

高等概率论

菠萝包萝卜

2025 年 11 月 28 日

参考书: 《Probability: Theory and Examples》 -Rick Durrett, 《概率论》 -应坚刚, 何萍

1 初等概率论

2 概率空间和随机变量的分布

3 独立性

4 积分论

以上部分已在另一个笔记里面有所展示

5 期望

Definition 5.1. 设概率测度 P , 如果 $X \geq 0$ 是一个定义在 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的随机变量, 我们称

$$EX = \int X dP$$

是 X 的期望, 但是它有可能是 ∞ 。为了方便讨论, 我们考虑正负部定义

$$x^+ = \max\{x, 0\}, x^- = \max\{-x, 0\}$$

我们说 EX 存在, 如果

$$EX = EX^+ - EX^-$$

是有限的; 或者等价的 $EX^+ < \infty, EX^- < \infty$ 同时成立。

Theorem 5.1. 如果 $X, Y \geq 0$ 或者 $E|X|, E|Y| < \infty$, 那么

- (a) $E(X + Y) = EX + EY$
- (b) $E(aX + b) = aE(X) + b$ 对任意的实数 a, b 成立
- (c) 如果 $X \geq Y$ a.e. 那么 $EX \geq EY$

5.1 不等式

Theorem 5.2. *Jensen's-Inequality:* 假设 ϕ 是下凸的，也就是说

$$\lambda\phi(x) + (1 - \lambda)\phi(y) \geq \phi(\lambda x + (1 - \lambda)y)$$

对于任意 $\lambda \in (0, 1)$ 和 $x, y \in \mathbb{R}$ 那么有

$$E(\phi(X)) \geq \phi(EX)$$

当上面所有期望都存在的时候不等式总是成立的。

Proof. 定理的证明略去，因为在一般测度的结论下几乎是显然的。 \square

Theorem 5.3. *Hölder-Inequality:* 如果 $p, q \in [1, \infty]^2$ 满足 $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$ 那么

$$E|XY| \leq \|X\|_p \|Y\|_q$$

这里

$$\|X\|_r = (E|X|^r)^{\frac{1}{r}}; \|X\|_\infty = \inf\{M : P(|X| > M) = 0\}$$

Proof. 定理的证明略去，在一般测度的结论下几乎是显然的。 \square

为了陈述我们下来的结论，我们需要一些记号；下面仅考虑在 $A \subset \Omega$ 上的积分，我们记

$$E(X; A) = \int_A X dP$$

Theorem 5.4. *Chebyshev's-inequality:* 假设 $\phi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ 有 $\phi \geq 0$ 令 $A \in \mathcal{R}$ 并且令 $i_A = \inf\{\phi(y) : y \in A\}$ ，那么

$$i_A P(X \in A) \leq E(\phi(X); X \in A) \leq E\phi(X)$$

Proof. $E(\phi(X); X \in A) = \int_A \phi(X) dP \geq i_A P(X \in A)$ ，另一边在非负函数下是显然的。 \square

5.2 从积分到极限（极限理论）

Theorem 5.5. *Fatou's lemma:* 如果 $X_n \geq 0$ 那么

$$\liminf_n EX_n \geq E(\liminf_n X_n)$$

Theorem 5.6. 单调收敛定理：如果 $0 \leq X_n \uparrow X$ 那么

$$EX_n \uparrow EX$$

Theorem 5.7. 控制收敛定理：如果 $X_n \rightarrow X$ a.s., $|X_n| \leq Y$ 对于任意 $n \in \mathbb{N}^+$ 成立，并且 Y 是可积的，那么

$$EX_n \rightarrow EX$$

Remark. 控制收敛可以退化到有界收敛定理

Theorem 5.8. 假设 $X_n \rightarrow X$ a.s. 令 g, h 为连续函数，并且满足

- (i) $g \geq 0, g(x) \rightarrow \infty$ 当 $|x| \rightarrow \infty$
- (ii) $\frac{|h(x)|}{g(x)} \rightarrow 0$ 当 $|x| \rightarrow \infty$
- (iii) $Eg(X_n) \leq K < \infty$ 对于任意 $n \in \mathbb{N}^+$ 成立
那么 $Eh(X_n) \rightarrow Eh(X)$

我们先解释一下几个条件，首先我们要的是 X_n 以概率 1 收敛到随机变量 X ，然后 g 是个正的连续函数，并且在无穷远处发散到无穷，而 $|h(x)|$ 在无穷远处的阶数是比 g 要小的，如果 $g(X_n)$ 的期望是一致有界的，那么 $h(X_n)$ 的期望也是存在的，其实就是一个控制收敛的极限形式。这是进入极限理论的第一个新的定理，不同于前面的定理，我们会给出证明过程（课上没给 QWQ）。

Proof.

□

5.3 搞积

Theorem 5.9. 令 X 是一个来自 (S, \mathcal{S}) 的随机元素，并且有分布 μ , i.e., $\mu(A) = P(X \in A) = P(\{\omega : X(\omega) \in A\})$ ；如果 f 是一个 $(S, \mathcal{S}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{R})$ 的可测函数，并且 $f \geq 0$ 或者 $E|f(x)| < \infty$ 那么

$$Ef(X) = \int_S f(y)\mu(dy)$$

Remark. 积分有如下的等式

$$\int_{\Omega} f(h(\omega))dP = \int_S f(y)d(P \circ h^{-1})$$

Proof. 证明课程略去了，有空补上

□

5.4 生成测度, Fubini 定理

令 $(X, \mathcal{A}, \mu_1), (Y, \mathcal{B}, \mu_2)$ 是两个 $\sigma-$ 代数空间，令

$$\begin{aligned}\Omega &= X \times Y = \{(x, y) : x \in X, y \in Y\} \\ \mathcal{S} &= \{A \times B : A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{B}\}\end{aligned}$$

\mathcal{S} 里面的集合称作矩形；我们可以看出 \mathcal{S} 是一个半代数

$$\begin{aligned}(A \times B) \cap (C \times D) &= (A \cap C) \times (B \cap D) \\ (A \times B)^c &= (A^c \times B) \cup (A \times B^c) \cup (A^c \times B^c)\end{aligned}$$

称 $\mathcal{F} = \mathcal{A} \times \mathcal{B}$ 是由 \mathcal{S} 生成的 $\sigma-$ 代数

Theorem 5.10. 在 \mathcal{F} 有一个独立的测度 μ ，如果

$$\mu(A \times B) = \mu_1(A)\mu_2(B)$$

Remark. μ 通常记作 $\mu_1 \times \mu_2$

Proof. 好像课上也不讲

□

Theorem 5.11. *Fubini's theorem:* 如果 $f \geq 0$ 或者 $\int |f|d\mu < \infty$ 那么

$$\int_X \int_Y f(x, y) \mu_2(dy) \mu_1(dx) = \int_{X \times Y} f d\mu = \int_Y \int_X f(x, y) \mu_1(dx) \mu_2(dy)$$

6 独立性与期望

Theorem 6.1. 设 $X_1 \cdots X_n$ 是独立随机变量，并且 X_i 有分布 μ_i 那么 $X_1 \cdots X_n$ 有分布

$$\mu_1 \times \cdots \times \mu_n$$

Proof. 考上没给证明 □

Theorem 6.2. 假设 X 和 Y 是独立的，并且有分布 μ, ν 如果 h 是 $\mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ 的一个可测函数，其中 $h \geq 0$ 或者 $E|h(X, Y)| < \infty$ 那么

$$Eh(X, Y) = \iint h(x, y) \mu(dx) \nu(dy)$$

特别地，如果 $h(x, y) = f(x)g(y)$ 是 $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ 的可测函数，并且 $f, g \geq 0$ 或者 $E|f(X)|, E|g(Y)| < \infty$ 那么

$$Ef(X)g(Y) = Ef(X) \cdot Eg(Y)$$

Proof. 当 $f, g \geq 0$ 由 Fubini 定理，就有

$$Ef(X)g(Y) = \iint f(x)g(y) \mu(dx) \nu(dy) = \int g(y) \int f(x) \mu(dx) \nu(dy) = Ef(X)Eg(Y)$$

如果是 $E|f(X)|, E|g(Y)| < \infty$ 直接 Fubini 就行 □

Theorem 6.3. X_1, \dots, X_n 是相互独立的， $X_i \geq 0 \forall i$ 或者 $E|X_i| < \infty$ ，我们有

$$E\left(\prod_{i=1}^n X_i\right) = \prod_{i=1}^n EX_i$$

Proof. 证明从略. □

Definition 6.1. 称两个随机变量是不相关的，如果满足 $EX^2, EY^2 < \infty$ ，并且有

$$EXY = EX \cdot EY$$

7 大数定律

7.1 弱大数律

Definition 7.1. 依概率收敛: 对于任意的 $\epsilon > 0$ 满足

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - Y| \geq \epsilon) = 0$$

称随机变量 Y_n 依概率收敛到 Y , 记作

$$Y_n \xrightarrow{P} Y$$

Theorem 7.1. 设随机序列 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ 且 $EX_i^2 < \infty$ 是互不相关的, 那么有

$$D(X_1 + \cdots + X_n) = \sum_{i=1}^n DX_i$$

Lemma 7.2. 如果 $r > 0$ 并且 $E|Z_n|^r \rightarrow 0$ 那么 $Z_n \xrightarrow{P} 0$

Remark. 这里称 Z_n 是 r 阶平均收敛于 0。所谓 r 阶平均收敛, 就是对于 $r > 0$, 以及随机序列 $\{X_n\}$ 以及一个随机变量 X , 满足

$$E|X_n - X|^r \rightarrow 0$$

就是

$$X_n \xrightarrow{L_r} X$$

Proof. 只需要知道 Markov 不等式, 我们就有对任意 $\epsilon > 0$

$$0 \leq P(|Z_n - 0| \geq \epsilon) \leq \frac{E|Z_n|^r}{\epsilon^r} \rightarrow 0$$

两边夹, 证毕. □

Theorem 7.3. 设 $X_1 \cdots X_n$ 互不相关, 并且 $EX_i = \mu, DX_i \leq c < \infty, S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ 那么

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} \mu$$

Proof. 证明 2 阶平均收敛就行了, 由于

$$0 \leq P\left(\left|\frac{S_n}{n} - \mu\right| \geq \epsilon\right) \leq \frac{D\frac{S_n}{n}}{\epsilon^2} \leq \frac{nc}{n^2\epsilon^2} = \frac{c}{n\epsilon^2} \rightarrow 0$$

证毕. □

Remark. 把互不相关换成独立同分布, 并且二阶矩存在且有限, 那么

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{P} EX_i$$

Theorem 7.4. $\mu_n = ES_n, \sigma_n^2 = DS_n$ 如果

$$\frac{\sigma_n^2}{b_n^2} \rightarrow 0$$

那么

$$\frac{S_n - \mu_n}{b_n} \xrightarrow{p} 0$$

Proof. 还是直接去算二阶矩

$$E\left(\frac{S_n - \mu_n}{b_n}\right)^2 = \frac{DS_n}{b_n^2} \rightarrow 0$$

于是 2 阶平均收敛 \square

7.2 三角序列

考虑这样的随机序列 $X_{n,k}, 1 \leq k \leq n$ 什么意思呢，我们按下面的形式写出来

$$\begin{aligned} & X_{1,1} \\ & X_{2,1} \quad X_{2,2} \\ & X_{3,1} \quad X_{3,2} \quad X_{3,3} \\ & \dots \\ & X_{n,1} \dots \dots \dots X_{n,n} \\ & \dots \end{aligned}$$

称之为三角序列；通常我们假设行与行之间的元素是独立的，我们令

$$S_n = \sum_{j=1}^n X_{n,j}$$

另外再定义截断随机变量 $\bar{X} = X \mathbf{1}_{\{|X| \leq M\}}$

Theorem 7.5. 截断的三级数定理：对于每个 n ，三角序列 $\{X_{n,k}\}$ 的各个元素都是相互独立的，且 $b_n > 0, b_n \rightarrow \infty$ ，在上述定义下设

$$\bar{X}_{n,k} = X_{n,k} \mathbf{1}_{\{|X_{n,k}| \leq b_n\}}$$

如果

$$(i) \sum_{k=1}^n P(|X_{n,k}| > b_n) \rightarrow 0$$

$$(ii) \frac{\sum_{k=1}^n E\bar{X}_{n,k}^2}{b_n^2} \rightarrow 0$$

设 $a_n = \sum_{k=1}^n E\bar{X}_{n,k}$ 那么

$$\frac{S_n - a_n}{b_n} \xrightarrow{p} 0$$

Proof. 设 $\bar{S}_n = \sum_{k=1}^n \bar{X}_{n,k}$ 那么

$$P\left(\left|\frac{S_n - a_n}{b_n}\right| > \epsilon\right) \leq P(S_n \neq \bar{S}_n) + P\left(\left|\frac{\bar{S}_n - a_n}{b_n}\right| > \epsilon\right)$$

然后分段分析

$$P(S_n \neq \bar{S}_n) \leq P\left(\bigcup_{k=1}^n \{\bar{X}_{n,k} \neq X_{n,k}\}\right) \leq \sum_{k=1}^n P(|\bar{X}_{n,k}| > b_n) \rightarrow 0$$

另一方面

$$P\left(\left|\frac{\bar{S}_n - a_n}{b_n}\right| > \epsilon\right) \leq \frac{D\bar{S}_n}{b_n^2 \epsilon^2} \leq \frac{\sum_{k=1}^n E\bar{X}_{n,k}^2}{b_n^2 \epsilon^2} \rightarrow 0$$

接下来用下面的引理 7.5

□

Lemma 7.6. 如果 $Y \geq 0, p > 0$ 那么

$$EY^p = \int_0^\infty py^{p-1}P(Y > y)dy$$

Proof. 做换序就行

$$\begin{aligned} EY^p &= \int_0^\infty y^p dF(y) = \int_0^\infty \int_0^y pt^{p-1} dt dF(y) \\ &= \int_0^\infty pt^{p-1} dt \int_t^\infty dF(y) \\ &= \int_0^\infty pt^{p-1} P(Y > t) dt \end{aligned}$$

□

Remark. 通过引理又可以得到一个结论

$$xP(|X| > x) \rightarrow 0 \Rightarrow E|X|^{1-\epsilon} < \infty$$

对任意的 $\epsilon \in (0, 1)$ 成立.

事实上由于 $xP(X > x)$ 收敛, 设 $Y = |X|$, 对于存在一个 $B > 0$, 使得 $P(Y > y) \leq \frac{1}{y^\epsilon}$ 对 $y \geq B$ 总是成立的, 然后分段估计

$$\begin{aligned} E|X|^{1-\epsilon} &= \int_0^B (1-\epsilon) \frac{1}{y^\epsilon} P(Y > y) dy + \int_B^\infty (1-\epsilon) \frac{1}{y^\epsilon} P(Y > y) dy \\ &\leq c \int_0^B \frac{1}{y^\epsilon} dy + c \int_B^\infty y^{-1-\epsilon} dy < \infty \end{aligned}$$

Theorem 7.7. 设 $S_n = X_1 + \dots + X_n, \mu_n = E(X_1 \mathbf{1}_{\{|X_1| \leq n\}}), xP(|X_1| > x) \rightarrow 0$ 那么

$$\frac{S_n}{n} - \mu_n \xrightarrow{p} 0$$

其中 X_i 是 *i.i.d.* 随机序列

Proof. 这是中国人民大学统计学学硕真题, 是一个老生常谈的问题, 我们就不做展开证明了, 思路和 7.5 如出一辙.

□

Theorem 7.8. 设 $X_1 \dots X_n$ 是 *i.i.d.* 随机序列, 且有有限期望, 设 $S_n = X_1 + \dots + X_n$ 设 $\mu = EX_1$ 那么 $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{p} \mu$

Proof. 这个条件比 7.7 强, 几乎是显然的

□

7.3 博雷尔-康特立引理

对于 Ω 的一系列子集 A_n ，我们定义上下限集

$$\begin{aligned}\bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} A_n &= \limsup A_n = \lim_{m \rightarrow \infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} A_n = \{\omega : \text{在无穷个 } A_n \text{ 中出现}\} \\ \bigcup_{m=1}^{\infty} \bigcap_{n=m}^{\infty} A_n &= \liminf A_n = \lim_{m \rightarrow \infty} \bigcap_{n=m}^{\infty} A_n = \{\omega : \text{仅在有限个 } A_n \text{ 中不出现}\}\end{aligned}$$

容易证明以下事实

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{1}_{A_n} = \mathbf{1}_{\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n}, \liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbf{1}_{A_n} = \mathbf{1}_{\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n}$$

事实上，可以看出

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbf{1}_{A_n} = \lim_{m \rightarrow \infty} \sup_{n \geq m} \mathbf{1}_{A_n} = \inf_m \sup_{n \geq m} \mathbf{1}_{A_n}$$

然后集列

$$\limsup_n A_n = \bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} A_n$$

于是

$$\begin{aligned}\mathbf{1}_{\limsup A_n}(\omega) = 1 &\Leftrightarrow \omega \in \limsup A_n \\ &\Leftrightarrow \forall n \in \mathbb{N}^+, \omega \in \bigcup_{m=n}^{\infty} A_m \\ &\Leftrightarrow \forall n \in \mathbb{N}^+, \exists m \geq n, s.t. \omega \in A_m \\ &\Leftrightarrow \forall n \in \mathbb{N}^+, \exists m \geq n, s.t. \mathbf{1}_{A_m} = 1 \\ &\Leftrightarrow \forall n \in \mathbb{N}^+, \sup_{m \geq n} \mathbf{1}_{A_m} = 1 \\ &\Leftrightarrow \limsup_n \mathbf{1}_{A_n} = 1\end{aligned}$$

另一个等式是同理的。

Theorem 7.9. Borel-Contelli: 如果 $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty$ 那么

$$P(\limsup_n A_n) = 0$$

Proof. 设 $N = \sum_k \mathbf{1}_{A_k}$ 是一个事件发事件发生的次数。由 Fubini 定理

$$EN = \sum_k P(A_k) < \infty$$

所以 $N < \infty$ 是对于 Ω 几乎必然成立的，再由

$$P(\limsup_n A_n) = E \mathbf{1}_{\limsup_n A_n} = E \limsup_n \mathbf{1}_{A_n} = \lim_m E \sup_{n \geq m} \mathbf{1}_{A_n} \leq \lim_m E \sum_{n=m}^{\infty} \mathbf{1}_{A_n} = \lim_m \sum_{n=m}^{\infty} P(A_n) < \infty$$

即得。 □

Theorem 7.10. y_n 是一个序列，如果它的任意子列 $y_{n(m)}$ 有一个子列 $y_{n(m_k)}$ 收敛到 y 那么

$$y_n \rightarrow y$$

Proof. 如果 $y_n \not\rightarrow y$ 那么就存在一个含 y 的开集 G 和一个子列 $y_{n(m)}$ ，使得 $y_{n(m)} \notin G$ 对于任意的 m 成立，但是显然没有 $y_{n(m)}$ 的子列能在 G 内，矛盾！ \square

Theorem 7.11. 对于随机序列 $\{\xi_n\}$, $\xi_n \xrightarrow{a.s.} \xi \Rightarrow \xi_n \xrightarrow{p} \xi$

Proof. 几乎必然收敛说明不收敛点集为零测集

$$\xi_n \xrightarrow{a.s.} \xi \Leftrightarrow P(\xi_n \not\rightarrow \xi) = 0 \Leftrightarrow P\left(\bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} |\xi_n - \xi| \geq \epsilon\right) = 0$$

利用概率测度连续性又是

$$P\left(\bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} |\xi_n - \xi| \geq \epsilon\right) = 0 \Leftrightarrow \lim_{m \rightarrow \infty} P\left(\bigcup_{n=m}^{\infty} |\xi_n - \xi| \geq \epsilon\right) = 0$$

值得注意的是

$$0 \leq P(|\xi_n - \xi| \geq \epsilon) \leq P\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} |\xi_m - \xi| \geq \epsilon\right) \rightarrow 0$$

夹逼，显然。 \square

Theorem 7.12. $\xi_n \xrightarrow{p} \xi \Leftrightarrow \forall \xi_n$ 的子列 ξ_{n_k} , 存在一个 ξ_{n_k} 的子列几乎必然收敛于 ξ

Proof. 因为 $X_n \xrightarrow{p} X$ 我们可以找到一个关于 k 递降滴 $\epsilon(k)$, 使得

$$P(|X_{n(m_k)} - X| > \epsilon_k) \leq 2^{-k}$$

因此

$$\sum_{k=1}^{\infty} P(|X_{n(m_k)} - X| > \epsilon_k) < \infty$$

由 B-C 引理就有 $P(|X_{n(m_k)} - X| > \epsilon_k, i.o.) = 0, i.e. X_{n(m_k)} \rightarrow X a.s.$

另一边，注意到如果对于每个子列 $X_{n(m)}$ 都有一个它的子列 $X_{n(m_k)}$ 几乎必然收敛到 X ，那么我们可以通过设 $y_n = P(|X_n - X| > \delta), \forall \delta > 0$ 然后利用定理 7.10 得到结论。 \square

没有独立性的情况下，B-C 引理的逆命题是错的；我们设 $\Omega = (0, 1), \mathcal{F} = \mathcal{B}, P$ 是一个勒贝格测度， $A_n = (0, a_n), a_n \rightarrow 0$ 那么 $\limsup A_n = \emptyset \Rightarrow P(A_n i.o.) = 0$, 但是 $a_n \geq \frac{1}{n}$ 的时候由 p 级数的性质知道 $\sum P(A_n) = \infty$ 。

Theorem 7.13. 独立事件 A_n 满足 $\sum P(A_n) = \infty \Rightarrow P(A_n i.o) = 1$

Proof. 注意到 $1 - x \leq e^{-x}$ 以及余项和部分和的关系就可以证明，证明方法在考研阶段已经熟记。 \square

Theorem 7.14. 如果 $X_1 \dots X_n$ 是独立同分布序列, $E|X_i| = \infty$, 那么 $P(|X_n| \geq n \text{ i.o.}) = 1$,
所以如果 $S_n = X_1 + \dots + X_n$ 那么 $P(\lim S_n/n \text{ 存在且有限}) = 0$

Proof. 一方面

$$E|X_1| = \int_0^\infty P(|X_1| > x) dx \leq \sum_{n=0}^\infty P(|X_1| > n)$$

由于 $E|X_1|$ 发散, 以及序列独立同分布, 我们就可以由 B-C 引理得到 $P(|X_n| \geq n \text{ i.o.}) = 1$ 。

对于后半段, 注意到

$$\frac{S_n}{n} - \frac{S_{n+1}}{n+1} = \frac{S_n}{n(n+1)} - \frac{X_{n+1}}{n+1}$$

然后在集合

$$C := \{\omega : \lim S_n/n \text{ 存在且有限}\}$$

里面, $\frac{S_n}{n(n+1)} \rightarrow 0$ 于是在

$$C \cap \{\omega : |X_n| \geq n \text{ i.o.}\}$$

里面有

$$\left| \frac{S_n}{n} - \frac{S_{n+1}}{n+1} \right| > \frac{2}{3} \text{ i.o.}$$

这与事实 $\omega \in C$ 矛盾, 因此 $\{\omega : |X_n| \geq n \text{ i.o.}\} \cap C = \emptyset$, 并且由于 $P(|X_n| \geq n \text{ i.o.}) = 1$ 就有 $P(C) = 0$. \square

Theorem 7.15. 如果 $A_1 \dots A_n$ 是两两独立并且 $\sum_{n=1}^\infty P(A_n) = \infty$ 那么

$$\frac{\sum_{m=1}^n \mathbf{1}_{A_m}}{\sum_{m=1}^\infty P(A_m)} \rightarrow 1 \text{ a.s.}$$

Proof. 这是人大学硕真题。令 $X_n = \mathbf{1}_{A_n}$, $S_n = X_1 + \dots + X_n$ 那么

$$DS_n = \sum_{k=1}^n DX_k \leq \sum_{k=1}^n EX_k^2 = ES_n$$

然后由

$$P(|S_n - ES_n| > \delta ES_n) \leq \frac{DS_n}{\delta^2 (ES_n)^2} \leq \frac{1}{\delta^2 ES_n} \rightarrow 0$$

目前说明了

$$\frac{S_n}{ES_n} \xrightarrow{p} 1$$

既然有了依概率收敛, 那么是存在一个 S_n 的子列几乎必然收敛的, 问题在于如何扩大到原列; 令 $n_k = \inf\{n : ES_n > k^2\}$, $T_k = S_{n_k}$ 并且注意到 $EX_m \leq 1 \Rightarrow k^2 \leq ET_k \leq k^2 + 1$, 我们用 n_k 替换之前不等式的 n , 并且用 $ET_k \geq k^2$

$$P(|T_k - ET_k| > \delta ET_k) \leq \frac{1}{\delta^2 k^2}$$

所以 $\sum_{k=1}^\infty P(|T_k - ET_k| > \delta ET_k) < \infty$ 然后由 B-C 引理 $P(|T_k - ET_k| > \delta ET_k \text{ i.o.}) = 0$, 由于 δ 是任取的, 这就有了 $T_k/ET_k \rightarrow 1 \text{ a.s.}$ 取一个 ω 使得 $T_k(\omega)/ET_k \rightarrow 1$ 并且观察到如果 $n_k \leq n < n_{k+1}$ 则

$$\frac{T_k(\omega)}{ET_{k+1}} \leq \frac{S_n(\omega)}{ES_n} \leq \frac{T_{k+1}(\omega)}{ET_k}$$

改写一下

$$\frac{ET_k}{ET_{k+1}} \frac{T_k(\omega)}{ET_k} \leq \frac{S_n(\omega)}{ES_n} \leq \frac{T_{k+1}(\omega)}{ET_{k+1}} \frac{ET_{k+1}}{ET_k}$$

夹一下就是

$$\frac{T_k}{ET_k} \leq \frac{S_n}{ES_n} \leq \frac{T_{k+1}}{ET_{k+1}}$$

这是在除了一个零测集上成立的，从而

$$\frac{S_n}{ES_n} \xrightarrow{a.s.} 1$$

□

8 强大数定律

Theorem 8.1. 对于独立同分布的 X_i , 如果 $EX_i = \mu, EX_i^4 < \infty, S_n = X_1 + \dots + X_n$ 那么

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu$$

Proof. 不失一般性, 我们假设 $\mu = 0$, 否则做中心化, 由幂平均不等式 4 阶矩仍然有限, 于是

$$ES_n^4 = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)^4 = E \sum_{i,j,k,l} X_i X_j X_k X_l$$

既然 $E(X_i^2 X_j) = E(X_i^2 X_j X_k) = E(X_i X_j X_k X_l) = 0$, 于是

$$ES_n^4 = nEX_1^4 + 3(n^2 - n)[E(X_1^2)]^2 \leq Cn^2$$

这样就有

$$P(|S_n| > n\epsilon) \leq \frac{ES_n^4}{n^4 \epsilon^4} \leq \frac{C}{n^2}$$

再代入 B-C 引理即证。 \square

Theorem 8.2. 如果 X_i 两两独立同分布, 且 $E|X_i| < \infty, EX_i = \mu, S_n = X_1 + \dots + X_n$ 那么

$$\frac{S}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu$$

Proof. 为了证明这个定理, 需要以下几个引理。 \square

Lemma 8.3. 设 $Y_k = X_k \mathbf{1}_{(|X_k| \leq k)}$, $T_n = Y_1 + \dots + Y_n$, 这样 $\frac{T_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu$ 。通过这条引理就有 $S_n/n \xrightarrow{a.s.} \mu$ (我们需要去证明 S_n/n 与 T_n/n 不相同的部分为零测集)

Proof. 由于

$$\sum_{k=1}^n P(|X_k| > k) \leq \int_0^\infty P(|X_1| > t) dt = E|X_i| < \infty \Rightarrow P(X_k \neq Y_k \text{ i.o.}) = 0$$

也就是说

$$\begin{aligned} &\forall \omega, \text{如果 } X_i(\omega) \neq Y_i(\omega) \text{ 对于 } i \in I \text{ 成立, 那么 } |I| < \infty \text{ a.s.} \\ &\Rightarrow \forall \omega, |S_n(\omega) - T_n(\omega)| \leq R(\omega) < \infty \text{ a.s. 是对任意 } n \in \mathbb{N} \text{ 成立} \end{aligned}$$

\square

Lemma 8.4. $\sum_{k=1}^\infty D(Y_k)/k^2 \leq 4E|X_i| < \infty$

Proof. 我们注意到, (之后补充) \square

Lemma 8.5. 如果 $y \geq 0$ 那么 $2y \sum_{k>y} \frac{1}{k^1} \leq 4$

Proof. 暂时从略 \square

Proof. 回到 Theorem 8.2 的证明，我们叙述思路。

因为 $X_n = X_n^+ - X_n^-$ 不失一般性设 X_n 是非负随机变量（不然就拆为正负部分别讨论）

考虑一个子列 $k(n) = [\alpha^n], \alpha > 1$ ，对于任意 $\epsilon > 0$ ，有

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} P(|T_{k(n)} - ET_{k(n)}| > \epsilon k(n)) &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{D(T_{k(n)})}{[k(n)]^2 \epsilon^2} \\ &= \frac{\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{k(n)^2} \sum_{m=1}^{k(n)} D(Y_m)}{\epsilon^2} \\ &= \frac{\sum_{m=1}^{\infty} D(Y_m) \sum_{n:k(n) \geq m} k(n)^{-2}}{\epsilon^2} \end{aligned}$$

由于 $k(n) = [\alpha]^n, [\alpha^n] \geq \frac{\alpha^n}{2}$ ，所以

$$\sum_{n:\alpha^n \geq m} [\alpha^n]^{-2} \leq 4 \sum_{n:\alpha^n \geq m} \frac{1}{\alpha^{2n}} \leq 4(1 - \alpha^{-2})^{-1} m^{-2}$$

从而

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|T_{k(n)} - ET_{k(n)}| > \epsilon k(n)) \leq 4(1 - \alpha^{-2})^{-1} \epsilon^{-2} \sum_{m=1}^{\infty} E(Y_m^2) m^{-2} < \infty$$

这便是 $\frac{T_{k(n)} - ET_{k(n)}}{k(n)} \xrightarrow{a.s.} 0$ 由有界收敛就有

$$EY_k \rightarrow EX_1 \Rightarrow ET_{k(n)}/k(n) \rightarrow EX_1$$

于是 $T_{k(n)}/k(n) \xrightarrow{a.s.} EX_1$ ，当 $k(n) \leq m < k(n+1)$ ，有

$$\frac{T_{k(n)}}{k(n+1)} \leq \frac{T_m}{m} \leq \frac{T_{k(n+1)}}{k(n)}$$

(这里用到了 $Y_i \geq 0$)，再回到 $k(n) = [\alpha^n]$ ，我们就有 $\frac{k(n+1)}{k(n)} \rightarrow \alpha$ 并且

$$\frac{EX_1}{\alpha} \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{T_m}{m} \leq \limsup_{m \rightarrow \infty} \frac{T_m}{m} \leq \alpha EX_1$$

因为 $\alpha > 1$ 是任取的，我们让它趋于 1，那么上个式子夹逼。 □

Theorem 8.6. 设 $X_1, X_2 \dots$ 是独立同分布的且 $EX_i^+ = \infty, EX_i^- < \infty$ ，如果

$$S_n = X_1 + \dots + X_n$$

那么

$$S_n/n \xrightarrow{a.s.} \infty$$

Proof. 定义 $X_i^M = \min\{X_i, M\}, S_n^M = X_1^M + \dots + X_n^M$ ，然后去证明

$$S_n^M/n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} EX_i^M \xrightarrow{M \rightarrow \infty} \infty$$

□

Definition 8.1. 经验分布函数: 设 X_i 是独立同分布序列, 分布函数为 F , 称

$$F_n(x) = \frac{\sum_{m=1}^n \mathbf{1}_{\{X_m \leq x\}}}{n}$$

为经验分布函数。

Theorem 8.7. Glivenko-Cantelli: 上述定义的经验分布 $F_n \Rightarrow F$

9 随机序列的收敛性

设 $\mathcal{F}'_n = \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots) =$ 使得从时刻 n 之后的所有随机变量 X_n 可测的最小 σ -域。设 $\mathcal{T} = \cap_n \mathcal{F}'_n$ 称为尾 σ -域；直观地， $A \in \mathcal{T}$ 当且仅当替换有限个 X_i 是不会影响事件 A 发生的。

Example 9.1. 如果 $B_n \in \mathcal{R}$, 那么 $\{\omega : X_n \in B_n \text{ i.o.}\} \in \mathcal{T}$, 如果我们设 $X_n = \mathbf{1}_{A_n}$ 并且 $B_n = \{1\}$, 这个例子便是 $\{A_n \text{ i.o.}\}$

Proof. 设 $A_n = \{\omega : X_n \in B_n\} \in \sigma(A_n) \subset \mathcal{F}'_n \Rightarrow A_n \in \mathcal{F}'_n \subset \mathcal{F}'_m$ 其中 $m \leq n$, 我们希望证明 $\limsup A_n \in \mathcal{T}$, 令 $C_m = \bigcup_{n=m}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}'_m \subset \mathcal{F}'_k \forall k \leq m \Rightarrow \limsup A_n = \bigcap_{m=1}^{\infty} C_m \in \mathcal{F}'_k \forall k \Rightarrow \limsup A_n \in \cap_k \mathcal{F}'_k = \mathcal{T}$ \square

Example 9.2. $S_n = X_1 + \dots + X_n$ 那么

$$\{\lim_n S_n \text{ 存在}\} \in \mathcal{T}, \{\limsup_n S_n > 0\} \in \mathcal{T}, \{\limsup_n S_n / c_n > x\} \in \mathcal{T} \text{ 如果 } c_n \rightarrow \infty$$

Theorem 9.1. Kolmogorov's 0-1 law: 如果 X_1, X_2, \dots 是独立的并且 $A \in \mathcal{T}$ 那么 $P(A) = 0$ 或者 $P(A) = 1$

Proof. 我们会去证明 A 与自身独立, 那么 $P(A) = P(A \cap A) = P^2(A)$ 从而这个概率为 0 或 1

先去说明 $A \in \sigma(X_1 \dots X_k)$ 和 $B \in \sigma(X_{k+1}, \dots)$ 独立

再去说明 $A \in \sigma(X_1, \dots)$ 和 $B \in \mathcal{T}$ 独立

然后由 $T \subset \sigma(X_1, \dots) \Rightarrow A \in \mathcal{T}$, 这样 A 与自身独立. \square

Theorem 9.2. Kolmogorov-inequality: 设独立随机序列 $\{X_i\}$ 满足 $EX_i = 0, DX_i < \infty, S_n = X_1 + \dots + X_n$, 那么

$$P(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq x) \leq \frac{DS_n}{x^2}$$

Proof. 设 $A_k = \{|S_n| \geq x, |S_j| < x \text{ 当 } j < k\}$ 这样 A_k 是不交的, 我们有

$$\begin{aligned} ES_n^2 &\geq \sum_{k=1}^n \int_{A_k} S_n^2 dP = \sum_{k=1}^n \int_{A_k} S_k^2 + \sum_{k=1}^n S_k(S_n - S_k) + (S_n - S_k)^2 dP \\ &\geq \sum_{k=1}^n \int_{A_k} S_k^2 dP + \sum_{k=1}^n \int 2S_k \mathbf{1}_{A_k} (S_n - S_k) dP = \sum_{k=1}^n x^2 P(A_k) = x^2 P(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq x) \end{aligned}$$

\square

Theorem 9.3. X_i 独立且 $EX_i = 0, \sum_{n=1}^{\infty} Var(X_n) < \infty$ 那么 $\sum_{n=1}^{\infty} X_n$ 几乎必然收敛.

Proof. 设 $S_N = \sum_{n=1}^N X_n$ 然后由前面的最大值不等式就有

$$P\left(\max_{M \leq m \leq N} |S_m - S_M| > \epsilon\right) \leq \frac{D(S_N - S_M)}{\epsilon^2} = \frac{\sum_{n=M+1}^N D(X_n)}{\epsilon^2}$$

然后再令 $N \rightarrow \infty$ 就有

$$P\left(\sup_{m \geq M} |S_m - S_M| > \epsilon\right) \leq \frac{\sum_{n=M+1}^{\infty} D(X_n)}{\epsilon^2} \rightarrow 0$$

这是因为余项和收敛于 0, 如果我们令 $w_M = \sum_{m,n \geq M} |S_m - S_n|$ 那么 w_M 随着 M 的增大而减小, 并且

$$P(w_M > 2\epsilon) \leq P\left(\sup_{m \geq M} |S_m - S_M| > \epsilon\right) \rightarrow 0$$

所以 $w_M \xrightarrow{a.s.} 0$ 这意味着 $S_n(\omega)$ 以概率 1 为柯西列, 因此 $\lim_{n \rightarrow \infty} S_n(\omega)$ 存在。 \square

Example 9.3. X_i 独立且 $P(X_n = \frac{1}{n^\alpha}) = P(X_n = -\frac{1}{n^\alpha}) = \frac{1}{2}$, 那么 $EX_n = 0, D(X_n) = \frac{1}{n^{2\alpha}}$, 那么只要 $\alpha > \frac{1}{2}$ 就可以得到 $\sum_n |X_n| < \infty$ 是几乎必然的, 从而 $\sum_n X_n$ 几乎必然收敛。

Theorem 9.4. Kolmogorov 三级数定理: 令 $X_1 \dots$ 是独立随机变量, 设 $A > 0$ 并且设 $Y_i = \mathbf{1}_{|X_i| \leq A}$, 那么 $\sum_{n=1}^{\infty} X_n$ 几乎必然收敛的充要条件是以下三个条件满足

- (i) $P(|X_n| > A) < \infty$
- (ii) $\sum_{n=1}^{\infty} EY_n$ 收敛
- (iii) $\sum_{n=1}^{\infty} D(Y_n) < \infty$

Proof. 充分性: (iii) 和定理 9.3 可以知道

$$\sum_{n=1}^{\infty} (Y_n - EY_n) < \infty$$

然后 (ii) 意味着

$$\sum_{n=1}^{\infty} Y_n < \infty$$

由 (i) 和 B-C 引理就有 $P(X_n \neq Y_n \text{ i.o.}) = 0$ 所以

$$\sum_{n=1}^{\infty} X_n < \infty \quad a.s.$$

\square

Lemma 9.5. Kroncker 引理: $a_n \uparrow \infty, \sum_n (\frac{X_n}{a_n}) < \infty$ 那么

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k}{a_n} \rightarrow 0$$

Proof. 证明从略 \square

Theorem 9.6. X_n 独立同分布, $EX_i = \mu < \infty, S_n = X_1 + \dots + X_n$ 那么

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu$$

Proof. 设 $Y_k = X_k \mathbf{1}_{(|X_k| \leq k)}$ ，设 $T_n = Y_1 + \dots + Y_n$ 通过以前证明的办法可以去说明 $\frac{T_n}{n} \xrightarrow{a.s.} \mu$ ，然后令 $Z_k = Y_k - EY_k$ 所以 $EZ_k = 0$ 现在 $DZ_k = DY_k \leq EY_k^2$ 并且有

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{DZ_k}{k^2} \leq \sum_{k=1}^{\infty} \frac{EY_k^2}{k^2} < \infty$$

再用上定理 9.3 就是

$$\sum_{k=1}^{\infty} Z_k/k \text{几乎必然收敛}$$

再由 Kroncker 引理

$$\frac{\sum_{k=1}^n (Y_k - EY_k)}{n} \rightarrow 0 \text{因此 } \frac{T_n}{n} - \frac{\sum_{k=1}^n EY_k}{n} \rightarrow 0$$

由有界收敛定理 $EY_k \rightarrow \mu$ 这样显然有

$$\frac{\sum_{k=1}^n EY_k}{n} \rightarrow \mu$$

因此

$$\frac{T_n}{n} \rightarrow \mu$$

□

Theorem 9.7. X_i 是独立同分布的 $EX_i = 0, EX_i^2 = \sigma^2 < \infty, S_n = X_1 + \dots + X_n$ 那么

$$S_n/(n^{1/2}(\log n)^{1/2+\epsilon}) \xrightarrow{a.s.} \mu$$

对任意的 $\epsilon > 0$ 成立

Proof. 设 $a_n = n^{\frac{1}{2}}(\log n)^{1/2+\epsilon}$ ，于是

$$\sum_{n=1}^{\infty} D(X_n/a_n) = \sigma^2 \left(\frac{1}{a_1^2} + \sum_{n=2}^{\infty} \frac{1}{(\log n)^{1/2+\epsilon}} \right)$$

从而由定理 9.3 就有

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{X_n}{a_n} < \infty \text{ a.s.}$$

再由 Kroncker 引理就有

$$\frac{S_n}{a_b} \rightarrow 0 \text{ a.s.}$$

□