feller 条件

$$\lim_{n\to\infty} \max_{1\le k\le n} \frac{\sigma_k^2}{B_n^2} = 0.$$

若 {B_n} 有上界,则上式不成立. ■

▶ 定理 6.3.6 (Linderberg 中心极限定理) 设独立 rv 序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足 Linderberg 条件, 证明

$$\frac{S_n-\operatorname{E} S_n}{B_n}\stackrel{d}{\longrightarrow} N(0,1).$$





▶ 定理 6.3.7 设存在正常数序列 {L_n, n ≥ 1} 满足

$$\max_{1 \le k \le n} |X_k| \le L_n, \qquad \lim_{n \to \infty} \frac{L_n}{B_n} = 0,$$

则 Linderberg 条件成立.

证:记 $a_k = EX_k$.由条件得

$$\frac{1}{B_n} \max_{1 \le k \le n} |X_k - a_k| \le \frac{2L_n}{B_n} \longrightarrow 0 \ [-\mathfrak{F}],$$

所以,对 $\forall \tau > 0$,当 n 充分大时,

$$\max_{1\leq k\leq n}I(|X_k-a_k|>\tau B_n)=0.$$

$$\frac{1}{B_n^2} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}\left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right] = 0. \ \blacksquare$$





▶ 定理 6.3.7 设存在正常数序列 {L_n, n ≥ 1} 满足

$$\max_{1 \le k \le n} |X_k| \le L_n, \qquad \lim_{n \to \infty} \frac{L_n}{B_n} = 0,$$

则 Linderberg 条件成立.

证:记 $a_k = EX_k$.由条件得

$$\frac{1}{B_n}\max_{1\leq k\leq n}|X_k-a_k|\leq \frac{2L_n}{B_n}\longrightarrow 0\ [-\mathfrak{Y}],$$

所以,对 $\forall \tau > 0$,当 n 充分大时,

$$\max_{1\leq k\leq n}I(|X_k-a_k|>\tau B_n)=0,$$

$$\frac{1}{B_n^2} \sum_{i=1}^n \mathrm{E} \left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right] = 0. \quad \blacksquare$$





Lyapunov 条件 rv 序列 {X_n, n ≥ 1} 满足

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1}{B_n^{2+\delta}} \sum_{k=1}^n E |X_k - a_k|^{2+\delta} = 0,$$

其中 $EX_k = a_k$, $\delta > 0$.

▶ 定理 6.3.8 (Lyapunov 定理) 设独立 rv $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足 Lyapunov 条件, 则 Linderberg 条件成立.

i.E:
$$\frac{1}{B_n^2} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}\left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right]$$

$$\leq \frac{1}{\tau^{\delta} B_n^{2+\delta}} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}\left[|X_j - a_j|^{2+\delta} I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right]$$

$$\leq \frac{1}{\tau^{\delta} B_n^{2+\delta}} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}\left[|X_j - a_j|^{2+\delta} \right] \longrightarrow 0. \quad \blacksquare$$





▶ Lyapunov 条件 rv 序列 $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1}{B_n^{2+\delta}} \sum_{k=1}^n E |X_k - a_k|^{2+\delta} = 0,$$

其中 $EX_k = a_k, \delta > 0.$

▶ 定理 6.3.8 (Lyapunov 定理) 设独立 rv $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足 Lyapunov 条件, 则 Linderberg 条件成立.

i.E:
$$\frac{1}{B_n^2} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}\left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right]$$

$$\leq \frac{1}{\tau^{\delta} B_n^{2+\delta}} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}\left[|X_j - a_j|^{2+\delta} I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right]$$

$$\leq \frac{1}{\tau^{\delta} B_n^{2+\delta}} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}\left[|X_j - a_j|^{2+\delta} \right] \longrightarrow 0. \quad \blacksquare$$





Lyapunov 条件 rv 序列 {X_n, n ≥ 1} 满足

$$\lim_{n \to \infty} \frac{1}{B_n^{2+\delta}} \sum_{k=1}^n E |X_k - a_k|^{2+\delta} = 0,$$

其中 $EX_k = a_k, \delta > 0.$

▶ 定理 6.3.8 (Lyapunov 定理) 设独立 rv $\{X_n, n \ge 1\}$ 满足 Lyapunov 条件, 则 Linderberg 条件成立.

$$\frac{1}{B_n^2} \sum_{j=1}^n \mathrm{E}\left[(X_j - a_j)^2 I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right] \\
\leq \frac{1}{\tau^{\delta} B_n^{2+\delta}} \sum_{j=1}^n \mathrm{E}\left[|X_j - a_j|^{2+\delta} I(|X_j - a_j| \geqslant \tau B_n) \right] \\
\leq \frac{1}{\tau^{\delta} B_n^{2+\delta}} \sum_{j=1}^n \mathrm{E}\left[|X_j - a_j|^{2+\delta} \right] \longrightarrow 0. \quad \blacksquare$$





▶【例 6.3.15】 有一列口袋, 第 k 个口袋中有 1 个白球和 k - 1 个 黑球. 自前 n 个口袋中各取一球, 记 Z_n 为所取出的 n 个球中的白球个数.则

$$\frac{Z_n - \operatorname{E} Z_n}{\sqrt{\operatorname{Var}(Z_n)}} \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证: 注意 $Z_n = \sum_{k=1}^n X_k$, 其中

$$X_k = \begin{cases} 1, & \text{第 } k \text{ 口袋取出白球,} \\ 0, & \text{否则.} \end{cases}$$

显然,

$$|X_k| \le 1, \qquad B_n^2 = \operatorname{Var}(Z_n) = \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{k^2}\right) \longrightarrow +\infty.$$

定理 6.3.7 条件满足, 得证. ■





▶【例 6.3.15】 有一列口袋, 第 k 个口袋中有 1 个白球和 k - 1 个 黑球. 自前 n 个口袋中各取一球, 记 Z_n 为所取出的 n 个球中的白球个数,则

$$\frac{Z_n - \operatorname{E} Z_n}{\sqrt{\operatorname{Var} \left(Z_n \right)}} \stackrel{\operatorname{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证: 注意 $Z_n = \sum_{k=1}^n X_k$, 其中

$$X_k = \begin{cases} 1, & \text{第 } k \text{ 口袋取出白球,} \\ 0, & \text{否则.} \end{cases}$$

显然,

$$|X_k| \leq 1, \qquad B_n^2 = \operatorname{Var}\left(Z_n\right) = \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{k^2}\right) \longrightarrow +\infty.$$

定理 6.3.7 条件满足, 得证. ■





▶【例 6.3.15'】 设 $\{X_n\}$ 是独立同分布的随机变量序列,服从共同的连续分布.以 Z_n 表示前 n 个变量中纪录值的出现次数.证明

$$\frac{Z_n-\ln n}{\sqrt{\ln n}}\stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证: 注意 $Z_n = \sum_{k=1}^n I_k$, 其中

$$I_k = \begin{cases} 1, & X_k \ \mathcal{E} - \hat{\nabla} i \mathbb{R} d, \\ 0, & \text{TM}. \end{cases}$$

利用 $\{I_k, k \geq 1\}$ 相互独立, 有

$$|I_k| \le 1,$$
 $\mathbb{E} Z_n = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k},$ $B_n^2 = \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{k^2}\right) \longrightarrow +\infty.$

同前例可证

$$\frac{Z_n - \operatorname{E} Z_n}{\sqrt{\operatorname{Var}(Z_n)}} \stackrel{\operatorname{d}}{\longrightarrow} N(0,1) \qquad \cdots \cdots$$





▶【例 6.3.15'】 设 $\{X_n\}$ 是独立同分布的随机变量序列,服从共同的连续分布.以 Z_n 表示前 n 个变量中纪录值的出现次数.证明

$$\frac{Z_n-\ln n}{\sqrt{\ln n}}\stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证: 注意 $Z_n = \sum_{k=1}^n I_k$, 其中

$$I_k = \begin{cases} 1, & X_k \\ 0, & \text{否则.} \end{cases}$$

利用 $\{I_k, k \geq 1\}$ 相互独立, 有

$$|I_k| \le 1,$$
 $\operatorname{E} Z_n = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k},$ $B_n^2 = \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{k^2}\right) \longrightarrow +\infty.$

同前例可证

$$\frac{Z_n - \operatorname{E} Z_n}{\sqrt{\operatorname{Var} \left(Z_n \right)}} \stackrel{\operatorname{d}}{\longrightarrow} \textit{N}(0,1) \qquad \cdots \cdots .$$





▶ 【例 6.3.16】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 为独立 rv, $X_n \sim U(-\sqrt{n}, \sqrt{n})$, 证明

$$\frac{S_n}{\sqrt{\operatorname{Var}\left(S_n\right)}} \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证法一: 注意 $\mathbb{E}X_k = 0$, $\operatorname{Var}(X_k) = k/3$,

$$B_n^2 = \sum_{k=1}^n \frac{k}{3} = \frac{1}{6} n(n+1).$$

取 $L_n = \sqrt{n}$, 则定理 6.3.6 条件满足, 得证.



▶ 【例 6.3.16】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 为独立 rv, $X_n \sim U(-\sqrt{n}, \sqrt{n})$, 证明

$$\frac{S_n}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证法一: 注意 $\mathrm{E} X_k = 0$, $\mathrm{Var}(X_k) = k/3$,

$$B_n^2 = \sum_{k=1}^n \frac{k}{3} = \frac{1}{6}n(n+1).$$

取 $L_n = \sqrt{n}$, 则定理 6.3.6 条件满足, 得证. \blacksquare





▶ 【例 6.3.16】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 为独立 rv, $X_n \sim U(-\sqrt{n}, \sqrt{n})$, 证明

$$\frac{S_n}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

证法二: 验证 Lyapunov 条件, 取 $\delta = 2$,

$$B_n^4 = \left(\frac{1}{6}n(n+1)\right) ,$$

$$\sum_{k=1}^n \mathbb{E}\left[X_k - a_k\right]^4 = \sum_{k=1}^n \mathbb{E}X_k^4 = \sum_{k=1}^n \frac{k^2}{5} = \frac{1}{30}n(n+1)(2n+1).$$

$$\frac{1}{B_n^4} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}X_k^4 = \frac{6(2n+1)}{5n(n+1)} \longrightarrow 0. \quad \blacksquare$$





▶【例 6.3.16】 设 $\{X_n, n \ge 1\}$ 为独立 rv, $X_n \sim U(-\sqrt{n}, \sqrt{n})$, 证明 $\frac{S_n}{\sqrt{\operatorname{Var}(S_n)}} \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$

证法二: 验证 Lyapunov 条件, 取 $\delta = 2$,

$$B_n^4 = \left(\frac{1}{6}n(n+1)\right)^2,$$

$$\sum_{k=1}^n \mathrm{E}\left[X_k - a_k\right]^4 = \sum_{k=1}^n \mathrm{E}X_k^4 = \sum_{k=1}^n \frac{k^2}{5} = \frac{1}{30}n(n+1)(2n+1).$$

$$\frac{1}{B_n^4} \sum_{k=1}^n \mathrm{E}X_k^4 = \frac{6(2n+1)}{5n(n+1)} \longrightarrow 0. \quad \blacksquare$$





▶ 【例 6.3.17】 设 $\{X, X_n, n \ge 1\}$ iid, 满足 $P(X = \pm 1) = 1/2$, 证明 $\sqrt{\frac{3}{n^3}} \sum_{k=1}^{n} kX_k \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0, 1).$

证:记
$$Y_k = kX_k$$
,则

$$E Y_k = 0$$
, $Var(Y_k) = k^2$, $B_n^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$.

取 $L_n = n$, 则 $\max_{1 \le k \le n} |Y_k| \le L_n$, $L_n/B_n \longrightarrow 0$. 定理 6.3.6 条件满足, 于是

$$\frac{1}{B_n}\sum_{k=1}^n kX_k \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

再注意到

$$\frac{B_n^2}{n^3/3} \longrightarrow 1.$$





▶ 【例 6.3.17】 设 $\{X, X_n, n \ge 1\}$ iid, 满足 $P(X = \pm 1) = 1/2$, 证明 $\sqrt{\frac{3}{n^3}} \sum_{k=1}^n k X_k \stackrel{d}{\longrightarrow} N(0, 1).$

证:记
$$Y_k = kX_k$$
,则

$$E Y_k = 0$$
, $Var(Y_k) = k^2$, $B_n^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$.

取 $L_n = n$, 则 $\max_{1 \le k \le n} |Y_k| \le L_n$, $L_n/B_n \longrightarrow 0$. 定理 6.3.6 条件满足, 于是

$$\frac{1}{B_n}\sum_{k=1}^n kX_k \stackrel{\mathrm{d}}{\longrightarrow} N(0,1).$$

再注意到

$$\frac{B_n^2}{n^3/3} \longrightarrow 1.$$





第6章第一次作业

 $\S 6.1$: 1(2,4,8,10), 2, 4, 6-8

§6.2: 1-4, 7-9

