

概率论:Week 16

渐进理论研究随机变量及其分布的极限行为. 这是统计学分析的重要工具.

1 收敛模式

随机变量和向量存在多种收敛模式, 设 $r > 0$ 是一个常数, 对于任何 $c = (c_1, \dots, c_k) \in \mathbb{R}^k$, 定义

$$\|c\|_r = \left(\sum_{j=1}^k |c_j|^r \right)^{\frac{1}{r}}$$

如果 $r \geq 1$, 那么 $\|c\|_r$ 是0和 c 之间的 L^r 距离. 当 $r = 2$ 时, 范数的下标 r 可以忽略.

定义. 设 X, X_1, X_2, \dots 是定义在概率空间上的 k -维随机变量,

1. 我们称序列 $\{X_n\}$ 几乎处处(a.s.)收敛到 X , 记之为

$$X_n \xrightarrow{a.s.} X,$$

当且仅当 $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ a.s.. 有时, 为了打印方便, 也可能记为 $X_n \rightarrow_{a.s.} X$.

2. 我们称序列 $\{X_n\}$ 依概率收敛到 X , 记之为

$$X_n \xrightarrow{P} X \quad \text{或} \quad X_n \rightarrow_P X$$

当且仅当对于任给的固定的 $\epsilon > 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P(\|X_n - X\| > \epsilon) = 0$.

3. 我们称序列 $\{X_n\}$ r 阶矩收敛(或 L^r 收敛)到 X , 记之为

$$X_n \xrightarrow{r} X \quad \text{或} \quad X_n \rightarrow_{L^r} X$$

当且仅当 $\lim_{n \rightarrow \infty} E\|X_n - X\|_r^r = 0$, 其中 $r > 0$ 为常数.

4. 设 F, F_n 是 \mathbb{R}^k 上的累积分布, P, P_n 是他们的概率测度, 我们称 F_n 弱收敛到 F 或者 P_n 弱收敛到 P , 记之为 $F_n \rightarrow_w F$ 或者 $P_n \rightarrow_w P$, 当且仅当对于每个 F 的连续点 x ,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = F(x).$$

若 $F_{X_n} \rightarrow_w F_X$, 则称 X_n 依分布收敛于 X , 记之为 $X_n \rightarrow_d X$.

注记. 前三个定义的收敛性某种程度上衡量的都是说: 当 n 充分大时, X_n 和 X 作为初始概率空间上的函数十分接近. 而最后的依分布收敛仅仅依赖分布 F_{X_n}, F_X , 并不要求 X_n 和 X 在函数上有某种程度上的接近. 而且它仅仅要求逐点收敛性.

例 1 (P302, 例). 考察随机变量 $X \sim f$, 那么 $I(X \leq \frac{1}{n}) \sim F_n$, 一个想法是: X_n 是否趋于某个随机变量, 根据以上的定义, X_n 依分布收敛于 $X_0 \sim I(X \leq 0)$. 但是, $I(X \leq n)$ 就不收敛了.

注记. 关于弱收敛, 书上给出来一些分析上面的结果, 在泛函分析中, 我们也会学到弱收敛和 $*$ -弱收敛, 这两个课程中所谓的“弱收敛”在我看来是不同的, 但是我们在证明命题时, 往往可以用相似的证明思路.

性质. 分布函数在有理数上逐点收敛于某一函数, 那么在该函数的连续点 x 上, 也逐点收敛于该函数.

特别的, 如果 F 是一个连续函数, 那么我们有如下的一致收敛定理:

定理 (Polya, 1920). 如果 $F_n \rightarrow_w F$ 且 F 在 \mathbb{R}^k 上连续, 那么

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}^k} |F_n(x) - F(x)| = 0.$$

证明. 对每个固定的正整数 k , 考虑以下的序列

$$-\infty = x_{0k} \leq x_{1k} \leq \cdots \leq x_{jk} \leq \cdots \leq x_{kk} = \infty,$$

其中 $x_{jk} = \inf \left\{ x : F(x) \geq \frac{j}{k} \right\}$.

于是根据 F 的连续性, $F(x_{jk}) \leq \frac{j}{k}$, 因此

$$0 \leq F(x_{j+1,k}) - F(x_{jk}) \leq \frac{1}{k}, \quad 0 \leq j < k.$$

于是对于任给的 x , 存在 j 使得 $x \in (x_{jk}, x_{j+1,k}]$ 满足

$$F_n(x) - F(x) \leq F_n(x_{j+1,k}) - F(x_{jk}) \leq F_n(x_{j+1,k}) - F(x_{j+1,k}) + \frac{1}{k}$$

和

$$F_n(x) - F(x) \geq F_n(x_{jk}) - F(x_{j+1,k}) \geq F_n(x_{jk}) - F(x_{jk}) - \frac{1}{k}$$

于是

$$\sup_{x \in (x_{jk}, x_{j+1,k}]} |F_n(x) - F(x)| \leq |F_n(x_{j+1,k}) - F(x_{j+1,k})| + |F_n(x_{jk}) - F(x_{jk})| + \frac{1}{k},$$

因此

$$\sup_x |F_n(x) - F(x)| \leq \max_{1 \leq j \leq k} |F_n(x_{jk}) - F(x_{jk})| + \max_{0 \leq j \leq k} |F_n(x_{jk}) - F(x_{jk})| + \frac{2}{k}.$$

先固定 k 对 n 取极限, 再对 k 取极限即可.

□

注记. $\sup_{x \in \mathbb{R}^k} |F_n(x) - F(x)|$ 往往也被称为 *Kolmogorov metric*, 记之为 $d_k(F_n, F)$.

定理 (Helly 定理). 1. 任一一致有界的非降函数列 $\{F_n(x)\}$ 中必有一子序列 $\{F_{n_k}(x)\}$ 弱收敛于某一有界的非降函数 $F(x)$.

2. 设 $f(x)$ 是 $[a, b]$ 上的连续函数, 又 $\{F_n(x)\}$ 是在 $[a, b]$ 上弱收敛于函数 $F(x)$ 的一致有界非降函数序列, 且 a 和 b 是 $F(x)$ 的连续点, 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_a^b f(x) dF_n(x) = \int_a^b f(x) dF(x)$$

定理 (Borel-Cantelli). (i) 若随机事件序列 $\{A_n\}$ 满足

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty$$

则

$$P\left\{\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n\right\} = 0, \quad P\left\{\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n^c\right\} = 1$$

(ii) 若 $\{A_n\}$ 是相互独立的随机事件序列, 则

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty$$

成立的充要条件为

$$P\left\{\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n\right\} = 1 \text{ 或 } P\left\{\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n^c\right\} = 0$$

证明. 回顾De Morgan法则, 由于

$$\begin{aligned} \left(\bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n=k}^{\infty} A_n\right)^c &= \bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} A_n^c \\ \left(\bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} A_n\right)^c &= \bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n=k}^{\infty} A_n^c \end{aligned}$$

我们有

$$\begin{aligned} \underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n^c &= \left(\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n\right)^c \\ \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n^c &= \left(\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n\right)^c \end{aligned}$$

于是

$$\begin{aligned} P\left\{\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n\right\} &= P\left\{\bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n=k}^{\infty} A_n\right\} \\ &\leq P\left\{\bigcup_{n=k}^{\infty} A_n\right\} \leq \sum_{n=k}^{\infty} P\{A_n\} \rightarrow 0 \quad (k \rightarrow \infty) \end{aligned}$$

再根据 $P(B^c) = 1 - P(B)$, 于是 $P\left\{\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n^c\right\} = 1$.

对于定理的第二部分, 先证必要性. 注意到 $\{A_n\}$ 的独立性, 有

$$\begin{aligned} P\left\{\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n^c\right\} &= P\left\{\bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} A_n^c\right\} \leq \sum_{k=1}^{\infty} P\left\{\bigcap_{n=k}^{\infty} A_n^c\right\} \quad (\text{次可加性}) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \prod_{n=k}^{\infty} P(A_n^c) = \sum_{k=1}^{\infty} \prod_{n=k}^{\infty} [1 - P(A_n)] \end{aligned}$$

由于Taylor展示,

$$0 \leq 1 - P(A_n) \leq \exp\{-P(A_n)\}$$

则从

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty$$

可得

$$\prod_{n=k}^{\infty} [1 - P(A_n)] \leq \lim_{N \rightarrow \infty} \exp\left\{-\sum_{n=k}^N P(A_n)\right\} = 0$$

所以

$$P\left\{\varliminf_{n \rightarrow \infty} A_n^c\right\} = \sum_{k=1}^{\infty} 0 = 0$$

再证充分性. 若 $P\left\{\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n\right\} = 1$. 假定 $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty$, 则由 (i) 得到 $P\left\{\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n\right\} = 0$, 产生矛盾. 因

$P(A_n) \geq 0$, 故只可能是 $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty$, 引理证毕. \square

下面的引理给出了 a.s. 收敛一个有用的特征.

性质. 对于概率空间上的 k 维随机向量 $X, X_1, X_2, \dots, X_n \rightarrow_{a.s.} X$, 当且仅当对于每个 $\epsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} \{\|X_m - X\| > \epsilon\}\right) = 0.$$

证明. 不妨只证明一维的情况. 首先若 $\xi_n(\omega) (n = 1, 2, \dots), \xi(\omega)$ 是随机变量, 则

$$\left\{\omega : \lim_{n \rightarrow \infty} \xi_n(\omega) = \xi(\omega)\right\} = \left\{\omega : \bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} \left(|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| < \frac{1}{m}\right)\right\}$$

事实上, 按照极限的定义, 前面的集合表达的意思是: 对于任意的 $\epsilon > 0$, 只要 n 充分大, 就有 $|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| < \epsilon$. 因此

$$\begin{aligned} \left\{\omega : \lim_{n \rightarrow \infty} \xi_n(\omega) = \xi(\omega)\right\} &= \bigcap_{\epsilon \in (0, +\infty)} \varliminf_{k \rightarrow \infty} \{x \mid |f_k(x) - f(x)| < \epsilon\} \\ &= \left\{\omega : \bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} \left(|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| < \frac{1}{m}\right)\right\} \end{aligned}$$

从推导的过程中(第一个等号)也可以看出, 几乎处处收敛也可以表达为: 对任意的 $\epsilon > 0$, 成立

$$P\left\{\bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n=k}^{\infty} (|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| \geq \epsilon)\right\} = 0$$

利用概率的连续性可知, 上式等价于

$$\lim_{k \rightarrow \infty} P\left\{\bigcup_{n=k}^{\infty} (|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| \geq \epsilon)\right\} = 0$$

\square

下面的结果说明了四种收敛模式之间的关系.

定理. 设 X, X_1, X_2, \dots 是 k 维随机变量.

1. 如果 $X_n \rightarrow_{a.s.} X$, 那么 $X_n \rightarrow_p X$.
2. 如果对于 $r > 0$, 有 $X_n \rightarrow_{L_r} X$, 那么 $X_n \rightarrow_p X$.
3. 如果 $X_n \rightarrow_p X$, 那么 $X_n \rightarrow_d X$.
4. 如果 $X_n \rightarrow_d X$ 和 $P(X = c) = 1$, 其中 $c \in \mathcal{R}^k$ 是一个常数向量, 那么 $X_n \rightarrow_p c$.

证明. 1. 由于

$$\lim_{k \rightarrow \infty} P \left\{ \bigcup_{n=k}^{\infty} (|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| \geq \varepsilon) \right\} = 0$$

以及

$$P \left\{ \bigcup_{n=k}^{\infty} (|\xi_n(\omega) - \xi(\omega)| \geq \varepsilon) \right\} \geq P \{ |\xi_k(\omega) - \xi(\omega)| \geq \varepsilon \} \geq 0$$

对上式两边取极限即可.

2. 根据Markov不等式, 对于任意固定的 $\varepsilon > 0$,

$$P \{ |\xi_n - \xi| \geq \varepsilon \} \leq \frac{E |\xi_n - \xi|^r}{\varepsilon^r}$$

对上式两边的 n 取极限即可.

3. 设 x 是 $F_X(x)$ 的连续点, $\varepsilon > 0$, 得出

$$\begin{aligned} F_{X_n}(x) &= P(X_n \leq x) \\ &= P[\{X_n \leq x\} \cap \{|X_n - X| < \varepsilon\}] + P[\{X_n \leq x\} \cap \{|X_n - X| \geq \varepsilon\}] \\ &\leq P(X \leq x + \varepsilon) + P(|X_n - X| \geq \varepsilon) \end{aligned}$$

两边对 n 取极限, 根据依概率收敛, 右边的极限是存在的, 而左边未必, 因此

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) \leq F_X(x + \varepsilon)$$

为了达到下界, 可以考虑

$$P(X_n > x) \leq P(X \geq x - \varepsilon) + P(|X_n - X| \geq \varepsilon)$$

同样有

$$\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) \geq F(x - \varepsilon)$$

从而

$$F_X(x - \varepsilon) \leq \underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} F_n(x) \leq \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} F_n(x) \leq F_X(x + \varepsilon)$$

令 $\varepsilon \downarrow 0$ 即可.

4. 设 $\varepsilon > 0$ 给定, 于是

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[|X_n - X| \leq \varepsilon] = \lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(b + \varepsilon) - \lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}[(b - \varepsilon) - 0] = 1 - 0 = 1$$

□

2 连续性定理

不加证明的指出Levy-Cramer连续性定理.

定理. 设 $\phi_X, \phi_{X_1}, \phi_{X_2}, \dots$ 分别是 X, X_1, X_2, \dots 的特征函数(ch.f.)那么 $X_n \rightarrow_d X$ 当且仅当对于所有的 $t \in \mathbb{R}$, $\lim_{n \rightarrow \infty} \phi_{X_n}(t) = \phi_X(t)$.

注记. 书上的结论更强, 在于逆极限定理中没有事先给出 X 的特征函数.

3 Landau(Big-O/Little-O)记号

比较

- O 记号和确定的序列.
- O_P 记号和随机的序列.

一个问题是抽样分布的“收敛速度”是多少? 一个直观的想法是: 描述抽样分布的分散情况怎样随着 n 的增大而减小. 我们需要严格的写出它的定义.

我们先看一些确定的序列的收敛性.

例 2 (deterministic sequences).

$$A_n = \frac{1}{n}, \quad B_n = \frac{1}{n^2}$$

哪个序列是“渐进更大”的?

n	A_n	B_n
1	1	1
2	1/2	1/4
3	1/3	1/9
10	1/10	1/100
100	1/100	1/10000

显然从数据上看 B_n 比 A_n 收敛得更快, 两者都收敛到0, 而且

$$\frac{B_n}{A_n} \rightarrow 0$$

在这个意义下 B_n 渐进的比 A_n 小

定义 (Landau(Big-O/Little-O) Notation). 对于两个数列, 如果 $\frac{B_n}{A_n} \rightarrow 0$, 则称 B_n 渐进地比 A_n 小, 写作 $B_n = o(A_n)$.

例 3 (数列收敛性举例). 用数学分析的极限理论不难证明:

$$1/n^3 = o(1/n^2)$$

$$1/(n+3) = o(1/\sqrt{n})$$

$$1/n^2 = o(\sin(1/n))$$

$$1/\log(n) = o(1)$$

$$e^{-tn} = o(n^{-k}) \text{ for any } t, k > 0$$

例 4 (如果不收敛到0).

$$A_n = \frac{2}{n}, \quad B_n = \frac{1}{n}$$

定义. 若 B_n/A_n 是有界的, 则称 B_n 是渐进不大于 A_n 的, 记之为 $B_n = O(A_n)$. 若 $A_n = O(B_n)$, $B_n = O(A_n)$, 则称 A_n, B_n 同阶 (of the same order), 记之为 $B_n = \Theta(A_n)$.

“Zooming in”

定义. 给定一个随机序列 Z_n 和一个数列 d_n , 若 $Z_n/d_n \xrightarrow{P} 0$, 则称 Z_n 是渐进小于 d_n 的, 记之为 $Z_n = o_p(d_n)$.

定义 (概率有界 (Bounded in probability)). Z_n 是概率有界的, 若

$$\lim_{C \rightarrow \infty} \sup_{i=1, \dots, \infty} P(|Z_i| > C) = 0$$

也就是说, 在充分远的地方没有很大的概率.

注记. 若 $Z_n = o_p(d_n)$, 则 $Z_n = O_p(d_n)$.

于是根据概率有界, 若 Z_n/d_n 概率有界 ($O_p(1)$), 则称 Z_n 概率有界 d_n .

$$Z_n = o_p(1) \iff Z_n \rightarrow_p 0$$

$$Z_n = O_p(1) \iff Z_n \text{ is bounded in probability}$$

概率有界性往往和一分部收敛联系起来.

4 变换的收敛性

这一节中的内容在习题中出现, 这里强调其作为方法的重要性.

定理 (连续映射定理). 考虑 g 是一个连续映射, 那么

$$1. X_n \rightarrow_{a.s.} X \Rightarrow g(X_n) \rightarrow_{a.s.} g(X);$$

$$2. X_n \rightarrow_p X \Rightarrow g(X_n) \rightarrow_p g(X)$$

$$3. X_n \rightarrow_d X \Rightarrow g(X_n) \rightarrow_d g(X)$$

定理 (Slusky定理). 设 $X, X_1, \dots, Y_1, \dots$ 是概率空间上的随机变量, 且满足 $X_n \rightarrow_d X, Y_n \rightarrow_p c$, 那么

$$1. X_n + Y_n \rightarrow_d X + c$$

$$2. Y_n X_n \rightarrow_d cX$$

$$3. \text{若 } c \neq 0, \text{ 则 } \frac{X_n}{Y_n} \rightarrow_d \frac{X}{c}$$

5 大数定律

- Bernoulli 大数定律
- Chebyshev 大数定律
- Markov 大数定律
- Poisson 大数定律
- Khinchin (弱)大数定律
- Kolmogorov (强)大数定律

注记. 大数定律的一个直接应用是: m -估计(z -估计)的无偏性.

切比雪夫大数定律. 设 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$ 是由两两不相关的随机变量所构成的序列, 每一随机变量都有有限的方差, 并且它们有公共上界

$$D\xi_1 \leq C, \quad D\xi_2 \leq C, \quad \dots, \quad D\xi_n \leq C, \dots$$

则对任意的 $\varepsilon > 0$, 皆有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \xi_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E\xi_k \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

马尔可夫大数定律. 对于随机变量序列 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$, 若

$$\frac{1}{n^2} D \left(\sum_{k=1}^n \xi_k \right) \rightarrow 0$$

成立, 则对任意 $\varepsilon > 0$, 均有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \xi_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E\xi_k \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

伯努利大数定律. 设 μ_n 是 n 次伯努利试验中事件 A 出现的次数, 而 p 是事件 A 在每次试验中出现的概率, 则对任意 $\varepsilon > 0$, 都有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{\mu_n}{n} - p \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

泊松大数定律. 如果在一个独立试验序列中, 事件 A 在第 k 次试验中出现的概率等于 p_k , 以 μ_n 记在前 n 次试验中事件 A 出现的次数, 则对任意 $\varepsilon > 0$, 都有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{\mu_n}{n} - \frac{p_1 + p_2 + \cdots + p_n}{n} \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

目前接触到的最常用的概型是独立同分布模型, 因此以下的辛钦大数定律更为重要.

定理 (Khinchin). 设 $\xi_1, \xi_2, \cdots, \xi_n, \cdots$ 是相互独立的随机变量序列, 它们服从相同的分布, 且具有有限的数学期望

$$a = E\xi_n$$

则对任意的 $\varepsilon > 0$, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i - a \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

证明. 由于 $\xi_1, \xi_2, \cdots, \xi_n$ 具有相同分布, 故有同一特征函数, 设为 $f(t)$, 因为数学期望存在, 故 $f(t)$ 可展开成

$$f(t) = f(0) + f'(0)t + o(t) = 1 + iat + o(t)$$

而 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i$ 的特征函数为

$$\left[f\left(\frac{t}{n}\right) \right]^n = \left[1 + ia\frac{t}{n} + o\left(\frac{t}{n}\right) \right]^n$$

对于固定的 t

$$\left[f\left(\frac{t}{n}\right) \right]^n \rightarrow e^{iat} \quad (n \rightarrow \infty)$$

极限函数 e^{iat} 是连续函数, 它是退化分布 $I_a(x)$ 所对应的特征函数, 由逆极限定理知 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i$ 的分布函数弱收敛于 $I_n(x)$, 再由依分布收敛到常数, 因此 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i$ 依概率收敛于常数 a , 从而证明了定理. \square

独立同分布场合的强大数律. (科尔莫戈罗夫) 设 ξ_1, ξ_2, \cdots 是相互独立相同分布的随机变量序列, 则

$$\frac{1}{n} (\xi_1 + \xi_2 + \cdots + \xi_n) \xrightarrow{\text{a.s.}} a$$

成立的充要条件是 $E\xi_i$ 存在且等于 a .

6 中心极限定理

不同于Poisson极限定理, 这里我们考虑的更多是一般分布的极限行为, 书上从棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理作为背景, 但真正应用广泛的是独立同分布场合下的Lindeberg-Levy中心极限定理.

定理 (Lindeberg-Levy). 若 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$ 是一串相互独立相同分布的随机变量序列, 且

$$E\xi_k = \mu, \quad D\xi_k = \sigma^2$$

我们来讨论标准化随机变量和

$$\zeta_n = \frac{1}{\sigma\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n (\xi_k - \mu)$$

若 $0 < \sigma^2 < \infty$, 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{\zeta_n < x\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$$

证明. 记 $\xi_k - \mu$ 的特征函数为 $g(t)$, 则 ζ_n 的特征函数为 $\left[g\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) \right]^n$. 由于 $E\xi_k = \mu, D\xi_k = \sigma^2$ 故 $g'(0) = 0, g''(0) = -\sigma^2$. 因此 - 324 .

$$g(t) = 1 - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2 + o(t^2)$$

所以

$$\left[g\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) \right]^n = \left[1 - \frac{1}{2n}\sigma^2 t^2 + o\left(\frac{t^2}{n}\right) \right]^n \rightarrow e^{-t^2/2}$$

由于 $e^{-t^2/2}$ 是连续函数, 它对应的分布函数为 $N(0, 1)$, 因此由逆极限定理知

$$P\{\zeta_n < x\} \rightarrow \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$$

定理证毕. □

对于独立但不同分布的场合, 设 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \dots$ 是一个相互独立的随机变量序列, 它们具有有限的数学期望和方差:

$$a_k = E\xi_k, \quad b_k^2 = D\xi_k \quad (k = 1, 2, \dots, n, \dots)$$

记

$$B_n^2 = \sum_{k=1}^n b_k^2$$

作标准化和数

$$\zeta_n = \sum_{k=1}^n \frac{\xi_k - a_k}{B_n}$$

定义 (Lindeberg条件). 对于任何 $\tau > 0$, 成立

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{B_n^2} \sum_{k=1}^n \int_{|x-a_k| > \tau B_n} (x - a_k)^2 dF_k(x) = 0$$

定义 (Feller条件).

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \max_{k \leq n} \frac{b_k}{B_n} = 0$$

定理 (等价性). Feller条件的等价条件是

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} B_n &= \infty \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{b_n}{B_n} &= 0 \end{aligned}$$

定理 (Lindeberg-Feller). 对和数 ζ_n , 成立

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \{ \zeta_n < x \} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$$

与费勒条件的充要条件是林德贝格条件成立.