

概率论笔记

崔嘉祺

华东师范大学 20 级数学强基拔尖班

2023 年 12 月 8 日

摘要

这是华东师范大学数学专业研究生的基础课“概率论”的课程笔记。
每周三交作业。

目录	1
----	---

目录

1 测度与概率空间	2
2 独立性	17
3 随机变量	25
4 期望和方差	36
5 大数定律	44
6 随机变量级数的收敛性	55
7 示性函数与中心极限定理	68
8 随机过程	82

1 测度与概率空间

定义 1.1. 对集合 Ω , 子集族 $\mathcal{F} \subset 2^\Omega$ 称为 Ω 上的一个 σ -代数, 若

(1) $\Omega \in \mathcal{F}$.

(2) 若 $A \in \mathcal{F}$, 则 $A^c \in \mathcal{F}$. (补封闭性)

(3) 若 $\{A_i\}_{i=1}^\infty \subset \mathcal{F}$, 则 $\bigcup_{i=1}^\infty A_i \in \mathcal{F}$. (可列并封闭)

注记 1.2. 由定义可推出:

1. $\emptyset \in \mathcal{F}$.

2. 若 $A, B \in \mathcal{F}$, 则 $A \cap B \in \mathcal{F}$. (交封闭性)

3. 若 $A, B \in \mathcal{F}$, 则 $A \cup B \in \mathcal{F}$. (有限并封闭性)

注记 1.3. 若把定义中的 (3) 改为有限并, 则称其为一个 *Borel* 代数。

定义 1.4. 对集合 Ω , 子集族 $\mathcal{F} \subset 2^\Omega$ 是 Ω 上的一个 σ -代数, $\mu: \mathcal{F} \rightarrow [0, +\infty]$, 满足

(1) $\mu(\emptyset) = 0$.

(2) 若 $\{A_i\}_{i=1}^\infty \subset \mathcal{F}$, $A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j$, 则有

$$\mu\left(\bigcup_{i=1}^\infty A_i\right) = \sum_{i=1}^\infty \mu(A_i).$$

(σ 可加性/可数可加性)

则称三元组 $(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$ 是一个测度空间。

例 1.5. \mathbb{R} 上的 Lebesgue 测度: $\Omega = \mathbb{R}$, \mathcal{F} 是 Lebesgue 可测集, μ 是 Lebesgue 测度。

定义 1.6. 称一个测度空间 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 是一个概率空间, 若 $\mathbb{P}: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$, 且 $\mathbb{P}(\Omega) = 1$. 其中称 Ω 是样本空间, $\omega \in \Omega$ 是基本事件, \mathcal{F} 是事件域, $A \in \mathcal{F}$ 是事件, $\mathbb{P}(A)$ 是 A 的概率。

定理 1.7. 若 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 是一个概率空间, 则有

(1) 若 $A, B \in \mathcal{F}$, $A \subset B$, 则 $\mathbb{P}(A) \leq \mathbb{P}(B)$. (单调性)

(2) 若 $\{A_i\}_{i=1}^{\infty} \subset \mathcal{F}$, 则有

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_i).$$

(次可加性)

(3) 设 $\{A_i\}_{i=1}^{\infty} \subset \mathcal{F}$, 若

- $A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \cdots$, 则记 $\lim_{i \rightarrow \infty} A_i = \bigcap_{i=1}^{\infty} A_i = A$, 记为 $A_i \searrow A$.
- $A_1 \subset A_2 \subset A_3 \subset \cdots$, 则记 $\lim_{i \rightarrow \infty} A_i = \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = A$, 记为 $A_i \nearrow A$.

则 $A \in \mathcal{F}$, 且 $\mathbb{P}(A) = \lim_{i \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_i)$.

(4) $\forall A \in \mathcal{F}$, $\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(A^c) = 1$.

证明. (1) 由 $B = A \cup (B \cap A^c)$, 则 $A \cap (B \cap A^c) = \emptyset$. 由可加性即得。

(2) 记 $B_i = A_i \cap (A_1 \cup \cdots \cup A_{i-1})^c$, 则 $\{B_i\}$ 两两不交, 从而由可数可加性与单调性,

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(B_i) \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_i).$$

(3) 只证 $A_i \nearrow A$. 由 $A = \cup_{i=1}^{\infty} A_i$, 由 σ -代数的可数并封闭性, $A \in \mathcal{F}$. 记 $B_1 = A_1$, $B_n = A_n \cap A_{n-1}^c$. 则

$$A_n = B_1 \cup B_2 \cup \cdots \cup B_n,$$

且 $\{B_i\}$ 两两不交,

$$A = B_1 \cup B_2 \cup \cdots.$$

由可数可加性,

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(B_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(B_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_n).$$

(4) $A \cap A^c = \emptyset$, 从而由可加性,

$$\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(A^c) = \mathbb{P}(A \cup A^c) = \mathbb{P}(\Omega) = 1.$$

□

例 1.8. $\Omega = [0, 1]$, \mathcal{F} 是 Lebesgue 可测集, \mathbb{P} 是 Lebesgue 测度。

$$\mathbb{P}\left(x \in [0, \frac{1}{3}]\right) = \mathbb{P}\left([0, \frac{1}{3}]\right) = \frac{1}{3}.$$

例 1.9 (古典概型). Ω 是有限集, $\mathcal{F} = 2^{\Omega}$, $A \in \mathcal{F}$,

$$\mathbb{P}(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}.$$

例 1.10 (离散概率模型). Ω 是可数集, $\mathcal{F} = 2^{\Omega}$, $p: \Omega \rightarrow [0, +\infty]$, 满足 $\sum_{\omega \in \Omega} p(\omega) = 1$. 对 $A \in \mathcal{F}$, 令 $\mathbb{P}(A) = \sum_{\omega \in A} p(\omega)$. 则 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 是概率空间。

例 1.11 (投均匀硬币). 记 H 是正, T 是反。

- 投一次: $\Omega = \{H, T\}$, $\mathbb{P}(\{H\}) = \mathbb{P}(\{T\}) = \frac{1}{2}$.

- 投 n 次: $\Omega = \{H, T\}^n = \{(x_1, \dots, x_n) \mid x_i \in \{H, T\}, 1 \leq i \leq n\}$, $\mathcal{F} = 2^\Omega$, $\forall \omega \in \Omega$, $\mathbb{P}(\{\omega\}) = \frac{1}{2^n}$.
 - A_1 是第一次投正面, $\mathbb{P}(A_1) = \frac{|A_1|}{|\Omega|} = \frac{2^{n-1}}{2^n} = \frac{1}{2}$. A_1^c 是第一次投反面, $\mathbb{P}(A_1^c) = \frac{1}{2}$.
 - A_i 是第 i 次投正面, $\mathbb{P}(A_i) = \frac{1}{2}$. 若 $1 \leq i_1 \leq i_2 \leq \dots \leq i_k \leq n$, $B = B_{i_1} \cap \dots \cap B_{i_k}$, 其中 $B_{i_j} \in \{A_{i_j}, A_{i_j}^c\}$, 则有 $\mathbb{P}(B) = \frac{1}{2^k}$.

例 1.12 (Ramsey 数的应用).

定理 1.13. 任意六个人中必有三个人互相认识或互相不认识。

证明. 任取一个人 A, 考察与其余五个人的关系. 有三个人与 A 认识或不认识, 不妨设 B, C, D 与 A 认识 (不认识的情况类似). 若 B, C, D 中有两人认识 (如 B, C), 则 A, B, C 互相认识; 若 B, C, D 没有两人认识, 则三者满足互相不认识。□

注记 1.14. 图论形式: 6 阶完全图, 边用红蓝染色, 则必有一个红色或蓝色三角形。

问题 1.15 (一般的 Ramsey 问题). 给定正整数 k, l , 是否存在 n , 满足将 n 阶完全图 K_n 的边红蓝染色后, 一定有一个红的 K_k 或蓝的 K_l . 满足这样的条件的最小的 n 记为 $R(k, l)$.

命题 1.16. 一些结论:

- $R(3, 3) = 6$.
- $R(2, l) = l$.
- $R(k, l) = R(l, k)$

定理 1.17. 对 $k, l \geq 3$, 有

$$R(k, l) \leq R(k-1, l) + R(k, l-1).$$

归纳可证 $R(k, l)$ 是有限数。

证明. 取出一个点 A, 剩下的图记为 W. 记 $n = R(k-1, l) + R(k, l-1)$. 由

$$|W| = n - 1 = R(k-1, l) + R(k, l-1) - 1 \geq R(k-1, l),$$

从而

- 要么有 $k-1$ 个点组成红色完全图, 此时再把它们与 A 用红色相连即得。
- 要么有 l 个点组成蓝色完全图,

□

定理 1.18. 对 $k \geq 3$, 有

$$R(k, k) \geq \left\lfloor 2^{\frac{k}{2}} \right\rfloor.$$

证明. 对 K_n 的边随机染色, 所有可能的染色方案是样本空间 Ω , $|\Omega| = 2^{C_n^2}$. 对指定的 k 个顶点 v_1, v_2, \dots, v_k ,

$$\mathbb{P}(v_1, \dots, v_k \text{ 之间的是红边}) = \frac{1}{2^{C_k^2}}.$$

从而

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\text{存在 } k \text{ 个点之间的是红边}) &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{v_1, \dots, v_k} v_1, \dots, v_k \text{ 之间的是红边}\right) \\ &\leq \sum_{v_1, \dots, v_k} \mathbb{P}(v_1, \dots, v_k \text{ 之间的是红边}) = \frac{C_n^k}{2^{C_k^2}}. \end{aligned}$$

同理,

$$\mathbb{P}(\text{存在 } k \text{ 个点之间的是蓝边}) \leq \frac{C_n^k}{2^{C_k^2}}.$$

从而

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(\text{存在 } k \text{ 个点之间的是红边或 } k \text{ 个点之间的是蓝边}) \\ & \leq \mathbb{P}(\text{存在 } k \text{ 个点之间的是红边}) + \mathbb{P}(\text{存在 } k \text{ 个点之间的是蓝边}) \\ & \leq C_n^k \cdot 2^{1-C_k^2}. \end{aligned}$$

而其中,

$$C_n^k \cdot 2^{1-C_k^2} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot 2^{1+\frac{k}{2}} \cdot 2^{-\frac{k^2}{2}} < \frac{2^{1+\frac{k}{2}}}{k!} \cdot \frac{n^k}{2^{\frac{k^2}{2}}}.$$

易知对 $n \geq 3$, 有 $2^{1+\frac{k}{2}} < k!$, 故

$$C_n^k \cdot 2^{1-C_k^2} < \frac{2^{1+\frac{k}{2}}}{k!} \cdot \frac{n^k}{2^{\frac{k^2}{2}}} < \frac{n^k}{2^{\frac{k^2}{2}}} = \left(\frac{n}{2^{\frac{k}{2}}}\right)^k.$$

故只要 $n = \left\lfloor 2^{\frac{k}{2}} \right\rfloor$ 时, 就有

$$\mathbb{P}(\text{存在 } k \text{ 个点之间的是红边或 } k \text{ 个点之间的是蓝边}) \leq C_n^k \cdot 2^{1-C_k^2} < \left(\frac{n}{2^{\frac{k}{2}}}\right)^k \leq 1.$$

此时, 存在一种染色方案, 使得不存在 k 个点之间的是红边, 也不存在 k 个点之间的是蓝边。 □

例 1.19 (投掷硬币无穷多次). $\Omega = \{H, T\}^{\mathbb{N}} = \{(x_1, x_2, \dots) \mid x_i \in \{H, T\}, i = 1, 2, \dots\}$. 记 A_i 是第 i 次是 H . 定义

$$\sigma(A_1) = \mathcal{F}_1 = \{\emptyset, A_1, A_1^c, \Omega\},$$

它只能分辨第一次的结果。

定义 1.20. 设 Ω 是集合, A 是它的一些子集, 记 $\sigma(A)$ 是由 A 生成的 σ -代数, 是包含 A 的最小 σ -代数。

定义

$$\sigma(A_1, \dots, A_n) = \mathcal{F}_n, |\mathcal{F}_n| = 2^{2^n}.$$

它只能分辨前 n 次结果。

问题 1.21. 无法处理无穷次的情况。怎么办？

最初的想法：

$$\mathcal{A} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_n.$$

但 \mathcal{A} 不是 σ -代数，它只对有限并封闭。

目标 1.22. 找到一个 σ -代数 \mathcal{B} 包含 \mathcal{A} , $\mathbb{P}: \mathcal{B} \rightarrow [0, 1]$, 使得 $\mathbb{P}|_{\mathcal{F}_n} = \mu_n$.

注意到有

$$\mathcal{F}_1 \subset \mathcal{F}_2 \subset \cdots \subset \mathcal{F}_n \subset \cdots,$$

对 $i > j$, $\mu_i: \mathcal{F}_i \rightarrow [0, 1]$, $\mu_i|_{\mathcal{F}_j} = \mu_j$, 拼起来得到 $\mu: \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$.

定义 1.23. 若 \mathcal{A} 是集合 Ω 的子集族，满足

1. $\Omega \in \mathcal{A}$.
2. 补封闭。
3. 有限并封闭。

则称 \mathcal{A} 是一个 Boole 代数。

定义 1.24. 对 Boole 代数 \mathcal{A} , 函数 $m: \mathcal{A} \rightarrow \mathbb{R}$ 满足

1. $\forall A \in \mathcal{A}$, 有 $m(A) \geq 0$.
2. $\forall A, B \in \mathcal{A}$, 满足 $A \cap B = \emptyset$, 则有 $m(A \cup B) = m(A) + m(B)$.
3. $\forall \{A_n\} \subset \mathcal{A}$, 满足 $A_n \searrow \emptyset$, 则 $m(A_n) \rightarrow 0$. (连续性)

则称 m 是 Boole 代数 \mathcal{A} 上的测度。

定义 1.25. 对 Boole 代数 \mathcal{A} 以及它上面的测度 m . $\forall A \subset \Omega$,

$$m^*(A) = \inf \left\{ \sum_i m(S_i) \mid S_i \in \mathcal{A}, A \subset \bigcup_i S_i \right\}$$

称为 A 的外测度。

注记 1.26. 1. 在外测度的定义中可以假设 S_i 互不相交: 令 $T_1 = S_1, T_i = S_i - (S_1 \cup \dots \cup S_{i-1})$, 有 $T_i \in \mathcal{A}, A \subset \bigcup_i T_i, m(T_i) \leq m(S_i)$, 从而 $\sum m(T_i) \leq \sum m(S_i)$.

2. 若 $A \in \mathcal{A}$, 则 $m^*(A) = m(A)$.

定义 1.27. 对 $A \subset \Omega$, 称 A 是 m^* -可测的, 若 $\forall E \subset \Omega$, 有

$$m^*(A \cap E) + m^*(A^c \cap E) = m^*(E). \quad (1)$$

其中 (1) 式称为可测性条件。

定理 1.28 (m^* 的次可加性). $\forall A, A_1, A_2, \dots \subset \Omega$, 满足 $A \subset \bigcup_i A_i$, 则 $m^*(A) \leq \sum_i m^*(A_i)$.

证明. $\forall \varepsilon > 0$, 由 \inf 的定义, 可取 $\{A_{ij}\}_j \subset \mathcal{A}$, 满足 $A_i \subset \bigcup_j A_{ij}$, 且 $\sum_j m(A_{ij}) \leq m^*(A_i) + \frac{\varepsilon}{2^i}$, 从而有 $A \subset \bigcup_i \bigcup_j A_{ij}$. 此时,

$$m^*(A) \leq \sum_i \sum_j m(A_{ij}) \leq \sum_i \left(m^*(A_i) + \frac{\varepsilon}{2^i} \right) = \sum_i m^*(A_i) + \varepsilon.$$

令 $\varepsilon \rightarrow 0$ 即得 $m^*(A) \leq \sum_i m^*(A_i)$. □

注记 1.29. 由 m^* 次可加性, $\forall E \subset \Omega$,

$$m^*(E) = m^*((A \cap E) \cup (A^c \cap E)) \leq m^*(A \cap E) + m^*(A^c \cap E).$$

故可测性条件只需要验证

$$m^*(A \cap E) + m^*(A^c \cap E) \leq m^*(E).$$

定理 1.30 (Caratheodory 测度扩张定理). 设 \mathcal{A} 是 Ω 上的 Boole 代数, m 是 \mathcal{A} 上的测度, m^* 是外测度. 记 $\mathcal{M}(m^*)$ 是所有 m^* -可测集构成的子集族. 则 $\mathcal{M}(m^*)$ 是包含 \mathcal{A} 的一个 σ -代数, $m^*: \mathcal{M}(m^*) \rightarrow \mathbb{R}$ 是一个测度, 且 $m^*|_{\mathcal{A}} = m$.

证明. 先证包含关系

引理 1.31. $\mathcal{A} \subset \mathcal{M}(m^*)$.

证明. $\forall A \in \mathcal{A}, \forall E \subset \Omega, \forall \varepsilon > 0$, 由 \inf 的定义, 可以选取一组 $\{A_i\} \subset \mathcal{A}$, 使得 $E \subset \bigcup_i A_i$, 且

$$\sum_i m(A_i) \leq m^*(E) + \varepsilon.$$

注意到有

$$A \cap E \subset \bigcup_i (A \cap A_i), \quad A^c \cap E \subset \bigcup_i (A^c \cap A_i).$$

由 Boole 代数的交封闭, 有 $\{A \cap A_i\}, \{A^c \cap A_i\} \subset \mathcal{A}$, 从而由 m^* 的定义,

$$m^*(A \cap E) \leq \sum_i m(A \cap A_i), \quad m^*(A^c \cap E) \leq \sum_i m(A^c \cap A_i).$$

从而, 由于 $(A \cap E) \cap (A^c \cap E) = \emptyset$, 有

$$\begin{aligned} m^*(A \cap E) + m^*(A^c \cap E) &\leq \sum_i (m(A \cap A_i) + m(A^c \cap A_i)) \\ &= \sum_i m((A \cap A_i) \cup (A^c \cap A_i)) \\ &= \sum_i m(A_i) \\ &\leq m^*(E) + \varepsilon. \end{aligned}$$

由 ε 的任意性, 得

$$m^*(A \cap E) + m^*(A^c \cap E) \leq m^*(E).$$

从而 A 满足可测性条件, 故 $A \in \mathcal{M}(m^*)$. 最后再由 A 的任意性, 即得 $\mathcal{A} \subset \mathcal{M}(m^*)$. □

再验证 $\mathcal{M}(m^*)$ 是一个 σ -代数

引理 1.32. $\mathcal{M}(m^*)$ 是一个 σ -代数。

证明. (1) $\forall E \subset \Omega$,

$$m^*(\Omega \cap E) + m^*(\Omega^c \cap E) = m^*(E) + m^*(\emptyset) = m^*(E \cup \emptyset) = m^*(E).$$

即 Ω 满足可测性条件, 有 $\Omega \in \mathcal{M}(m^*)$.

(2) $\forall A \in \mathcal{M}(m^*)$, 由 $(A^c)^c = A$, 在可测性条件式中交换 A 与 A^c 的位置, 即知 A^c 也满足可测性条件。事实上, $\forall E \subset \Omega$,

$$m^*(A^c \cap E) + m^*((A^c)^c \cap E) = m^*(A^c \cap E) + m^*(A \cap E) = m^*(E).$$

故 $A^c \in \mathcal{M}(m^*)$. $\mathcal{M}(m^*)$ 满足补封闭性。

(3) 设 $A, B \in \mathcal{M}(m^*)$, $\forall E \subset \Omega$,

$$\begin{aligned} m^*(E) &= m^*(A \cap E) + m^*(A^c \cap E) \\ &= m^*(B \cap A \cap E) + m^*(B^c \cap A \cap E) + m^*(A^c \cap E) \\ &= m^*(B \cap A \cap E) + m^*(A \cap (A \cap B)^c \cap E) + m^*(A^c \cap (A \cap B)^c \cap E) \\ &= m^*((A \cap B) \cap E) + m^*((A \cap B)^c \cap E). \end{aligned}$$

这说明 $A \cap B \in \mathcal{M}(m^*)$. 即 $\mathcal{M}(m^*)$ 对交封闭。再由对补封闭,

$$A \cup B = (A^c \cap B^c)^c \in \mathcal{M}(m^*).$$

从而 $\mathcal{M}(m^*)$ 对有限并封闭。此时知 $\mathcal{M}(m^*)$ 是一个 Boole 代数。

设 $\{A_i\}_{i=1}^\infty \subset \mathcal{M}(m^*)$. 令 $B_1 = A_1, B_i = A_i - (A_1 \cup \cdots \cup A_{i-1})$, 由补封闭性与有限并封闭性, 得到 $\{B_i\}_{i=1}^\infty \subset \mathcal{M}(m^*)$, 且 $\{B_i\}_{i=1}^\infty$ 两两不交, 记 $\bigcup_i A_i = \bigcup_i B_i = A$.

$$\forall E \subset \Omega, \forall n,$$

$$\begin{aligned}
m^*(E) &= m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)\right) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)^c\right) \\
&= m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right) \cap B_n\right) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right) \cap B_n^c\right) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)^c\right) \\
&= m^*(E \cap B_n) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^{n-1} B_i\right)\right) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)^c\right) \\
&= m^*(E \cap B_n) + m^*(E \cap B_{n-1}) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^{n-2} B_i\right)\right) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)^c\right) \\
&= \dots \\
&= \sum_{i=1}^n m^*(E \cap B_i) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)^c\right).
\end{aligned}$$

因为

$$\bigcup_{i=1}^n B_i \subset \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i = A,$$

所以

$$A^c \subset \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)^c.$$

于是

$$\begin{aligned}
m^*(E) &= \sum_{i=1}^n m^*(E \cap B_i) + m^*\left(E \cap \left(\bigcup_{i=1}^n B_i\right)^c\right) \\
&\geq \sum_{i=1}^n m^*(E \cap B_i) + m^*(E \cap A^c).
\end{aligned}$$

令 $n \rightarrow \infty$, 由次可加性,

$$\begin{aligned} m^*(E) &\geq \sum_{i=1}^{\infty} m^*(E \cap B_i) + m^*(E \cap A^c) \\ &\geq m^*\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} (E \cap B_i)\right) + m^*(E \cap A^c) \\ &= m^*(E \cap A) + m^*(E \cap A^c). \end{aligned}$$

即 A 满足可测性条件, 是 m^* -可测的, 即 $A \in \mathcal{M}(m^*)$. 从而 $\mathcal{M}(m^*)$ 对可列并封闭。

综上, $\mathcal{M}(m^*)$ 是一个 σ -代数。

□

最后验证 m^* 是一个测度

引理 1.33. m^* 是 σ -代数 $\mathcal{M}(m^*)$ 上的一个测度。

证明. (1) 由定义显然有 $m^* \geq 0$, $m^*(\emptyset) = 0$.

(2) $\forall A, B \in \mathcal{M}(m^*)$, $A \cap B = \emptyset$, 取 $E = A \cup B$, 对 A 使用可测性条件,

$$m^*(A \cup B) = m^*(A \cap (A \cup B)) + m^*(A^c \cap (A \cup B)) = m^*(A) + m^*(B).$$

即 m^* 有有限可加性。

$\forall \{A_n\} \subset \mathcal{M}(m^*)$, $\{A_n\}$ 两两不交。由次可加性, 单调性与有限可加性,

$$\sum_{n=1}^{\infty} m^*(A_n) \geq m^*\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) \geq m^*\left(\bigcup_{n=1}^N A_n\right) = \sum_{n=1}^N m^*(A_n).$$

令 $N \rightarrow \infty$, 得上式的等号都成立, 从而有

$$\sum_{n=1}^{\infty} m^*(A_n) = m^*\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right).$$

这就证明了 m^* 的可数可加性。

综上, m^* 是 σ -代数 $\mathcal{M}(m^*)$ 上的一个测度。

□

□

定义 1.34. 设 \mathcal{C} 是集合 Ω 的子集族。若 $\forall \{A_n\} \subset \mathcal{C}$, 满足 $A_n \nearrow A$ 或 $A_n \searrow A$, 则有 $A \in \mathcal{C}$, 则称 \mathcal{C} 是单调类。

定理 1.35 (单调类定理). 设 \mathcal{A} 是集合 Ω 上的 Boole 代数, \mathcal{M}^* 是包含 \mathcal{A} 的最小单调类, 则 $\mathcal{M}^* = \sigma(\mathcal{A})$.

证明. 由定义, σ -代数是单调类, 从而 $\sigma(\mathcal{A}) \supseteq \mathcal{M}^*$. 只要证 $\sigma(\mathcal{A}) \subseteq \mathcal{M}^*$.

(1) $\forall A \in \mathcal{A}$, 考虑

$$\mathcal{M}_A = \{B \in \mathcal{M}^* \mid A \cap B, A - B, B - A \in \mathcal{M}^*\} \subseteq \mathcal{M}^*.$$

由于 \mathcal{A} 是 Boole 代数, 从而若 $B \in \mathcal{M}_A$, 则 $A \subset \mathcal{M}_A$.

由于 \mathcal{M}_A 是单调类, $\forall \{B_n\} \subset \mathcal{M}_A$, $B_n \nearrow B$ (或 $B_n \searrow B$), 则有

- $A \cap B_n \nearrow (\searrow) A \cap B$.
- $A - B_n \searrow (\nearrow) A - B$.
- $B_n - A \nearrow (\searrow) B - A$.

由 \mathcal{M}^* 是单调类, 从而 $A \cap B, A - B, B - A \in \mathcal{M}^*$. 于是 $B \in \mathcal{A}$. 这说明 \mathcal{M}_A 是单调类。由 \mathcal{M}^* 的最小性, $\mathcal{M}_A = \mathcal{M}^*$.

(2) $\forall A \in \mathcal{M}^*$, 定义

$$\mathcal{M}_A = \{B \in \mathcal{M}^* \mid A \cap B, A - B, B - A \in \mathcal{M}^*\} \subseteq \mathcal{M}^*.$$

由 (1), 有 $\mathcal{A} \subseteq \mathcal{M}_A$. 类似 (1) 的证明, 有 \mathcal{M}_A 是单调类, 从而 $\mathcal{M}_A = \mathcal{M}^*$. 于是 $\forall A, B \in \mathcal{M}^*$, 有 $A \cap B, A - B, B - A \in \mathcal{M}^*$, 即 \mathcal{M}^* 是 Boole 代数。从而 \mathcal{M}^* 既是 Boole 代数又是单调类, 从而它是 σ -代数 (习题)。从而 $\sigma(\mathcal{A}) \subseteq \mathcal{M}^*$.

□

定理 1.36 (扩张的唯一性定理). 设 \mathcal{A} 是 Ω 上的 Boole 代数, m 是 \mathcal{A} 上的测度, m^*, μ 是 $\sigma(\mathcal{A})$ 上的两个测度, 且 $m^*|_{\mathcal{A}} = \mu|_{\mathcal{A}} = m$, 则 $m^* = \mu$.

证明. 考虑 $\mathcal{M} = \{A \in \sigma(\mathcal{A}) \mid \mu(A) = m^*(A)\} \subset \sigma(\mathcal{A})$, 则 $\mathcal{A} \subseteq \mathcal{M}$. 由测度的连续性, 若 $\{A_n\} \subset \mathcal{M}$, $A_n \nearrow A$ (或 $A_n \searrow A$), 由单调类定理 (定理 1.35), $A \in \sigma(\mathcal{A})$. 则

$$\mu(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mu(A_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} m^*(A_n) = m^*(A),$$

从而 $A \in \mathcal{M}$. 这说明 $\sigma(\mathcal{A}) \subseteq \mathcal{M}$. 从而 $\sigma(\mathcal{A}) = \mathcal{M}$. 即 $\forall A \in \mathcal{M} = \sigma(\mathcal{A}), m^*(A) = \mu(A)$. □

回到无穷次投硬币。 $\Omega = \{H, T\}^{\mathbb{N}} = \{(x_1, x_2, \dots) \mid x_i \in \{H, T\}, i = 1, 2, \dots\}$. 记 A_i 是第 i 次是 H. 定义

$$\sigma(A_1) = \mathcal{F}_1 = \{\emptyset, A_1, A_1^c, \Omega\},$$

$$\sigma(A_1, \dots, A_n) = \mathcal{F}_n, \quad |\mathcal{F}_n| = 2^n.$$

有

$$\mathcal{F}_1 \subset \mathcal{F}_2 \subset \dots$$

$$\mathcal{A} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_n$$

是 Boole 代数。定义 $\mu : \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$. 设 $A \in \mathcal{A}$, 则 $\exists n$, 使得 $A \in \mathcal{F}_n$. 令 $\mu(A) = \mu_n(A)$, 其中 μ_n 就是投掷有限次时古典概型中的测度。

$$\mu_n : \mathcal{F}_n \rightarrow [0, 1]$$

对 $m < n, \mu_n|_{\mathcal{F}_m} = \mu_m$. μ 符合 Boole 代数上测度的定义:

$$(1) \quad \mu(A) \geq 0.$$

$$(2) \quad \forall A \cap B = \emptyset, \mu(A \cup B) = \mu(A) + \mu(B).$$

$$(3) \quad \text{若 } A_n \searrow \emptyset, \text{ 则 } \mu(A_n) \rightarrow 0.$$

验证 (3): 设有 $\{A_n\} \subset \mathcal{A} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_n$, $A_n \searrow \emptyset$. 事实上, 对充分大的 n , 有 $A_n = \emptyset$.

引理 1.37 (Tychonoff 定理). 任意紧拓扑空间的乘积空间是紧空间。

由引理, $\Omega = \{H, T\}^{\mathbb{N}} = \prod_{i=1}^{\infty} \{H, T\}$ 是紧空间, 开集与闭集就是 $\mathcal{A} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_n$. 从而由 $A_n \searrow \emptyset$, 就有 $\exists N, \forall n \geq N, A_n = \emptyset$. 从而我们得到了包含 \mathcal{A} 的 σ -代数 $\sigma(\mathcal{A})$ 上的概率测度 $\mathbb{P} = \mu$, 使得 $\mathbb{P}|_{\mathcal{F}_n} = \mu_n$, 就达成了目标 1.22, 解决了问题 1.21.

2 独立性

定义 2.1. 设 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 是概率空间, $C \in \mathcal{F}, \mathbb{P}(C) > 0, \forall A \in \mathcal{F}$,

$$\mathbb{P}(A | C) = \frac{\mathbb{P}(A \cap C)}{\mathbb{P}(C)} = \mathbb{P}_C(A)$$

称为在条件 C 下事件 A 的概率。

注记 2.2. • $\mathbb{P}_C(A)$ 也满足概率条件, $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}_C)$ 也是一个概率空间。

- 乘法公式: $\mathbb{P}(A \cap C) = \mathbb{P}(A | C) \cdot \mathbb{P}(C)$.
- 若 $\{C_i\}$ 是两两不相交的事件, $\mathbb{P}(C_i) > 0, A \subset \bigcup_i C_i$, 则有如下的全概率公式:

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}\left(A \cap \left(\bigcup_i C_i\right)\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_i (A \cap C_i)\right) = \sum_i \mathbb{P}(A \cap C_i) = \sum_i \mathbb{P}(A | C_i) \cdot \mathbb{P}(C_i).$$

定义 2.3 (独立性). $A, B \in \mathcal{F}$, 若

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B),$$

则称事件 A, B 独立。若有 $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{F}, \forall \{i_1, \dots, i_k\} \subset \{1, \dots, n\}$, 都有

$$\mathbb{P}(A_{i_1} \cdots A_{i_k}) = \mathbb{P}(A_{i_1}) \cdots \mathbb{P}(A_{i_k}),$$

则称事件 A_1, \dots, A_n 互相独立。

注记 2.4. n 个事件独立强于两个事件独立, 取 $k=2$ 即得。但反之不一定对: $\Omega = \{a, b, c, d\}, A_1 = \{a, b\}, A_2 = \{a, c\}, A_3 = \{a, d\}$. 它们两两独立但三者不独立。

定义 2.5. 设 $\mathcal{A}, \mathcal{B} \subset \mathcal{F}$, 称事件集 \mathcal{A}, \mathcal{B} 独立, 若 $\forall A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{B}$, 有 A, B 独立。

注记 2.6. 若 A, B 独立, 则 $\sigma(A) = \{\emptyset, \Omega, A, A^c\}$ 与 $\sigma(B) = \{\emptyset, \Omega, B, B^c\}$ 事件集独立, 从而 A, B^c 独立。

问题 2.7. 事件集的独立性能否得出它们生成的 σ -代数的独立性?

定义 2.8 (π -系). \mathcal{A} 是一个集族, 满足

(1) $\emptyset \in \mathcal{A}$.

(2) 若 $A, B \in \mathcal{A}$, 则 $A \cap B \in \mathcal{A}$.

则称 \mathcal{A} 是一个 π -系。

定义 2.9 (λ -系). \mathcal{A} 是一个集族, 满足

(1) $\Omega \in \mathcal{A}$.

(2) 若 $A, B \in \mathcal{A}$, $A \subset B$, 则 $B - A \in \mathcal{A}$.

(3) 若 $\{A_n\} \subset \mathcal{A}$, $A_n \nearrow A$, 则 $A \in \mathcal{A}$.

则称 \mathcal{A} 是一个 λ -系。

注记 2.10. 任意多个 π -系 (λ -系) 的交仍然是 π -系 (λ -系)。

定理 2.11 (π - λ 定理). 若 \mathcal{P} 是一个 π -系, \mathcal{L} 是包含 \mathcal{P} 的 λ -系, 则 $\sigma(\mathcal{P}) \subset \mathcal{L}$.

证明. 可以不妨设 $\mathcal{L} = \lambda(\mathcal{P})$.

1. 首先证明 \mathcal{L} 是 Boole 代数。由定义, $\emptyset, \Omega \in \mathcal{L}$, 且对补封闭。只要证关于交封闭。 $\forall A \in \mathcal{P}$, 定义

$$\mathcal{L}_A = \{B \in \mathcal{L} \mid A \cap B \in \mathcal{L}\} \subset \mathcal{L}.$$

- 由于 \mathcal{P} 是 π -系, $\forall B \in \mathcal{P}, A \cap B \in \mathcal{P}$. 从而 $\mathcal{P} \subset \mathcal{L}_A$.

- $\forall B \in \mathcal{L}_A, B \subset C$. 则 $A \cap B, A \cap C \in \mathcal{L}$, $A \cap C \subset A \cap C$. 由于 \mathcal{L} 是 λ -系, 有 $(A \cap C) - (A \cap B) \in \mathcal{L}$. 又 $A \cap (C - B) = (A \cap C) - (A \cap B) \in \mathcal{L}$, 从而 $C - B \in \mathcal{L}_A$.
- 设 $\{B_n\} \subset \mathcal{L}_A, B_n \nearrow B$. 有 $A \cap B_n \in \mathcal{L}, A \cap B_n \nearrow A \cap B$. 由于 \mathcal{L} 是 λ -系, $A \cap B \in \mathcal{L}$, 从而 $B \in \mathcal{L}_A$.

这说明 $\mathcal{L}_A \subset \mathcal{L}$ 也是 λ -系。由 $\mathcal{L} = \lambda(\mathcal{P})$ 的极小性, 必须有 $\mathcal{L}_A = \mathcal{L}$. 即 $\forall A \in \mathcal{P}, B \in \mathcal{L}$, 有 $A \cap B \in \mathcal{L}$. 从而 \mathcal{L} 对交封闭, 是一个 Boole 代数。

2. $\forall \{A_i\} \subset \mathcal{L}$, 令 $B_i = \bigcup_{j=1}^i A_j$. 有 $B_i \nearrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i$. 由于 $\mathcal{L} = \lambda(\mathcal{P})$ 是一个 λ -系, $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{L}$.

综上, \mathcal{L} 是一个 σ -代数。最后, 由于 $\sigma(\mathcal{P})$ 是包含 \mathcal{P} 的最小 σ -代数, 有 $\sigma(\mathcal{P}) \subset \mathcal{L}$.

□

推论 2.12. 若 \mathcal{P} 是一个 π -系, 则 $\lambda(\mathcal{P}) = \sigma(\mathcal{P})$.

定理 2.13. $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 是一个概率空间, $\mathcal{B} \subset \mathcal{F}$ 是一个 π -系, $A \in \mathcal{F}$. 若 A 与 \mathcal{B} 独立。则 A 与 $\sigma(\mathcal{B})$ 独立。

证明. 考虑

$$\mathcal{L} = \{B \in \mathcal{F} \mid \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)\}.$$

是与 A 独立的事件的集合。

下面证明 \mathcal{L} 是一个 λ -系。

1. 全空间与任何事件独立, 即 $\Omega \in \mathcal{L}$.
2. 若 $B, C \in \mathcal{L}, B \subset C$.

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B), \mathbb{P}(A \cap C) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(C).$$

从而

$$\mathbb{P}(A \cap (C - B)) = \mathbb{P}((A \cap C) - (A \cap B)) = \mathbb{P}(A \cap C) - \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A)(\mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(B)) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(C - B).$$

即 $C - B \in \mathcal{L}$.

3. 若在 \mathcal{L} 中有 $B_n \nearrow B$.

$$\mathbb{P}(A \cap B_n) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B_n), \forall n.$$

则有 $A \cap B_n \nearrow A \cap B$. 由概率的连续性, 令 $n \rightarrow \infty$, 就有

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B).$$

从而 $B \in \mathcal{L}$.

综上, \mathcal{L} 是一个 λ -系. 由 π - λ 定理 (定理 2.11), $\sigma(\mathcal{B}) \subset \mathcal{L}$. 即 A 与 $\sigma(\mathcal{B})$ 独立. □

推论 2.14. $\mathcal{A}, \mathcal{B} \subset \mathcal{F}$ 是两个 π -系, \mathcal{A} 与 \mathcal{B} 独立. 则 $\sigma(\mathcal{A})$ 与 $\sigma(\mathcal{B})$ 独立.

证明. 习题 □

定义 2.15. 设 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty} \subset \mathcal{F}$. 令

$$B_n = \bigcup_{i=n}^{\infty} A_i, \quad C_n = \bigcap_{i=n}^{\infty} A_i.$$

则记 $B_n \searrow B = \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n$, $C_n \nearrow C = \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n$. 则有

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} \left(\bigcup_{i=n}^{\infty} A_i \right), \quad \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} \left(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i \right).$$

$\omega \in \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n$ 当且仅当 ω 属于无穷多个 A_n , $\omega \in \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n$ 当且仅当不含 ω 的 A_n 只有有限个。

由

$$\mathbb{P} \left(\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n \right) = \mathbb{P} \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \left(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i \right) \right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i \right) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_n),$$

由 de Morgan 律,

$$\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n \right)^c = \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \left(\bigcup_{i=n}^{\infty} A_i \right) \right]^c = \bigcup_{n=1}^{\infty} \left(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c \right) = \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n^c.$$

从而

$$1 - \mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n\right) = \mathbb{P}\left(\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n^c\right) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} (1 - \mathbb{P}(A_n)) = 1 - \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_n).$$

即

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_n) \leq \mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n\right).$$

定理 2.16 (Borel-Cantelli). 设 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty} \subset \mathcal{F}$.

1. 若 $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n) < \infty$, 则 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) = 0$.
2. 若 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty}$ 独立, 且 $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n) = \infty$, 则 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) = 1$.

证明. 1. $\forall n$,

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n\right) \leq \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=n}^{\infty} A_i\right) \leq \sum_{i=n}^{\infty} \mathbb{P}(A_i).$$

由于 $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n) < \infty$ 收敛, 从而 $\sum_{i=n}^{\infty} \mathbb{P}(A_i) \rightarrow 0$. 令 $n \rightarrow \infty$, 得 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) \leq 0$, 从而 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) = 0$.

2. 只要证 $\mathbb{P}((\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n)^c) = 0$. 由 de Morgan 律, $(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n)^c = [\bigcap_{n=1}^{\infty} (\bigcup_{i=n}^{\infty} A_i)]^c = \bigcup_{n=1}^{\infty} (\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c)$, 故只要证 $\mathbb{P}(\bigcup_{n=1}^{\infty} (\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c)) = 0$. 而这只要证 $\forall n, \mathbb{P}(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c) = 0$, 从而由次可加性,

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \left(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c\right)\right) \leq \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c\right) = \sum_{n=1}^{\infty} 0 = 0.$$

由于 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty}$ 独立, 它们的补也独立 (注记 2.6). 从而 $\forall m > n$,

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=n}^m A_i^c\right) = \prod_{i=n}^m \mathbb{P}(A_i^c) = \prod_{i=n}^m (1 - \mathbb{P}(A_i)) \leq e^{-\sum_{i=n}^m \mathbb{P}(A_i)}.$$

其中用到了 $\forall x \geq 0, 1 - x \leq e^{-x}$. 由于 $\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_i) = \infty$, 故当 $m \rightarrow \infty$ 时, $\sum_{i=n}^m \mathbb{P}(A_i) \rightarrow \infty$. 此时, 由概率的连续性,

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c\right) = \lim_{m \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=n}^m A_i^c\right) \leq \lim_{m \rightarrow \infty} e^{-\sum_{i=n}^m \mathbb{P}(A_i)} = e^{-\infty} = 0.$$

即有 $\mathbb{P}(\bigcap_{i=n}^{\infty} A_i^c) = 0$.

□

推论 2.17 (Borel 0-1 律). 设 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty} \subset \mathcal{F}$. 则 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) \in \{0, 1\}$.

注记 2.18. 在概率论中, 有很多某事件的概率是 0 或 1 的定理, 这说明该事件要么必然发生, 要么不可能发生, 称为 0-1 律。

应用 2.19. 回到无穷次投硬币的情况。 $\Omega = \{H, T\}^{\mathbb{N}}$. A_n 是第 n 次为 T . $\mathbb{P}(A_n) = \frac{1}{2}$. $\{A_n\}_{n=1}^{\infty}$ 独立。由 *Borel-Cantelli* 定理 (定理 2.16), $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n) = 1$. 这说明投无穷次硬币出现 T 的概率为 1, 它必然发生。

令 $\varphi: (0, 1] \rightarrow \Omega = \{H, T\}^{\mathbb{N}}$. $\forall x \in (0, 1]$, 将 x 写成二进制小数: $x = 0.a_1a_2a_3\cdots$. 该表示不唯一, 因为有限小数也可以写成以 1 循环小数。例如

$$0.10011 = 0.10010\dot{1}$$

规定此时用以 1 循环来表示。

$$x \mapsto \varphi(x) = (a_1, a_2, a_3, \cdots)$$

将 0 换成 H , 1 换成 T . 则 φ 是单射。 $\varphi((0, 1]) = \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n$.

$$\varphi^{-1}(A_1) = \left(\frac{1}{2}, 1\right], \varphi^{-1}(A_2) = \left(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right] \cup \left(\frac{3}{4}, 1\right], \cdots, \varphi^{-1}(A_n) = \bigcup_{j=1}^{2^{n-1}} \left(\frac{2j-1}{2^n}, \frac{2j}{2^n}\right], \cdots$$

设 μ 是 $(0, 1]$ 上的 *Lebesgue* 测度, $\mathbb{P}(A_n) = \frac{1}{2} = \mu(\varphi^{-1}(A_n))$, 即在 Ω 上取均匀概率就是 $(0, 1]$ 上的 *Lebesgue* 测度。

$$\Omega = \{H, T\}^{\mathbb{N}} \supset \Omega' = \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n \Leftrightarrow (0, 1].$$

$$\mathbb{P}(\Omega - \Omega') = 0, \mathbb{P}(\Omega') = 1.$$

$$\mathbb{P}(A_n \cap \Omega') = \mu(\varphi^{-1}(A_n)).$$

$$\mathcal{F} = \sigma(A_1, A_2, \cdots) \leftrightarrow \text{Borel 代数}.$$

即 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty}$ 生成的 σ -代数 $\mathcal{F} = \sigma(A_1, A_2, \cdots)$ 就是 $(0, 1]$ 上的 *Borel* 代数。

定理 2.20 (Kolmogorov 0-1 律). 设 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty} \subset \mathcal{F}$. 令 $\mathcal{T}_n = \sigma(A_{n+1}, A_{n+2}, \dots)$. 有 $\mathcal{T}_1 \supset \mathcal{T}_2 \supset \dots$. 记 $\mathcal{T} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \mathcal{T}_n$. \mathcal{T} 中的事件称为尾事件. 若 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty}$ 独立. 则 $\forall T \in \mathcal{T}$, 有 $\mathbb{P}(T) \in \{0, 1\}$.

证明. 记 $\mathcal{F}_n = \sigma(A_1, \dots, A_n)$, $\mathcal{F} = \sigma(A_1, A_2, \dots)$, $\mathcal{B}_{n,k} = \sigma(A_{n+1}, \dots, A_{n+k})$.

$\forall n$, $\bigcup_{k=1}^{\infty} \mathcal{B}_{n,k}$ 是 Boole 代数, 是 π -系, \mathcal{T}_n 是 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \mathcal{B}_{n,k}$ 生成的 σ -代数. 由条件, \mathcal{F}_n 与 $\mathcal{B}_{n,k}$ 独立, 从而与 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \mathcal{B}_{n,k}$ 独立. 由 π - λ 定理 (定理 2.11), \mathcal{F}_n 与 $\sigma(\bigcup_{k=1}^{\infty} \mathcal{B}_{n,k}) = \mathcal{T}_n$ 独立. 从而 \mathcal{F}_n 与 $\mathcal{T} = \bigcap_{k=1}^{\infty} \mathcal{T}_n$ 独立, 从而 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \mathcal{F}_n$ 与 $\mathcal{T} = \bigcap_{k=1}^{\infty} \mathcal{T}_n$ 独立. 由于 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \mathcal{F}_n$ 是 Boole 代数, 是 π -系, 从而 $\mathcal{F} = \sigma(\bigcup_{k=1}^{\infty} \mathcal{F}_n)$ 与 \mathcal{T} 独立.

特别地, $\forall T \in \mathcal{T}$, T 与 T 独立,

$$\mathbb{P}(T) = \mathbb{P}(T \cap T) = \mathbb{P}(T)\mathbb{P}(T),$$

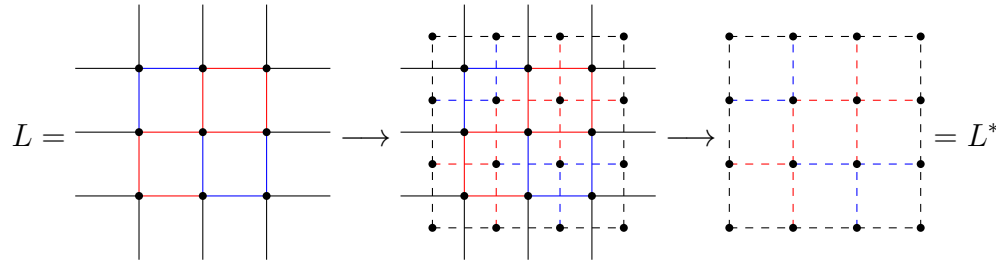
从而 $\mathbb{P}(T) \in \{0, 1\}$. □

注记 2.21. 有另一种形式的 Kolmogorov 0-1 律: $\{\mathcal{A}_n\}_{n=1}^{\infty}$ 是一列独立的 σ -代数, $\mathcal{T} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \sigma(\mathcal{A}_{n+1}, \mathcal{A}_{n+2}, \dots)$, 则 $\forall T \in \mathcal{T}$, 有 $\mathbb{P}(T) \in \{0, 1\}$.

证明是完全类似的: 把 A 换成 \mathcal{A} 即可.

应用 2.22 (边渗流模型). 考虑平面上的格 $L = \mathbb{Z}^2$. 每一条边随机地, 相互独立地, 以概率 p 染成红色, 以概率 $1-p$ 染成蓝色. L 的边是可数的. 记红边构成的图是 G_r , 蓝边构成的图是 G_b . 我们称一个连通分支是巨连通分支, 如果它有无穷多个顶点. 记事件 $T_{r,p}$ 是 G_r 中有一个巨连通分支, 它是一个尾事件: 改变有限条边不会影响是否含有巨连通分支的情况, $T_{r,p} \in \bigcap_{n=1}^{\infty} \sigma(A_{n+1}, A_{n+2}, \dots)$. 由 Kolmogorov 0-1 律 (定理 2.20), $\mathbb{P}(T_{r,p}) \in \{0, 1\}$.

具体地, 考虑 L 的对偶图 L^* . 则 L 上的边渗流模型与 L^* 上的边渗流模型有一一对应:



断言：若 L 上无红色巨连通分支，则 L^* 上有蓝色巨连通分支。即 $T_{r,p}^c \subset T_{b,1-p}$. 从而有

$$1 - \mathbb{P}(T_{r,p}) = \mathbb{P}(T_{r,p}^c) \leq \mathbb{P}(T_{b,1-p}) = \mathbb{P}(T_{r,1-p}).$$

这说明

1. 若 $\mathbb{P}(T_{r,p}) = 0$, 则 $\mathbb{P}(T_{b,1-p}) \geq 1 - 0 = 1$, 即 $\mathbb{P}(T_{b,1-p}) = 1$.
2. 当 $p = \frac{1}{2}$ 时, 有 $1 - \mathbb{P}(T_{r,\frac{1}{2}}) \leq \mathbb{P}(T_{r,\frac{1}{2}})$, 即 $\mathbb{P}(T_{r,\frac{1}{2}}) \geq \frac{1}{2}$. 由 Kolmogorov 0-1 律 (定理 2.20), 只能有 $\mathbb{P}(T_{r,\frac{1}{2}}) = 1$. 且直观上有 $\mathbb{P}(T_{r,p})$ 关于 p 递增, 从而 $\forall p \geq \frac{1}{2}$, $\mathbb{P}(T_{r,p}) = 1$.

3 随机变量

定义 3.1. 设两个可测空间 (Ω, \mathcal{F}) 与 (Γ, \mathcal{G}) , 映射 $f : \Omega \rightarrow \Gamma$ 称为可测映射, 若 $\forall A \in \mathcal{G}$, 有 $f^{-1}(A) \in \mathcal{F}$. 特别地, 若 $(\Gamma, \mathcal{G}) = (\mathbb{R}, \text{Borel 可测集 } \mathcal{B}(\mathbb{R}))$, 则称 f 是 Ω 上的可测函数。

性质 3.2. • 可测映射的复合还是可测映射。

• $\{f^{-1}(A) \mid A \in \mathcal{G}\}$ 是 \mathcal{F} 的 σ -子代数:

- $f^{-1}(\emptyset) = \emptyset, f^{-1}(\Gamma) = \Omega.$
- $f^{-1}(\Gamma - A) = \Omega - f^{-1}(A).$
- $f^{-1}(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n) = \bigcup_{n=1}^{\infty} f^{-1}(A).$

记为 $f^{-1}\mathcal{G}$, 称为 f 在 Γ 上的拉回。它是使 f 可测的最小 σ -代数。

- $f_*\mathcal{F} = \{A \subset \Gamma \mid f^{-1}(A) \in \mathcal{F}\}$ 是 σ -代数, 称为 f 在 Ω 上的推出。它是使 f 可测的最大 σ -代数。
- $f : (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\Gamma, \mathcal{G})$ 可测, 当且仅当 $f^{-1}\mathcal{G} \subset \mathcal{F}$, 当且仅当 $f_*\mathcal{F} \supset \mathcal{G}.$
- $f : (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\Gamma, \mathcal{G}).$ 如果 $\mathcal{G} = \sigma(\{A_\alpha \mid \alpha \in \Lambda\})$, 则 f 可测当且仅当 $f^{-1}(A_\alpha) \in \mathcal{F}, \forall \alpha \in \Lambda.$
- 可测函数的四则运算保持可测性。

定义 3.3. 可测函数的极限:

- 点点收敛: $f_n \xrightarrow{p.w.} f: \forall \omega \in \Omega, f_n(\omega) \rightarrow f(\omega).$
- 依测度收敛: $f_n \xrightarrow{m} f: \forall \sigma > 0, m(\{\omega \mid |f_n - f| \geq \sigma\}) \rightarrow 0.$

定理 3.4. 假设 $\mu(\Omega) < \infty$. 若 $f_n \xrightarrow{p.w.} f$, 则 $f_n \xrightarrow{m} f$; 反之, 若 $f_n \xrightarrow{m} f$, 则存在子列 $f_{n_k} \xrightarrow{p.w.} f$.

定义 3.5. 若一个可测函数只取有限个值, 则称它是简单函数: $\Omega = \bigsqcup_{i=1}^n A_i$, $A_i \in \mathcal{F}$, $f = \sum_{i=1}^n a_i \chi_{A_i}$.

定理 3.6. (Ω, \mathcal{F}) 上的函数 f 是可测的, 当且仅当存在一列 (Ω, \mathcal{F}) 上的简单函数 $\{f_n\}_{n=1}^\infty$, 使得 $f_n \xrightarrow{p.w.} f$.

定义 3.7. (Ω, \mathcal{F}) 是一个概率空间, Ω 上的随机变量 X 就是可测函数 $X : (\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$. 由 X 的拉回确定了一个 σ -子代数 $X^{-1}(\mathcal{B}(\mathbb{R})) \subset \mathcal{F}$, 记为 $\sigma(X)$.

例 3.8. $A \subset \Omega$ 是一个事件, 特征函数 χ_A 是一个随机变量. $\mathbb{P}(\chi_A = 1) = \mathbb{P}(A)$, $\mathbb{P}(\chi_A = 0) = \mathbb{P}(A^c) = 1 - \mathbb{P}(A)$. $\sigma(\chi_A) = \{\emptyset, A, A^c, \Omega\}$.

定义 3.9. $X : (\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ 是一个随机变量. 由 X 可以在 $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ 上定义一个测度 $\mu_X: \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,

$$\mu_X(A) = \mathbb{P}(x \in A) = \mathbb{P}(X^{-1}(A)).$$

容易验证 $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), \mu_X)$ 是一个概率空间. μ_X 称为 X 的分布.

$$\Phi_X(x) = \mu_X((-\infty, x]) = \mathbb{P}(X \leq x)$$

称为 X 的分布函数.

性质 3.10. 分布函数的性质:

- 单调递增.
- $\lim_{x \rightarrow -\infty} \Phi_X(x) = 0$, $\lim_{x \rightarrow +\infty} \Phi_X(x) = 1$.
- 右连续性:

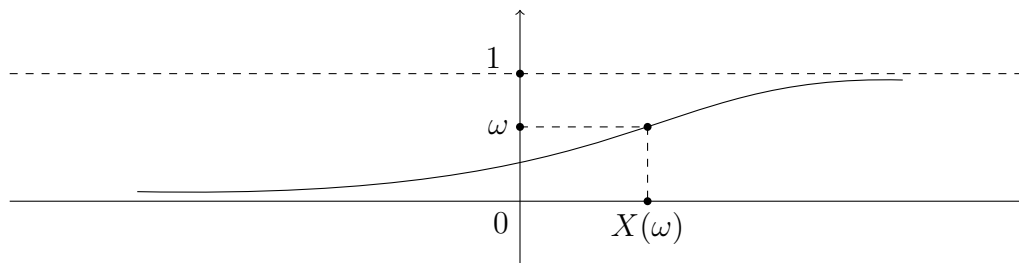
$$\lim_{x \rightarrow x_0^+} \Phi_X(x) = \Phi_X(x_0).$$

定理 3.11. 若 \mathbb{R} 上的函数 $F(x)$ 满足性质 3.10 的全部三条, 则存在 $((0, 1], \mathcal{L} = \text{Lebesgue 可测集}, d\omega)$ 上的随机变量 X , 使得 $\Phi_X = F$.

证明. 简单情形: F 连续且严格单调递增. 此时可以将 F 看成同胚 $\mathbb{R} \rightarrow (0, 1)$. 定义

$$\begin{aligned} X : (0, 1) &\rightarrow \mathbb{R} \\ \omega &\mapsto F^{-1}(\omega). \end{aligned}$$

则 $X(\omega) \leq x$ 当且仅当 $\omega \leq F(x)$.



从而

$$\Phi_X(x) = \mathbb{P}(X(\omega) \leq x) = \text{d}\omega(0, F(x)] = F(x).$$

而 $X(1)$ 可以任意定义, 不影响分布。

一般情形: $\forall \omega \in (0, 1)$, 定义广义逆元

$$F^{-1}(\omega) = \inf\{x \mid F(x) \geq \omega\}.$$

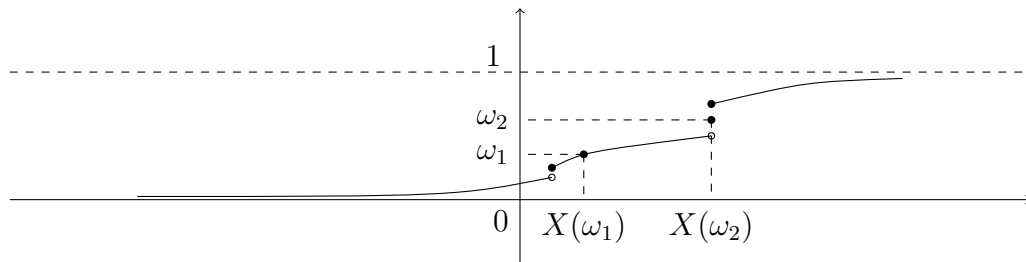
由 F 的右连续性,

$$F^{-1}(\omega) = \inf\{x \mid F(x) \geq \omega\} = \min\{x \mid F(x) \geq \omega\}.$$

定义

$$\begin{aligned} X : (0, 1) &\rightarrow \mathbb{R} \\ \omega &\mapsto F^{-1}(\omega). \end{aligned}$$

则仍有 $X(\omega) \leq x$ 当且仅当 $\omega \leq F(x)$.



而 $X(\omega) \leq x$ 能得到 $F(X(\omega)) \leq F(x)$. 由 $X(\omega) = \min\{x \mid F(x) \geq \omega\}$ 的定义, $X(\omega) \in \{x \mid F(x) \geq \omega\}$. 从而有 $\omega \leq F(X(\omega)) \leq F(x)$. 反之, 若 $F(x) \geq \omega$, 仍由定义, $x \in \{x \mid F(x) \geq \omega\}$. 故 $x \geq \min\{x \mid F(x) \geq \omega\} = X(\omega)$. 从而

$$\Phi_X(x) = \mathbb{P}(X(\omega) \leq x) = d\omega(0, F(x)] = F(x).$$

总结: 若 F 满足性质 3.10 的全部三条, 在 $((0, 1], \mathcal{L}, d\omega)$ 上, X 是均匀分布的随机变量。 $A \in \mathcal{L}$, $\mathbb{P}(x \in A) = d\omega(A)$.

$$\mathbb{P}(X \leq x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0; \\ x, & x \in (0, 1); \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

$F^{-1}(X) \leq x$ 当且仅当 $X \leq F(x)$, 从而 $\Phi_{F^{-1}(X)}(x) = \mathbb{P}(F^{-1}(X) \leq x) = \mathbb{P}(X \leq F(x)) = F(x)$. 故 $F^{-1}(X)$ 的分布函数就是 F : $\Phi_{F^{-1}(X)} = F$. \square

例 3.12. $\Omega = \{H, T\}^{\mathbb{N}}$, $\Omega' \subset \Omega$.

$$\Omega' \leftrightarrow ((0, 1], \mathcal{L}, d\omega)$$

$$A_n \leftrightarrow B_n = \bigcup_{i=1}^{2^{n-1}} \left(\frac{2i-1}{2^n}, \frac{2i}{2^n} \right].$$

定义 $R_n = \chi_{B_n}$. 记

$$R(t) = \begin{cases} 1, & t \in (\frac{1}{2}, 1) \cup \{0\}; \\ 0, & t \in (0, \frac{1}{2}]. \end{cases}$$

称为 *Rademacher* 函数。 $\omega \in (0, 1]$.

$$\chi_{B_1}(\omega) = R(\omega), \quad \chi_{B_n} = R(2^{n-1}\omega).$$

定义随机变量

$$X = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\chi_{A_n}}{2^i}.$$

它是 $(0, 1]$ 上的均匀分布。

$$\mathbb{P}\left(x \in \left(\frac{i}{2^n}, \frac{i+1}{2^n}\right]\right) = \frac{1}{2^n}.$$

$\left(\frac{l_j}{2^{n_j}}, \frac{k_j}{2^{m_j}}\right] \nearrow (a, b], \frac{l_j}{2^{n_j}} \searrow a, \frac{k_j}{2^{m_j}} \nearrow b$. 例如: $X \in (\frac{3}{8}, \frac{4}{8}]$ 当且仅当 $x \in \overline{A_1} \cap A_2 \cap A_3$.

任取分布函数 F ,

$$\Omega \xrightarrow{X} (0, 1] \xrightarrow{F^{-1}} \mathbb{R}.$$

F^{-1} 服从 $(0, 1]$ 上的均匀分布, $F^{-1}(X)$ 服从 F 分布。 $F^{-1}(X)$ 看作是 ω 上的随机变量。

定义 3.13. 称两个随机变量 X, Y 依分布相等, 若从而 $\mu_X = \mu_Y$ 能得到 $\Phi_X = \Phi_Y$. 记为 $X \stackrel{d}{=} Y$.

注记 3.14. 依分布相等不要求 X, Y 定义在同一个概率空间上。

定义 3.15. $X, \{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ 是随机变量。称 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ 依分布收敛到 X , 若对任意 Φ_X 的连续点 a , 有 $\Phi_{X_n}(a) \rightarrow \Phi_X(a)$. 记为 $X_n \xrightarrow{d} X$.

定理 3.16. 若 $X_n \xrightarrow{m} X$, 则 $X_n \xrightarrow{d} X$.

证明. $\forall \varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X_n \leq a) \leq \mathbb{P}(X \leq a + \varepsilon) + \mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon).$$

$$\mathbb{P}(X_n \leq a - \varepsilon) \leq \mathbb{P}(X \leq a) + \mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon).$$

$$\Phi_X(a - \varepsilon) - \mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon) \leq \Phi_{X_n}(a) \leq \Phi_X(a + \varepsilon) + \mathbb{P}(|X_n - X| > \varepsilon).$$

令 $n \rightarrow \infty$ 有

$$\Phi_X(a - \varepsilon) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \Phi_X(a + \varepsilon).$$

令 $\varepsilon \rightarrow 0^+$, 在 Φ_X 的连续点 a 处, $\Phi_X(a) = \Phi_X(a^-) = \Phi_X(a^+)$, 故上式等号同时成立, 即有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) = \Phi_X(a).$$

即 $X_n \xrightarrow{d} X$.

□

应用 3.17. 回到上例。

$$X = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\chi_{A_n}}{2^i}.$$

选取有限子列 $n_1 < n_2 < \cdots < n_k < \cdots$.

$$Y_k = \sum_{i=1}^k \frac{\chi_{A_{n_i}}}{2^i}.$$

将 $A_{n_1}, A_{n_2}, \cdots, A_{n_k}$ 的投掷结果重排到第 $1, 2, \cdots, k$ 位上看。

$$\Phi_{Y_k}(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0; \\ 2^{-k} (1 + \lfloor 2^k x \rfloor), & 0 < x \leq 1; \\ 1, & x > 1. \end{cases}$$

$Y_k \rightarrow Y$ 服从 $(0, 1]$ 上的均匀分布。

定义 3.18. 称随机变量 X 是 (绝对) 连续的, 若它的分布函数 Φ_X 是 (绝对) 连续的。

我们从实分析中知道, 绝对连续函数几乎处处可以求导。于是有定义

定义 3.19. 对一个绝对连续型随机变量 X , 存在几乎处处连续函数 f , 使得

$$\Phi_X(x) = \int_{-\infty}^x f(x) \mathrm{d}x.$$

$f(x)$ 称为 X 的密度函数。

由于 $\mathbb{P}(X = x) = \Phi_X(x) - \Phi_X(x^-) = f(x)$ 几乎处处成立, 所以 $D = \{x \mid \mathbb{P}(X = x) > 0\}$ 至多是可数集。于是有定义:

定义 3.20. $\forall x \in \mathbb{R}$,

$$\Phi_X(x) = \sum_{y \leq x, y \in D} \mathbb{P}(X = y)$$

称为离散型随机变量。

例 3.21. $X \in \{0, 1\}$, $\mathbb{P}(X = 0) = p$, $\mathbb{P}(X = 1) = 1 - p$. 称为 *Bernoulli* 随机变量。

定义 3.22. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是 n 个随机变量。 $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 称为一个随机向量。

$$X : (\Omega, \mathcal{D}, \mathbb{P}) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}(\mathbb{R}^n))$$

是可测映射, 成为联合分布。定义

$$\Phi_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = \mathbb{P}(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n)$$

称为 X 的联合分布函数。

性质 3.23. 对联合分布 Φ_X ,

1. 对每个变量连续。
2. $\Phi_X(\infty, \infty, \dots, \infty) = 1$; 只要某个 $x_i = -\infty$, 就有 $\Phi_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$.

3. 右连续性: $y_1 \rightarrow x_1^+, y_1 \rightarrow x_1^+, \dots, y_n \rightarrow x_n^+$, 则 $\Phi_X(y_1, y_2, \dots, y_n) \rightarrow \Phi_X(x_1, x_2, \dots, x_n)$.

4. 对任意 $a_1 < b_1, a_2 < b_2, \dots, a_n < b_n$, 要有 $D_{a_1, b_1}^1 \cdots D_{a_{n-1}, b_{n-1}}^{n-1} D_{a_n, b_n}^n \Phi_X \geq 0$. 其中 D_{a_i, b_i}^i 是差分:

$$D_{a_i, b_i}^i \Phi_X = \Phi_X(x_1, \dots, x_{i-1}, b_i, x_{i+1}, \dots, x_n) - \Phi_X(x_1, \dots, x_{i-1}, a_i, x_{i+1}, \dots, x_n).$$

注记 3.24.

$$D_{a_1, b_1}^1 \cdots D_{a_{n-1}, b_{n-1}}^{n-1} D_{a_n, b_n}^n \Phi_X = \mathbb{P}(X_1 \in (a_1, b_1], X_2 \in (a_2, b_2], \dots, X_n \in (a_n, b_n]).$$

定理 3.25. 若 \mathbb{R}^n 上的函数 Φ 满足性质 3.23 的全部四条, 则存在 $(\mathbb{R}^n, \mathcal{B}(\mathbb{R}^n), d\omega)$ 上的随机变量 X , 使得 $\Phi_X = \Phi$. 事实上, 记 X_i 是 X 在第 i 个分量上的投影, 则 $X = (X_1, \dots, X_n)$ 即为所求。

证明. $\mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$ 是由 $\prod_{i=1}^n (a_i, b_i]$ 生成的 σ -代数. 由长方体生成的 Boole 代数, 是所有由有限个这样的长方体的并构成的集合. 定义 $m: \mathcal{B}(\mathbb{R}^n) \rightarrow \mathbb{R}^+$: $\forall A = \prod_{i=1}^n (a_i, b_i]$,

$$m(A) = m\left(\prod_{i=1}^n (a_i, b_i]\right) = D_{a_1, b_1}^1 \cdots D_{a_{n-1}, b_{n-1}}^{n-1} D_{a_n, b_n}^n \Phi_X.$$

由性质 4, $m(A) \geq 0$. 对长方体不同的细分 (将长方体分解成不交的小长方体有许多种方式): $A = A_1 \sqcup \cdots \sqcup A_k$, 要验证定义合理: $m(A) = m(A_1) + \cdots + m(A_k)$.

要验证 m 是 $\mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$ 上的测度: 若 $A_n \searrow \emptyset$, 则 $m(A_n) \rightarrow 0$. 由测度扩张定理, 在 $\mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$ 上的测度 $m^* = \mathbb{P}$.

$$\mathbb{P}(X_1 \leq a_1, X_2 \leq a_2, \dots, X_n \leq a_n) = m\left(\prod_{i=1}^n (-\infty, a_i]\right) = \Phi_X(a_1, a_2, \dots, a_n).$$

从而 $\Phi_X = \Phi$. □

有时候我们要研究定义在两个不同的空间上的随即变量 X, Y . 此时我们无法讨论它们的独立性. 我们希望找到 \mathbb{R} 上的两个随即变量 \hat{X}, \hat{Y} , 使得 $\Phi_{\hat{X}} = \Phi_X, \Phi_{\hat{Y}} = \Phi_Y$, 这样我们就可以通过研究 \hat{X}, \hat{Y} 的独立性得到 X, Y 的独立性.

定理 3.26. 设 $\{F_n\}_{n=1}^\infty$ 是一列分布函数. 则在 $((0, 1], \mathcal{B}((0, 1]), d\omega)$ 上, 存在独立的随机变量序列 X_1, X_2, \dots , 满足 $\Phi_{X_n} = F_n, n = 1, 2, \dots$.

证明. 把自然数集 \mathbb{N} 做分化: 令 $N_j = \{(2j-1) \cdot 2^k \mid k = 1, 2, \dots\}$, 则 $\mathbb{N} = N_1 \sqcup N_2 \sqcup \dots$. 令

$$Y_j = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\chi_{A_{(2j-1)2^k}}}{2^k},$$

则 Y_1, Y_2, \dots 相互独立, 都是 $(0, 1]$ 上的均匀分布. 令 $X_n = F_n^{-1}(Y_n)$, 则 X_1, X_2, \dots 也是相互独立的, 且有 $\Phi_{X_n} = F_n$. \square

注记 3.27. 证明的灵感来自于无穷次投硬币的模型。

例 3.28 (二项分布). 设 X_1, \dots, X_n 是独立同分布的 *Bernoulli* 随机变量, $\mathbb{P}(X_n = 0) = 1 - p$, $\mathbb{P}(X_n = 1) = p$, $n = 1, \dots, n$. 令 $X = X_1 + \dots + X_n$. $\forall 0 \leq k \leq n$,

$$\mathbb{P}(X = k) = \mathbb{P}(x_1, \dots, X_n \text{ 中恰好有 } k \text{ 个 } 1, n-k \text{ 个 } 0) = \sum_{1 \leq i_1 \leq \dots \leq i_k \leq n} \mathbb{P}(X_{i_1} = \dots = X_{i_k} = 1, X_j = 0, j \neq i_1, \dots, i_k) = C_n^k \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}.$$

称 X 服从二项分布, 记为 $X \sim B(n, p)$.

例 3.29 (Poisson 分布). 设 $\lambda > 0$ 是参数, 定义随机变量 X :

$$\mathbb{P}(X = k) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

则称 X 服从 *Poisson* 分布, 记为 $X \sim P(\lambda)$.

若两个独立的 *Poisson* 分布 $X = P(\lambda_1), Y = P(\lambda_2)$. 则 $Z = X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Z = k) &= \sum_{i=0}^k \mathbb{P}(X = i, Y = k-i) = \sum_{i=0}^k \mathbb{P}(X = i) \cdot \mathbb{P}(Y = k-i) \\ &= \sum_{i=0}^k e^{-\lambda_1} \cdot \frac{\lambda_1^i}{i!} \cdot e^{-\lambda_2} \cdot \frac{\lambda_1^{k-i}}{(k-i)!} = \frac{e^{-\lambda_1-\lambda_2}}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda_1^i \lambda_1^{k-i} = \frac{e^{-\lambda_1-\lambda_2}}{k!} \sum_{i=0}^k C_k^i \lambda_1^i \lambda_1^{k-i} = e^{-(\lambda_1+\lambda_2)} \cdot \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!}. \end{aligned}$$

例 3.30 (Bernoulli 分布与 Poisson 分布的比较). 设 $Y \sim P(\lambda)$.

$$F_\lambda(x) = \mathbb{P}(Y \leq x) = e^{-\lambda} \sum_{i \leq x} \frac{\lambda^i}{i!}$$

是 Y 的分布函数。设 $X \sim (0, 1]$ 是均匀分布。

$$Y(\omega) = F_\lambda^{-1}(X)(\omega) = \begin{cases} 0, & \omega \leq e^{-\lambda} \\ 1, & \omega \in [e^{-\lambda}, e^{-\lambda}(1 + \lambda)) \\ 2, & \omega \in [e^{-\lambda}(1 + \lambda), e^{-\lambda}(2 + \lambda)) \\ \dots \end{cases}$$

令 $G_\lambda = \chi_{[e^{-\lambda}, e^{-\lambda}(1 + \lambda)]}$, 令 $Z = G_\lambda(X)$. 则 $Z \sim B(1, \lambda)$. 此时,

$$\mathbb{P}(Y \neq Z) = \mathbb{P}(\omega \in [e^{-\lambda}(1 + \lambda), 1]) = 1 - e^{-\lambda} - \lambda e^{-\lambda} \leq \lambda^2.$$

一般地, 设 $T_1, \dots, T_n \sim P(\frac{\lambda}{n})$ 互相独立, 则 $T = T_1 + \dots + T_n \sim P(\lambda)$. 设 $W_1, \dots, W_n \sim B(1, \frac{\lambda}{n})$ 互相独立, 则 $W = W_1 + \dots + W_n \sim B(n, \frac{\lambda}{n})$. 设 X_1, \dots, X_n 是互相独立的 $(0, 1]$ 上的均匀分布。

$$T = T_1 + \dots + T_n = F_{\frac{\lambda}{n}}^{-1}(X_1) + \dots + F_{\frac{\lambda}{n}}^{-1}(X_n) \sim P(\lambda).$$

$$W = W_1 + \dots + W_n = G_{\frac{\lambda}{n}}(X_1) + \dots + G_{\frac{\lambda}{n}}(X_n) \sim B\left(n, \frac{\lambda}{n}\right).$$

由于 $\{T \neq W\} \subset \bigcup_{i=1}^n \{T_i \neq W_i\}$,

$$\mathbb{P}(T \neq W) = \mathbb{P}(\exists i, T_i \neq W_i) \leq \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(T_i \neq W_i) \leq n \cdot \left(\frac{\lambda}{n}\right)^2 = \frac{\lambda^2}{n}.$$

从而

$$|\mathbb{P}(T \leq x) - \mathbb{P}(W \leq x)| = |\Phi_T(x) - \Phi_W(x)| \leq \mathbb{P}(T \neq W) \leq \frac{\lambda^2}{n}.$$

将 W 记为 S_n , 是 n 个独立服从 $B(1, \frac{\lambda}{n})$ 的独立随机变量的和, 就有 $\forall x, \Phi_{S_n}(x) \rightarrow \Phi_T(x)$, 即 $S_n \xrightarrow{d} T$.

注记 3.31. 我们用 $B(n, \frac{\lambda}{n})$ 逼近了 $P(\lambda)$. 这种方法成为耦合。

定义 3.32. 设 X, Y 是两个随机变量, 若存在某个概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 上存在随机变量 \hat{X}, \hat{Y} , 使得 $\Phi_{\hat{X}} = \Phi_X, \Phi_{\hat{Y}} = \Phi_Y$. 则称 (\hat{X}, \hat{Y}) 是 (X, Y) 的耦合。

注记 3.33. 通过耦合研究随机变量 X, Y 的关系, 只可能得到关于 X, Y 的分布函数的关系。

定义 3.34. 设 X, Y 是两个随机变量, 称 X 随机小于 Y , 若存在 (X, Y) 的耦合 (\hat{X}, \hat{Y}) , 使得 $\mathbb{P}(\hat{X} \leq \hat{Y}) = 1$, 记为 $X \preceq Y$.

定义 3.35. 记 $\mathbb{P}(X \leq Y) = 1$ 为 $X \leq Y(a.e.)$ (*almost everywhere*) 或 $X \leq Y(a.c.)$ (*almost certainly*).

定理 3.36. $X \preceq Y$, 当且仅当 $\forall x, \Phi_Y(x) \leq \Phi_X(x)$.

证明. 必要性: 若 $X \preceq Y$, 则存在耦合 (\hat{X}, \hat{Y}) , 使得 $\hat{X} \leq \hat{Y}(a.c.)$. 注意到由 $\hat{X} \leq \hat{Y}(a.c.)$ 可得, $\forall x, (\hat{Y} \leq x) \subset (\hat{X} \leq x)(a.c.)$. 从而

$$\Phi_Y(x) = \Phi_{\hat{Y}}(x) = \mathbb{P}(\hat{Y} \leq x) \leq \mathbb{P}(\hat{X} \leq x) = \Phi_X(x) = \Phi_{\hat{X}}(x).$$

充分性: 若 $\forall x, \Phi_Y(x) \leq \Phi_X(x)$. $\forall \omega \in (0, 1]$, 令 $\hat{X} = \Phi_X^{-1}(\omega)$, $\hat{Y} = \Phi_Y^{-1}(\omega)$. 则 \hat{X}, \hat{Y} 是 $((0, 1], \mathcal{B}((0, 1]), d\omega)$ 上的随机变量, $\Phi_{\hat{X}} = \Phi_X, \Phi_{\hat{Y}} = \Phi_Y$. 从而 (\hat{X}, \hat{Y}) 是 (X, Y) 的耦合. 而 $\forall x, \hat{Y}(\omega) = \Phi_Y^{-1}(\omega) \leq x$ 等价于 $\omega \leq \Phi_Y(x)$. 而这可以推出 $\omega \leq \Phi_Y(x) \leq \Phi_X(x)$, 这等价于 $\hat{X}(\omega) = \Phi_X^{-1}(\omega) \leq x$. 从而 $\hat{X} \leq \hat{Y}$ 在 $(0, 1]$ 上处处成立, 从而 $\mathbb{P}(\hat{X} \leq \hat{Y}) = 1$, 即 $X \preceq Y$. \square

4 期望和方差

定义 4.1. 设 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 是概率空间, X 是 Ω 上的随机变量。则 X 的期望 $\mathbb{E}[X]$ 定义为

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\Omega} X \, d\mathbb{P}.$$

$\mathbb{E}[X]$ 存在, 可能是 $\pm\infty$, 故 X 的期望存在。若 $-\infty < \mathbb{E}[X] < +\infty$, 则称 X 可积。

回顾实分析: 如何定义可测函数的积分?

1. 定义简单函数的积分: $f = \sum_{i=1}^m a_i \chi_{A_i}$, 则定义 $\int_{\Omega} f \, d\mathbb{P} = \sum_{i=1}^m a_i \mathbb{P}(A_i)$. 要验证定义与简单函数的表示无关。
2. 定义非负函数的积分: 用一系列简单函数 $\{f_n\}_{n=1}^{\infty}$ 逼近 f , 定义 $\int_{\Omega} f \, d\mathbb{P} = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\Omega} f_n \, d\mathbb{P}$. 要验证定义与简单函数列的选取无关。
 $\int_{\Omega} f \, d\mathbb{P} \in [0, +\infty]$.
3. 定义一般函数的积分: 将 f 分成正负部分: $f = f^+ - f^-$. 则 f^+, f^- 都是非负函数, $\int_{\Omega} f^+ \, d\mathbb{P}, \int_{\Omega} f^- \, d\mathbb{P} \in [0, +\infty]$. 如果 $\int_{\Omega} f^+ \, d\mathbb{P}, \int_{\Omega} f^- \, d\mathbb{P}$ 都不是 $+\infty$, 则称 f 的积分存在, $\int_{\Omega} f \, d\mathbb{P} = \int_{\Omega} f^+ \, d\mathbb{P} - \int_{\Omega} f^- \, d\mathbb{P} \in [-\infty, +\infty]$. 若 $\int_{\Omega} f^+ \, d\mathbb{P}, \int_{\Omega} f^- \, d\mathbb{P}$ 都有限, 则 $\int_{\Omega} f \, d\mathbb{P}$ 有限, 此时称 f 可积。事实上, 只需要其中一个有限, 避免 $\infty - \infty$ 的情况, 即可定义积分。

注意到 $|f| = f^+ + f^-$, 从而 $\int_{\Omega} |f| \, d\mathbb{P} = \int_{\Omega} f^+ \, d\mathbb{P} + \int_{\Omega} f^- \, d\mathbb{P}$. 故 f 可积等价于 $|f|$ 可积。可测函数的积分有线性性质。

性质 4.2. 记 $\mathcal{M}_B(\Omega, \mathcal{F})$ 是 (Ω, \mathcal{F}) 上的所有有界可测函数构成的实线性空间,

$$\mathbb{E} : \mathcal{M}_B(\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow \mathbb{R}$$

是 \mathbb{R} -线性映射。有性质:

1. 归一化条件: $\mathbb{E}[1] = \mathbb{E}[\chi_{\Omega}] = 1$.
2. 单调性: 若 $X \geq 0$, 则 $\mathbb{E}[X] \geq 0$. 这等价于若 $X \geq Y$, 则 $\mathbb{E}[X] \geq \mathbb{E}[Y]$.

3. 连续性: 设 $X \in \mathcal{M}_B(\Omega, \mathcal{F})$, $\{X_n\}_{n=1}^\infty \subset \mathcal{M}_B(\Omega, \mathcal{F})$. 若 $\{X_n\}_{n=1}^\infty$ 处处单调收敛到 X : $X_n \nearrow X(p.w.)$, 则 $\mathbb{E}[X_n] \rightarrow \mathbb{E}[X]$. 这就是单调收敛定理。

4. 由 \mathbb{E} 也唯一确定了 \mathbb{P} . 这是因为 $\forall A \in \mathcal{F}$, $\mathbb{P}(A) = \mathbb{E}[\chi_A]$.

5. 线性: $\mathbb{E}[X + Y] = \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[Y]$.

例 4.3 (Bernoulli 随机变量). $X = \chi_A$, 则

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\Omega} \chi_A d\mathbb{P} = \mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(X = 1).$$

例 4.4 (离散随机变量). X 可以取可数个值 $a_1, a_2, \dots \geq 0$, 有负数就将正负分开。记 $A_i = \{\omega : X = a_i\}$, $X_n = \sum_{i=1}^n a_i \cdot \chi_{A_i}$. 则有 $X_n \nearrow X$, 从而

$$\mathbb{E}[X] = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X_n] = \sum_{n=1}^{\infty} a_i \cdot \mathbb{P}(A_i) = \sum_{n=1}^{\infty} a_i \cdot \mathbb{P}(X = a_i).$$

这事实上就是取每个值的加权平均。

例 4.5 (投 n 次硬币的 Bernoulli 实验). 不均匀硬币: $\mathbb{P}(T) = p$, $\mathbb{P}(H) = 1 - p$. $\Omega = \{H, T\}^n$. 令 X 是朝上 (T) 的次数。记 A_i 是第 i 次为 T . 则 $X = \chi_{A_1} + \dots + \chi_{A_n}$. 从而

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\chi_{A_i}] = \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(A_i) = \sum_{i=1}^n p = np.$$

定义 4.6. 设 X 是 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 上一个随机变量, $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ 是 Borel 可测函数, 则 $f(X)$ 仍然是 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 上的可测函数, 从而是 Ω 上的一个随机变量。 $\mathbb{E}[f(X)]$ 称为 X 的一个数量特征。

例 4.7. • $f(x) = x^k$. $\mathbb{E}[X^k]$ 称为 X 的 k 阶矩。

• $f(x) = (x - \mathbb{E}[X])^2$. $\mathbb{E}[(x - \mathbb{E}[X])^2]$ 称为 X 的方差, 记为 $\sigma^2(X)$. 由 $(x - \mathbb{E}[X])^2 = x^2 - 2x\mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[X]^2$, 由期望的线性,

$$\sigma^2(X) = \mathbb{E}[(x - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2] - 2\mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[X]^2 = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2.$$

例 4.8. 设 $\mathbb{P}(A) = p$, 由例 4.3, 则

$$\sigma^2(\chi_A) = \mathbb{E}[\chi_A^2] - \mathbb{E}[\chi_A]^2 = \mathbb{E}[\chi_A] - \mathbb{E}[\chi_A]^2 = p - p^2.$$

定理 4.9. 设 X 是 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 上一个随机变量, $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ 是 Borel 可测函数, 若 $f \geq 0$ 或 $\mathbb{E}[|f(X)|] < +\infty$, 则

$$\mathbb{E}[f(X)] = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_X.$$

其中, $\mu_X = X_*\mathbb{P}$ 是 \mathbb{R} 上的 Borel 测度: $\mu_X(A) = \mathbb{P}(X \in A)$, $A \subset \mathbb{R}$ 是 Borel 可测集. 特别地, $\mathbb{E}[X] = \int_{\mathbb{R}} x d\mu_X$.

证明. 只在 $f \geq 0$ 时证明, 否则若 $\mathbb{E}[|f(X)|] < +\infty$ 时, 考虑 $f = f^+ - f^-$ 即可.

取一列递增的非负简单函数 $f_n \nearrow f$, 其中 $f_n = \min\{2^{-n} \lfloor 2^n f \rfloor, n\}$, 从而 $f_n(X) \nearrow f(X)$, 这是因为

$$f_n(x) = \sum_{i=0}^{n \cdot 2^n} \frac{i}{2^n} \cdot \chi_{B_i}, \quad f_n(X) = \sum_{i=0}^{n \cdot 2^n} \frac{i}{2^n} \cdot \chi_{X^{-1}(B_i)}.$$

由单调收敛定理, $\int_{\Omega} f(X) d\mathbb{P} = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\Omega} f_n(X) d\mathbb{P}$, 而且 $\int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_X = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} f_n(x) d\mu_X$. 注意到 f_n 是简单函数, 取值为 $\{0, \frac{1}{2^n}, \dots, n - \frac{1}{2^n}, n\}$, 从而 $\int_{\Omega} f_n(X) d\mathbb{P} = \sum_{i=0}^{n \cdot 2^n} \frac{i}{2^n} \cdot \mathbb{P}(f_n(X) = i)$. 记 $B_i = [\frac{i}{2^n}, \frac{i+1}{2^n})$, $0 \leq i < n \cdot 2^n$, $B_{n \cdot 2^n} = [n, +\infty)$. 从而

$$\int_{\Omega} f_n(X) d\mathbb{P} = \sum_{i=0}^{n \cdot 2^n} \frac{i}{2^n} \cdot \mathbb{P}(f_n(X) = i) = \sum_{i=0}^{n \cdot 2^n} \frac{i}{2^n} \cdot \mathbb{P}(X \in B_i) = \sum_{i=0}^{n \cdot 2^n} \frac{i}{2^n} \cdot \mu_X(B_i) = \int_{\mathbb{R}} f_n(x) d\mu_X.$$

从而

$$\mathbb{E}[f(X)] = \int_{\Omega} f(X) d\mathbb{P} = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\Omega} f_n(X) d\mathbb{P} = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} f_n(x) d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_X.$$

□

注记 4.10. $\mathbb{E}[f(X)] = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_X$ 由 f 和 μ_X 确定, 而 μ_X 由 Φ_X 确定: $\mu_X((a, b]) = \Phi_X(b) - \Phi_X(a)$, 从而 $\mathbb{E}[f(X)]$ 由 f 和 Φ_X 确定. 这说明数量特征只与随机变量的分布函数有关.

定义 4.11. 设 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$, X 是概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 上的随机变量.

- 称 $\{X_n\}_{n=1}^\infty$ 几乎处处收敛到 X , 若 $\mathbb{P}(\{\omega | X_n(\omega) \rightarrow X(\omega)\}) = 1$, 记为 $X_n \xrightarrow{a.e./a.c.} X$.
- 称 $\{X_n\}_{n=1}^\infty$ 依测度收敛到 X , 若 $\forall \varepsilon > 0, \mathbb{P}(|X_n - X| \geq \varepsilon) \rightarrow 0$, 记为 $X_n \xrightarrow{m} X$.
- 称 $\{X_n\}_{n=1}^\infty$ 依分布收敛到 X , 若对任意 Φ_X 的连续点 a , $\Phi_{X_n}(a) \rightarrow \Phi_X(a)$, 记为 $X_n \xrightarrow{d} X$.

定理 4.12. 设 $\{X_n\}_{n=1}^\infty, X$ 是随机变量. 则 $X_n \xrightarrow{d} X$, 当且仅当对任意有界连续函数 $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, 都有 $\mathbb{E}[f(X_n)] \rightarrow \mathbb{E}[f(X)]$.

证明. 必要性: $\forall \varepsilon > 0$, 取定 Φ_X 的连续点 $a < b$, 满足 $\Phi_X(a) \leq \varepsilon, 1 - \Phi_X(b) \leq \varepsilon$. 而 f 在紧区间 $[a, b]$ 上一致连续, $\exists \delta > 0$, 使得 $\forall x, y \in [a, b]$, 满足 $|x - y| \leq \delta$, 都有 $|f(x) - f(y)| \leq \varepsilon$. f 的上界记为 M . 将 $[a, b]$ 分成长度小于 δ 的区间: $a = a_0 < a_1 < \cdots < a_m = b, a_{i+1} - a_i < \delta$, 且 Φ_X 在 a_1, \cdots, a_{m-1} 处都连续. 由于

$$\mathbb{E}[f(X)] = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_X = \int_{(-\infty, a]} f(x) d\mu_X + \sum_{i=1}^m \int_{(a_{i-1}, a]} f(x) d\mu_X + \int_{[b, +\infty)} f(x) d\mu_X.$$

从而

$$\begin{aligned} \left| \mathbb{E}[f(X)] - \sum_{i=1}^m f(a_i) (\Phi_X(a_i) - \Phi_X(a_{i-1})) \right| &= \left| \int_{(-\infty, a]} f(x) d\mu_X + \sum_{i=1}^m \int_{(a_{i-1}, a]} f(x) d\mu_X + \int_{[b, +\infty)} f(x) d\mu_X - \sum_{i=1}^m f(a_i) (\Phi_X(a_i) - \Phi_X(a_{i-1})) \right| \\ &\leq \left| \int_{(-\infty, a]} f(x) d\mu_X \right| + \left| \int_{[b, +\infty)} f(x) d\mu_X \right| + \left| \sum_{i=1}^m \int_{(a_{i-1}, a]} (f(x) - f(a_i)) d\mu_X \right| \\ &\leq \left| \int_{(-\infty, a]} f(x) d\mu_X \right| + \left| \int_{[b, +\infty)} f(x) d\mu_X \right| + \sum_{i=1}^m \int_{(a_{i-1}, a]} |f(x) - f(a_i)| d\mu_X \\ &\leq M\Phi_X(a) + M(1 - \Phi_X(b)) + \varepsilon \sum_{i=1}^m (\Phi_X(a_i) - \Phi_X(a_{i-1})) \\ &\leq M\Phi_X(a) + M(1 - \Phi_X(b)) + \varepsilon (\Phi_X(b) - \Phi_X(a)) \\ &\leq (2M + 1)\varepsilon. \end{aligned}$$

由于 $\Phi_{X_n}(a_i) \rightarrow \Phi_X(a_i)$. 不妨设 $\forall n, \Phi_{X_n}(a) \leq 2\varepsilon, 1 - \Phi_{X_n}(b) \leq 2\varepsilon$. 同理可得,

$$\left| \mathbb{E}[f(X_n)] - \sum_{i=1}^m f(a_i) (\Phi_{X_n}(a_i) - \Phi_{X_n}(a_{i-1})) \right| \leq (4M + 1)\varepsilon.$$

综上,

$$\begin{aligned} & |\mathbb{E}[f(X)] - \mathbb{E}[f(X_n)]| \\ & \leq \left| \mathbb{E}[f(X)] - \sum_{i=1}^m f(a_i) (\Phi_X(a_i) - \Phi_X(a_{i-1})) \right| + \left| \mathbb{E}[f(X_n)] - \sum_{i=1}^m f(a_i) (\Phi_{X_n}(a_i) - \Phi_{X_n}(a_{i-1})) \right| \\ & \quad + \left| \sum_{i=1}^m f(a_i) [(\Phi_{X_n}(a_i) - \Phi_X(a_i)) - (\Phi_{X_n}(a_{i-1}) - \Phi_X(a_{i-1}))] \right| \\ & \leq (6M + 2)\varepsilon + \left| \sum_{i=1}^m f(a_i) [(\Phi_{X_n}(a_i) - \Phi_X(a_i)) - (\Phi_{X_n}(a_{i-1}) - \Phi_X(a_{i-1}))] \right|. \end{aligned}$$

由于 $\Phi_{X_n}(a_i) \rightarrow \Phi_X(a_i)$. 从而

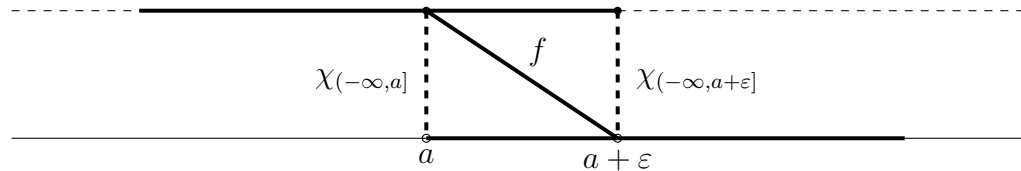
$$\left| \sum_{i=1}^m f(a_i) [(\Phi_{X_n}(a_i) - \Phi_X(a_i)) - (\Phi_{X_n}(a_{i-1}) - \Phi_X(a_{i-1}))] \right| \rightarrow 0.$$

于是有

$$0 \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} |\mathbb{E}[f(X)] - \mathbb{E}[f(X_n)]| \leq (6M + 2)\varepsilon.$$

由 ε 的任意性, $\limsup_{n \rightarrow \infty} |\mathbb{E}[f(X)] - \mathbb{E}[f(X_n)]| = 0$, 从而 $\lim_{n \rightarrow \infty} |\mathbb{E}[f(X)] - \mathbb{E}[f(X_n)]| = 0$. 即 $\mathbb{E}[f(X)] \rightarrow \mathbb{E}[f(X_n)]$.

充分性: $\forall a \in \mathbb{R}, \forall \varepsilon > 0$. 取连续函数 f , 使得 $\chi_{(-\infty, a]} \leq f \leq \chi_{(-\infty, a+\varepsilon]}$.



从而

$$\mathbb{E}[f(X_n)] = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_{X_n} \geq \int_{\mathbb{R}} \chi_{(-\infty, a]} d\mu_{X_n} = \int_{-\infty}^a d\mu_{X_n} = \mu_{X_n}((-\infty, a]) = \Phi_{X_n}(a) - \Phi_{X_n}(-\infty) = \Phi_{X_n}(a).$$

$$\mathbb{E}[f(X)] = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_X \leq \int_{\mathbb{R}} \chi_{(-\infty, a+\varepsilon]} d\mu_X = \int_{-\infty}^{a+\varepsilon} d\mu_X = \mu_X((-\infty, a+\varepsilon]) = \Phi_X(a+\varepsilon) - \Phi_X(-\infty) = \Phi_X(a+\varepsilon).$$

由假设, $\mathbb{E}[f(X_n)] \rightarrow \mathbb{E}[f(X)]$. 从而

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[f(X_n)] = \mathbb{E}[f(X)] \leq \Phi_X(a+\varepsilon).$$

由 ε 的任意性, $\limsup_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \Phi_X(a^+)$. 再取连续函数 f , 使得 $\chi_{(-\infty, a-\varepsilon]} \leq f \leq \chi_{(-\infty, a]}$. 同理可得, $\Phi_X(a^-) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a)$. 综上,

$$\Phi_X(a^-) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \Phi_X(a^+).$$

而分布函数 Φ_X 右连续, 从而 $\Phi_X(a^+) = \Phi_X(a)$. 对任意 Φ_X 的连续点 a , 有 $\Phi_X(a^-) = \Phi_X(a)$. 此时,

$$\Phi_X(a) = \Phi_X(a^-) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a) \leq \Phi_X(a^+) = \Phi_X(a).$$

故 $\lim_{n \rightarrow \infty} \Phi_{X_n}(a)$ 存在且等于 $\Phi_X(a)$. 即对任意 Φ_X 的连续点 a , 有 $\Phi_{X_n}(a) \rightarrow \Phi_X(a)$, 即 $X_n \xrightarrow{d} X$. □

推论 4.13. 若 $X_n \xrightarrow{d} X$, $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ 连续, 则 $g(X_n) \xrightarrow{d} g(X)$.

证明. 设 f 是任意有界连续函数, 则 $f \circ g$ 也是有界连续函数. 而 $X_n \xrightarrow{d} X$, 从而 $\mathbb{E}[(f \circ g)(X_n)] \rightarrow \mathbb{E}[(f \circ g)(X)]$. 这等价于 $\mathbb{E}[f(g(X_n))] \rightarrow \mathbb{E}[f(g(X))]$. 即对任意有界连续函数 $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, 都有 $\mathbb{E}[f(g(X_n))] \rightarrow \mathbb{E}[f(g(X))]$. 即 $g(X_n) \xrightarrow{d} g(X)$. □

定义 4.14. 设 $X = (X_1, \dots, X_n): \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ 是随机向量, $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ 是 Borel 可测函数. $\mathbb{E}[f(X_1, \dots, X_n)] = \int_{\mathbb{R}^n} f(X_1, \dots, X_n) d\mu_{X_1 \dots X_n}$. 令 $\sigma_{ij}(X_i, X_j) = \mathbb{E}[(X_i - \mathbb{E}[X_i])(X_j - \mathbb{E}[X_j])]$ 称为 X_i 与 X_j 的协方差, $\Sigma = [\sigma_{ij}]$ 称为 X_1, \dots, X_n 的协方差矩阵.

定理 4.15. 协方差矩阵半正定。

证明. $\forall (z_1, \dots, z_n) \in \mathbb{R}^n$,

$$\sum_{i,j} \sigma_{ij} z_i z_j = \sum_{i,j} \mathbb{E}[z_i z_j (X_i - \mathbb{E}[X_i]) (X_j - \mathbb{E}[X_j])] = \mathbb{E} \left[\left(\sum_{i=1}^n z_i (X_i - \mathbb{E}[X_i]) \right)^2 \right] = \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^n z_i x_i \right) \geq 0.$$

□

定理 4.16. 设 $f: \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}$ $g: \mathbb{R}^l \rightarrow \mathbb{R}$ 是 Borel 可测函数. $X_1, \dots, X_k, Y_1, \dots, Y_l$ 是随机变量, 且 (X_1, \dots, X_k) 与 (Y_1, \dots, Y_l) 独立. 则 $f(X_1, \dots, X_k)$ 与 $g(Y_1, \dots, Y_l)$ 独立, 且 $\mathbb{E}[f(X)g(Y)] = \mathbb{E}[f(X)] \cdot \mathbb{E}[g(Y)]$.

证明. 由推论 2.14, $\sigma(X_1, \dots, X_k)$ 与 $\sigma(Y_1, \dots, Y_l)$ 独立. 而 $\sigma(f(X)) \subset \sigma(X_1, \dots, X_k)$, $\sigma(g(Y)) \subset \sigma(Y_1, \dots, Y_l)$. 从而 $\sigma(f(X))$ 与 $\sigma(g(Y))$ 独立, 更有 $f(X_1, \dots, X_k)$ 与 $g(Y_1, \dots, Y_l)$ 独立.

由 Fubini 定理,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[f(X)g(Y)] &= \int_{\mathbb{R}^k \times \mathbb{R}^l} f(x_1, \dots, x_k) g(y_1, \dots, y_l) d\mu_{X_1 \dots X_k Y_1 \dots Y_l} = \int_{\mathbb{R}^k \times \mathbb{R}^l} f(x_1, \dots, x_k) g(y_1, \dots, y_l) d\mu_{X_1 \dots X_k} \cdot d\mu_{Y_1 \dots Y_l} \\ &= \left(\int_{\mathbb{R}^k} f(x_1, \dots, x_k) d\mu_{X_1 \dots X_k} \right) \cdot \left(\int_{\mathbb{R}^l} g(y_1, \dots, y_l) d\mu_{Y_1 \dots Y_l} \right) = \mathbb{E}[f(X)] \cdot \mathbb{E}[g(Y)]. \end{aligned}$$

□

推论 4.17. 若 X_1, \dots, X_n 是一组两两独立的随机变量, 则 $\sigma^2(\sum_{i=1}^n X_i) = \sum_{i=1}^n \sigma^2(X_i)$

证明.

$$\begin{aligned} \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^n X_i \right) &= \mathbb{E} \left[\left(\sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}[X_i]) \right)^2 \right] = \sum_{i,j} \mathbb{E}[(X_i - \mathbb{E}[X_i]) (X_j - \mathbb{E}[X_j])] \\ &= \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[(X_i - \mathbb{E}[X_i])^2] + \sum_{i \neq j} \mathbb{E}[X_i - \mathbb{E}[X_i]] \cdot \mathbb{E}[X_j - \mathbb{E}[X_j]] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[(X_i - \mathbb{E}[X_i])^2] = \sum_{i=1}^n \sigma^2(X_i). \end{aligned}$$

其中, 在 $i \neq j$ 的求和式中, 由期望的线性,

$$\mathbb{E}[X_i - \mathbb{E}[X_i]] = \mathbb{E}[X_i] - \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_i]] = \mathbb{E}[X_i] - \mathbb{E}[X_i] = 0.$$

故 $\sum_{i \neq j} \mathbb{E}[X_i - \mathbb{E}[X_i]] \cdot \mathbb{E}[X_j - \mathbb{E}[X_j]] = 0$. □

定义 4.18. • $\varphi_X(z) = \mathbb{E}[e^{izX}] = \int_{\Omega} e^{izX} d\mathbb{P}$ 称为 X 的特征函数/示性函数。

• $M_X(z) = \mathbb{E}[e^{zX}] = \int_{\Omega} e^{zX} d\mathbb{P}$ 称为 X 的矩生成函数。

若 X 是连续型随机变量, 有密度函数 $f(x)$. 则 $\varphi_X(z) = \int_{\mathbb{R}} e^{izX} f(x) dx$, $M_X(z) = \int_{\mathbb{R}} e^{zX} f(x) dx$.

若 $\varphi_X(z)$, $M_X(z)$ 在原点附近有定义, 且可以展开成 z 的幂级数。有

$$e^{zX} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(zX)^k}{k!}, \quad e^{izX} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(izX)^k}{k!}.$$

从而

$$\varphi_X(z) = \mathbb{E}[e^{izX}] = \int_{\Omega} e^{izX} d\mathbb{P} = \int_{\Omega} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(izX)^k}{k!} d\mathbb{P} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(iz)^k \int_{\Omega} X^k d\mathbb{P}}{k!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mathbb{E}[X^k] \cdot (iz)^k}{k!}.$$

$$M_X(z) = \mathbb{E}[e^{zX}] = \int_{\Omega} e^{zX} d\mathbb{P} = \int_{\Omega} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(zX)^k}{k!} d\mathbb{P} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{z^k \int_{\Omega} X^k d\mathbb{P}}{k!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mathbb{E}[X^k] \cdot z^k}{k!}.$$

由于 $|e^{izX}| = 1$, 故 $\varphi_X(z)$ 总存在。而 $M_X(z)$ 在除 $z = 0$ 之外的点处可能不可积。

5 大数定律

动机：投硬币，正面概率为 p , 投 N 次，正面次数 X .

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次正,} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次反.} \end{cases}$$

则 $X = X_1 + \cdots + X_N$. 则 $N \rightarrow \infty$ 时, $\frac{X}{N} \xrightarrow{m} p$.

定理 5.1 (Markov 不等式). $X \geq 0$ 是非负随机变量。则

$$\mathbb{P}(X \geq 1) \leq \mathbb{E}[X].$$

证明.

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\Omega} X \, d\mathbb{P} \geq \int_{\{X \geq 1\}} X \, d\mathbb{P} \geq \int_{\{X \geq 1\}} 1 \, d\mathbb{P} = \mathbb{P}(X \geq 1).$$

□

推论 5.2. $X \geq 0$ 是非负随机变量, $\forall \varepsilon > 0$. 则

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{1}{\varepsilon} \cdot \mathbb{E}[X].$$

证明. 由期望的线性与 Markov 不等式 (定理 5.1),

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) = \mathbb{P}\left(\frac{X}{\varepsilon} \geq 1\right) \leq \mathbb{E}\left[\frac{X}{\varepsilon}\right] = \frac{1}{\varepsilon} \cdot \mathbb{E}[X].$$

□

定理 5.3 (Chebyshev 不等式). X 是随机变量, $\mathbb{E}[X]$ 存在. $\forall \varepsilon > 0$. 则

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\sigma^2(X)}{\varepsilon^2}.$$

证明. $(X - \mathbb{E}[X])^2$ 是非负随机变量, 由 Markov 不等式 (定理 5.1),

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) = \mathbb{P}((X - \mathbb{E}[X])^2 \geq \varepsilon^2) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \frac{\sigma^2(X)}{\varepsilon^2}.$$

□

定理 5.4 (L^2 弱大数定律). 设 X_1, X_2, \dots 是一列两两独立的随机变量. $\forall i \geq 1, \mathbb{E}[X_i] = \mu$, 且 $\exists C > 0$, 使得 $\sigma^2(X_i) \leq C$. 令 $S_n = \frac{1}{n} \cdot (X_1 + \dots + X_n)$. 则 $S_n \xrightarrow{m} \mu$.

证明. 由期望的线性,

$$\mathbb{E}[S_n] = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i] = \mu.$$

$\forall \varepsilon > 0$, 由 Chebyshev 不等式 (定理 5.3),

$$\mathbb{P}(|S_n - \mu| \geq \varepsilon) \leq \frac{\sigma^2(S_n)}{\varepsilon^2} = \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \sigma^2\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \sum_{i=1}^n \sigma^2\left(\frac{1}{n} X_i\right) = \frac{1}{n^2 \cdot \varepsilon^2} \cdot \sum_{i=1}^n \sigma^2(X_i) \leq \frac{1}{n^2 \cdot \varepsilon^2} \cdot \sum_{i=1}^n C = \frac{1}{n^2 \cdot \varepsilon^2} \cdot nC = \frac{C}{n \cdot \varepsilon^2}.$$

从而 $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(|S_n - \mu| \geq \varepsilon) = 0$. 即 $S_n \xrightarrow{m} \mu$.

□

定理 5.5. $S_n \xrightarrow{L^2} \mu$. 即 $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[|S_n - \mu|^2] = 0$.

证明. 作业.

□

应用 5.6 (Bernside 多项式逼近定理). f 是 $[0, 1]$ 上的实连续函数, $\forall n > 0$, 定义 Bernside 多项式:

$$B(f, n)(x) = \sum_{k=0}^n C_n^k \cdot x^k (1-x)^{n-k} \cdot f\left(\frac{k}{n}\right).$$

则在 $[0, 1]$ 上, $B(f, n) \rightrightarrows f$.

证明. $\forall p \in [0, 1]$, 定义 Bernoulli 随机变量 X_i :

$$\mathbb{P}(X_i = 1) = p, \quad \mathbb{P}(X_i = 0) = 1 - p.$$

令 X_1, X_2, \dots 互相独立. $\mathbb{E}[X_i] = p$. 由 L^2 弱大数定律 (定理 5.4), $S_n = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{m} p$. 由定理 4.9, $\mathbb{E}[f(S_n)] \rightarrow f(p)$. 而

$$\mathbb{E}[f(S_n)] = \sum_{k=0}^n f\left(\frac{k}{n}\right) \cdot \mathbb{P}\left(S_n = \frac{k}{n}\right) = \sum_{k=0}^n C_n^k \cdot p^k (1-p)^{n-k} \cdot f\left(\frac{k}{n}\right) = B(f, n)(p).$$

即 $B(f, n) \xrightarrow{p.w.} f$.

再证一致收敛: 由于连续函数在紧区间上一致连续, 且能取到最值. 故 f 在 $[0, 1]$ 上一致连续, 有界. 即 $\forall \varepsilon > 0, \exists \delta > 0$, 使得 $\forall |x - y| < \delta$, 都有 $|f(x) - f(y)| < \varepsilon$, 且设 $M = \sup_{x \in [0, 1]} |f(x)|$. $\forall p \in [0, 1]$, 由 Jensen 不等式, $|\mathbb{E}[f(S_n)] - f(p)| \leq \mathbb{E}[|f(S_n) - f(p)|]$. 从而,

$$\begin{aligned} |B(n, f)(p) - f(p)| &= |\mathbb{E}[f(S_n)] - f(p)| \leq \mathbb{E}[|f(S_n) - f(p)|] = \int_{\Omega} |f(S_n) - f(p)| d\mathbb{P} \\ &= \int_{\{|x| |S_n - p| < \delta\}} |f(S_n) - f(p)| d\mathbb{P} + \int_{\{|x| |S_n - p| \geq \delta\}} |f(S_n) - f(p)| d\mathbb{P} \\ &\leq \int_{\{|x| |S_n - p| < \delta\}} \varepsilon d\mathbb{P} + \int_{\{|x| |S_n - p| \geq \delta\}} 2M d\mathbb{P} \\ &= \varepsilon \cdot \mathbb{P}(|S_n - p| < \delta) + 2M \cdot \mathbb{P}(|S_n - p| \geq \delta) \\ &\leq \varepsilon \cdot 1 + 2M \cdot \varepsilon \\ &= (1 + 2M)\varepsilon. \end{aligned}$$

这与 p 无关. 故在 $[0, 1]$ 上, $B(f, n) \Rightarrow f$. □

定理 5.7 (一般弱大数定律). 设 X_1, X_2, \dots 是独立同分布的随机变量. 若 $\lim_{n \rightarrow \infty} n \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq n) = 0$. 令 $\mu_n = \mathbb{E}[X_1 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}]$. 则 $S_n - \mu_n \xrightarrow{m} 0$.

证明. 记 $S_n^* = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i \cdots \chi_{\{|X_i| \leq n\}}$. 从而

$$\mathbb{E}[S_n^*] = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i \cdots \chi_{\{|X_i| \leq n\}}] = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \mu_n = \mu_n.$$

$\forall \varepsilon > 0$, 由于

$$\{|S_n - \mu_n| \geq \varepsilon\} \subset \{S_n \neq S_n^*\} \cup \{|S_n^* - \mu_n| \geq \varepsilon\}.$$

从而

$$\mathbb{P}(|S_n - \mu_n| \geq \varepsilon) \leq \mathbb{P}(S_n \neq S_n^*) + \mathbb{P}(|S_n^* - \mu_n| \geq \varepsilon).$$

其中,

$$\mathbb{P}(S_n \neq S_n^*) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n \{X_i \neq X_1 \cdot \chi_{|X_i| \leq n}\}\right) \leq \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(X_i \neq X_1 \cdot \chi_{|X_i| \leq n}) = \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(|X_i| > n) = n \cdot \mathbb{P}(|X_1| > n) \rightarrow 0.$$

由 Chebyshev 不等式 (定理 5.3),

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|S_n^* - \mu_n| \geq \varepsilon) &\leq \frac{\sigma^2(S_n^*)}{\varepsilon^2} = \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \sigma^2\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i \cdot \chi_{\{|X_i| \leq n\}}\right) \\ &= \frac{1}{n^2 \cdot \varepsilon^2} \cdot \sum_{i=1}^n \sigma^2(X_i \cdot \chi_{\{|X_i| \leq n\}}) \\ &= \frac{1}{n^2 \cdot \varepsilon^2} \cdot \sum_{i=1}^n \sigma^2(X_1 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}) = \frac{n \cdot \sigma^2(X_1 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}})}{n^2 \cdot \varepsilon^2} = \frac{\sigma^2(X_1 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}})}{n \cdot \varepsilon^2}. \end{aligned}$$

从而只需要证 $\frac{\sigma^2(X_1 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}})}{n} \rightarrow 0$. 注意到 $\sigma^2(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 \leq \mathbb{E}[X^2]$. 故只需要证 $\frac{\mathbb{E}[X_1^2 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}]}{n} \rightarrow 0$.

引理 5.8. 设 $X \geq 0$ 是一个非负随机变量, $k \geq 0$. 则

$$\mathbb{E}[X^k] = \int_0^\infty k \cdot y^{k-1} \cdot \mathbb{P}(X \geq y) \, dy.$$

证明. 由 Fubini 定理,

$$\begin{aligned} \int_0^\infty k \cdot y^{k-1} \cdot \mathbb{P}(X \geq y) \, dy &= \int_0^\infty k \cdot y^{k-1} \cdot \left(\int_\Omega \chi_{\{X \geq y\}} \, d\mathbb{P} \right) \, dy = \int_0^\infty \int_\Omega k \cdot y^{k-1} \cdot \chi_{\{X \geq y\}} \, d\mathbb{P} \, dy \\ &= \int_\Omega \left(\int_0^\infty k \cdot y^{k-1} \cdot \chi_{\{X \geq y\}} \, dy \right) \, d\mathbb{P} = \int_\Omega \left(\int_0^X k \cdot y^{k-1} \, dy \right) \, d\mathbb{P} = \int_\Omega X^k \, d\mathbb{P} = \mathbb{E}[X^k]. \end{aligned}$$

□

从而由引理 5.8,

$$\mathbb{E} [X_1^2 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}] = \int_0^\infty 2y \cdot \mathbb{P}(|X_1| \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}} \geq y) \, dy.$$

而其中,

$$\{x \mid |X_1| \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}} \geq y\} = \{x \mid y \leq |X_1| \leq n\}.$$

故

$$\begin{aligned} \mathbb{E} [X_1^2 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}] &= \int_0^\infty 2y \cdot \mathbb{P}(|X_1| \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}} \geq y) \, dy \\ &= \int_0^\infty 2y \cdot \mathbb{P}(y \leq |X_1| \leq n) \, dy \\ &= \int_0^\infty 2y (\mathbb{P}(|X_1| \geq y) - \mathbb{P}(|X_1| > n)) \, dy = \int_0^n 2y \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq y) \, dy - \int_0^n 2y \cdot \mathbb{P}(|X_1| > n) \, dy \leq \int_0^n 2y \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq y) \, dy. \end{aligned}$$

其中, 记 $g(y) = 2y \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq y)$. 由于 $\lim_{n \rightarrow \infty} n \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq n) = 0$. 故 $g(y)$ 有界, 记为 M . $\forall n$, 令 $g_n(y) = g(ny)$. 从而 $g_n(y) = g(ny) = 2ny \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq ny) \rightarrow 0$. 即 $g_n \xrightarrow{p.w.} 0$. 由变量代换与控制收敛定理,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \cdot \int_0^n g(y) \, dy = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^1 g_n(y) \, dy = \int_0^1 \lim_{n \rightarrow \infty} g_n(y) \, dy = \int_0^1 0 \, dy = 0.$$

从而

$$\frac{1}{n} \cdot \mathbb{E} [X_1^2 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}] \leq \frac{1}{n} \cdot \int_0^n 2y \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq y) \, dy = \frac{1}{n} \cdot \int_0^n g(y) \, dy \rightarrow 0.$$

综上, $\forall \varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(|S_n - \mu_n| \geq \varepsilon) \leq \mathbb{P}(S_n \neq S_n^*) + \mathbb{P}(|S_n^* - \mu_n| \geq \varepsilon) \leq \mathbb{P}(S_n \neq S_n^*) + \frac{\sigma^2(X_1 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}})}{n \cdot \varepsilon^2} \leq \mathbb{P}(S_n \neq S_n^*) + \frac{\mathbb{E}[X_1^2 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}]}{n \cdot \varepsilon^2} \rightarrow 0 + 0 \cdot \frac{1}{\varepsilon^2} = 0.$$

即 $S_n - \mu_n \xrightarrow{m} 0$.

□

注记 5.9. μ_n 一定存在。 $\mathbb{E}[|X_1|]$ 未必存在。

推论 5.10 (L^1 弱大数定律). 设 X_1, X_2, \dots 是独立同分布的随机变量。 $\mu = \mathbb{E}[|X_1|] < \infty$ 存在。则 $S_n \xrightarrow{m} \mu$ 。

命题 5.11. X 是连续型随机变量，密度函数

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{x^2 \log|x|}, & |x| \geq 2, \\ 0, & |x| < 2. \end{cases}$$

则

- $\mathbb{E}[|X|] = +\infty$.
- $n \cdot \mathbb{P}(|X| \leq n) \rightarrow 0$.

证明. 作业。 □

定理 5.12 (L^1 强大数定律). 设 X_1, X_2, \dots 是一列独立同分布的随机变量， $\mu = \mathbb{E}[|X_i|] < +\infty$ 。则 $S_n = \frac{1}{n} \cdot (X_1 + \dots + X_n) \xrightarrow{a.e.} \mu$ 。

先看一个特殊情形：

定理 5.13 (L^4 强大数定律). 设 X_1, X_2, \dots 是一列独立同分布的随机变量， $\mu = \mathbb{E}[|X_i|] < +\infty$ ， $\mathbb{E}[(X_i - \mu)^4]$ 有界。则 $S_n \xrightarrow{a.e.} \mu$ 。

证明. 不妨设 $\mu = 0$ ，否则用 $X_i - \mu$ 代替 X_i 。设 $\mathbb{E}[X_i^4] \leq C$ 。

由均值不等式， $\forall i \neq j$,

$$\mathbb{E}[X_i^2 X_j^2] \leq \mathbb{E}\left[\frac{1}{2} \cdot (X_i^4 + X_j^4)\right] = \frac{1}{2} \cdot (\mathbb{E}[X_i^4] + \mathbb{E}[X_j^4]) \leq C.$$

考虑

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

由于 X_1, X_2, \dots 相互独立,

$$\mathbb{E}[X_i X_j X_k X_l] = \mathbb{E}[X_i] \cdot \mathbb{E}[X_j] \cdot \mathbb{E}[X_k] \cdot \mathbb{E}[X_l] = 0.$$

$$\mathbb{E}[X_i^2 X_j X_k] = \mathbb{E}[X_i^2] \cdot \mathbb{E}[X_j] \cdot \mathbb{E}[X_k] = 0.$$

$$\mathbb{E}[X_i^3 X_j] = \mathbb{E}[X_i^3] \cdot \mathbb{E}[X_j] = 0.$$

从而,

$$\mathbb{E}\left[\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)^4\right] = \sum_{i,j,k,l=1}^n \mathbb{E}[X_i X_j X_k X_l] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i^4] + C_4^2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \mathbb{E}[X_i^2 X_j^2] \leq n \cdot C + C_4^2 \cdot C_n^2 \cdot C \leq 3n^2 C.$$

由 Chebyshev 不等式 (定理 5.3),

$$\mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) = \mathbb{P}(|S_n|^4 \geq \varepsilon^4) \leq \frac{\mathbb{E}[(\sum_{i=1}^n X_i)]^4}{n^4 \cdot \varepsilon^4} \leq \frac{3n^2 C}{n^4 \cdot \varepsilon^4} = \frac{3C}{n^2 \cdot \varepsilon^4}.$$

由 Borel-Cantelli 定理 (定理 2.16), 由于

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) \leq \frac{3C}{\varepsilon^4} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^2} < \infty.$$

从而 $\forall \varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{|S_n| \geq \varepsilon\}\right) = 0.$$

这等价于 $S_n \xrightarrow{a.e.} 0$.

□

L^1 强大数定律的证明. 由于 $X_i = X_i^+ - X_i^-$, 故只需考虑 $X_i \geq 0$ 的情况.

做截断:

$$Y_n = X_n \cdot \chi_{\{|X_n| \leq n\}} = \begin{cases} X_n, & |X_n| \leq n, \\ 0, & \text{其它}. \end{cases}$$

记 $T_n = \frac{1}{n} \cdot (Y_1 + \dots + Y_n)$, $\mu_n = \mathbb{E}[Y_n]$.

引理 5.14. 若 $Y_n - \mu_n \xrightarrow{a.e.} 0$. 则 $S_n \xrightarrow{a.e.} \mu$.

证明. $\widehat{Y}_n = X_1 \cdot \chi_{\{|X_1| \leq n\}}$ 与 Y_n 同分布, 从而 $\mu_n = \mathbb{E}[Y_n] = \mathbb{E}[\widehat{Y}_n] \rightarrow \mu$. 又 $\widehat{Y}_n \nearrow X_1$, 由单调收敛定理, $\mathbb{E}[\widehat{Y}_n] \rightarrow \mathbb{E}[X_1] = \mu$. 从而

$$\mu_n = \mathbb{E}[T_n] = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[Y_n] = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\widehat{Y}_n] \rightarrow \mu.$$

又

$$\mathbb{E}[X_1] = \int_{\mathbb{R}} x \, d\mu_{X_1} \geq \int_{\mathbb{R}} [x] \, d\mu_{X_1} = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot \mathbb{P}(i \leq X_1 < i+1) = \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=j}^{\infty} \mathbb{P}(i \leq X_1 < i+1) = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_1 \geq j).$$

从而

$$\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_i \neq Y_i) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_i > i) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_1 > i) \leq \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_1 \geq i) \leq \mathbb{E}[X_1] < \infty.$$

由 Borel-Cantelli 定理 (定理 2.16),

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{X_n \neq Y_n\}\right) = 0.$$

这说明对几乎所有 ω , $\exists n(\omega)$, 使得 $n \geq n(\omega)$ 时, 有 $X_n(\omega) = Y_n(\omega)$. 故此时,

$$S_n(\omega) - T_n(\omega) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{n=1}^{n(\omega)} (X_n(\omega) - Y_n(\omega)) \rightarrow 0.$$

即 $S_n \xrightarrow{a.e.} T_n$.

综上, $S_n \xrightarrow{a.e.} T_n$, $T_n \xrightarrow{a.e.} \mu$. 故 $S_n \xrightarrow{a.e.} \mu$. □

$\forall \varepsilon > 0$, 取 $n_k = \lfloor (1 + \varepsilon)^k \rfloor \geq \frac{1}{2}(1 + \varepsilon)^k$. (不等式是因为, 对 $x > 1$, 有 $\lfloor x \rfloor \geq \frac{x}{2}$.) 从而 $\forall \delta > 0$, 由 Chebyshev 不等式 (定理 5.3),

$$\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(|T_{n_i} - \mu_{n_i}| \geq \delta) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(|T_{n_i} - \mu_{n_i}|^2 \geq \delta^2) \leq \frac{1}{\delta^2} \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \sigma^2(T_{n_i}) = \frac{1}{\delta^2} \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{n_i^2} \cdot \sum_{k=1}^{n_i} \sigma^2(Y_k) \right) = \frac{1}{\delta^2} \cdot \left(\sum_{k=1}^{\infty} \sigma^2(Y_k) \right) \cdot \left(\sum_{i=n_i \geq k} \frac{1}{n_i^2} \right).$$

其中,

$$\sum_{i=n_i \geq k}^{n_i} \frac{1}{n_i^2} = \sum_{(1+\varepsilon)^i \geq k} \frac{1}{[(1+\varepsilon)^i]^2} \leq 4 \cdot \sum_{(1+\varepsilon)^{2i} \geq k} \frac{1}{(1+\varepsilon)^{2i}} \leq \frac{4}{k^2} \cdot \frac{1}{1-(1+\varepsilon)^2}.$$

从而

$$\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(|T_{n_i} - \mu_{n_i}| \geq \delta) \leq \frac{1}{\delta^2} \cdot \left(\sum_{k=1}^{\infty} \sigma^2(Y_k) \right) \cdot \left(\sum_{i=n_i \geq k}^{n_i} \frac{1}{n_i^2} \right) \leq \frac{1}{\delta^2} \cdot \frac{4}{1-(1+\varepsilon)^2} \cdot \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2}.$$

引理 5.15. $\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2} < \infty$.

证明. 由于 $\{Y_k \geq y\} = \{y \leq x_k \leq k\}$, 从而

$$\sigma^2(Y_k) = \mathbb{E}[Y_k^2] - \mathbb{E}[Y_k]^2 \leq \mathbb{E}[Y_k^2] = \int_0^{+\infty} 2y \cdot \mathbb{P}(Y_k \geq y) \, dy = \int_0^k 2y \cdot \mathbb{P}(Y_k \geq y) \, dy \leq \int_0^k 2y \cdot \mathbb{P}(X_k \geq y) \, dy = \int_0^k 2y \cdot \mathbb{P}(X_1 \geq y) \, dy.$$

故

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2} \leq \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{k^2} \int_0^k 2y \cdot \mathbb{P}(X_1 \geq y) \, dy = \int_0^{\infty} \left(\sum_{k=1}^{\infty} \chi_{\{y \leq k\}} \frac{1}{k^2} \cdot 2y \cdot \mathbb{P}(X_1 \geq y) \right) \, dy.$$

记 $f(y) = \sum_{k=1}^{\infty} \chi_{\{y \leq k\}} \frac{1}{k^2} \cdot 2y$.

- 若 $y \geq 2$, 设 $m-1 \leq y \leq m$, 则

$$f(y) = \sum_{k=1}^{\infty} \chi_{\{y \leq k\}} \frac{1}{k^2} \cdot 2y \leq 2y \sum_{k=m}^{\infty} \frac{1}{k(k-1)} = 2y \sum_{k=m}^{\infty} \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right) = \frac{2y}{m-1} \leq \frac{2m}{m-1} \leq 4.$$

- 若 $t \leq 2$, 则

$$f(y) = \sum_{k=1}^{\infty} \chi_{\{y \leq k\}} \frac{1}{k^2} \cdot 2y \leq 4 \cdot \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k^2} = 4 \cdot \frac{\pi^2}{6} < 7.$$

总之, $f(y) < 7$. 从而

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2} \leq \int_0^{\infty} \left(\sum_{k=1}^{\infty} \chi_{\{y \leq k\}} \frac{1}{k^2} \cdot 2y \cdot \mathbb{P}(X_1 \geq y) \right) dy = \int_0^{\infty} f(y) \cdot \mathbb{P}(X_1 \geq y) dy \leq 7 \cdot \mathbb{P}(X_1 \geq y) dy = 7 \cdot \mathbb{E}[X_1] < \infty.$$

□

从而

$$\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(|T_{n_i} - \mu_{n_i}| \geq \delta) \leq \frac{1}{\delta^2} \cdot \frac{4}{1 - (1 + \varepsilon)^2} \cdot \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sigma^2(Y_k)}{k^2} < \infty.$$

从而由 Borel-Cantelli 定理 (定理 2.16), $\forall \delta > 0$,

$$\mathbb{P} \left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{|T_{n_i} - \mu_{n_i}| \geq \delta\} \right) = 0.$$

即 $T_{n_i} - \mu_{n_i} \xrightarrow{a.e.} 0$.

对 $n_k < n \leq n_{k+1}$,

$$\frac{n_k}{n_{k+1}} T_{n_k} = \frac{1}{n_{k+1}} \cdot \sum_{i=1}^{n_k} Y_i < \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = T_n < \frac{n_{k+1}}{n_k} T_{n_{k+1}}.$$

其中, $\frac{n_k}{n_{k+1}} T_{n_k} \xrightarrow{a.e.} \frac{1}{1+\varepsilon} \mu_{n_k}$, $\frac{n_{k+1}}{n_k} T_{n_{k+1}} \xrightarrow{a.e.} (1+\varepsilon) \mu_{n_{k+1}}$. 又 $\mu_n \xrightarrow{a.e.} \mu$. 于是 $\frac{n_k}{n_{k+1}} T_{n_k} \xrightarrow{a.e.} \frac{1}{1+\varepsilon} \mu$, $\frac{n_{k+1}}{n_k} T_{n_{k+1}} \xrightarrow{a.e.} (1+\varepsilon) \mu_n$. 从而几乎处处都有

$$\frac{1}{1+\varepsilon} \mu \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} T_n \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} T_n \leq (1+\varepsilon) \mu$$

令 $\varepsilon \rightarrow 0^+$. 即得 $T_n \xrightarrow{a.e.} \mu$. 又 $\mu_n \xrightarrow{a.e.} \mu$, 从而 $T_n - \mu_n \xrightarrow{a.e.} 0$. 由引理 5.14, $S_n \xrightarrow{a.e.} \mu$.

□

应用 5.16 (Monte Carlo 积分). 设 f 是 $[0, 1]$ 上的连续函数. 想要计算 $\int_0^1 f(x) dx$.

设 X_1, X_2, \dots 是独立同分布的随机变量, 服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布. 则 $f(X_1), f(X_2), \dots$ 也是独立同分布的随机变量.

$$\mathbb{E}[f(X_1)] = \int_{\mathbb{R}} f(x) d\mu_X = \int_0^1 f(x) dx.$$

由大数定律, $S_n = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n f(X_i) \xrightarrow{a.e.} \int_0^1 f(x) dx = I$. 并且我们有误差估计: 由 *Chebyshev* 不等式 (定理 5.3),

$$\mathbb{P}(|S_n - I| \geq \varepsilon) \leq \frac{\sigma^2(f(X_1))}{n \cdot \varepsilon^2}.$$

其中, $\sigma^2(f(X_1))$ 是一个有界的常数。故可以让计算机重复模拟一定的次数, 以得到想要的精度。

事实上, *Monte Carlo* 积分要更简单: 设 $f: [0, 1] \rightarrow [0, 1]$ 连续。记 $A = \{(x, y) \in [0, 1] \times [0, 1] \mid y \leq f(x)\}$, $\Omega = [0, 1] \times [0, 1]$. 则 $\mathbb{E}[\chi_A] = I$. 若 X, Y 是 $[0, 1]$ 上的均值分布, 且独立, 则 (X, Y) 是 Ω 上的均匀分布。设 $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots$ 是 Ω 上独立同分布的均匀随机变量, 则

$$\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \chi_A(X_i, Y_i) \xrightarrow{a.e.} I.$$

并且, 也可以做类似的误差估计。

6 随机变量级数的收敛性

设 X_1, X_2, \dots 是互相独立的随机变量, $\sum_{i=1}^{\infty} X_i$ 是否几乎处处收敛?

令 $A = \{\omega \in \Omega \mid \sum_{i=1}^{\infty} X_i(\omega) \text{ 收敛}\}$, 则 A 是一个尾事件. 由 Kolmogorov 0-1 律 (定理 2.20), $\mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$.

定理 6.1 (Kolmogorov 不等式). 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是两两独立的随机变量, $\mathbb{E}[X_i] = 0, 1 \leq i \leq n$. 记 $S_n = X_1 + \dots + X_n$. 则 $\forall \varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \sigma^2(S_n).$$

注记 6.2. 注意到 $\{\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \varepsilon\} \supset \{|S_n| \geq \varepsilon\}$, 故 Kolmogorov 不等式比 Chebyshev 不等式: $\mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \sigma^2(S_n)$ 强。

证明. 记 $A = \{\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \varepsilon\}$, $A_k = \{|S_k| \geq \varepsilon, \max_{1 \leq i \leq k} |S_i| \leq \varepsilon\}$. 于是 $A = A_1 \sqcup \dots \sqcup A_n$, 且 $A_k \in \sigma(X_1, \dots, X_k)$, $S_n - S_k = X_{k+1} + \dots + X_n$ 是 $\sigma(X_{k+1}, \dots, X_n)$ 中的可测集, $\sigma(X_1, \dots, X_k)$ 与 $\sigma(X_{k+1}, \dots, X_n)$ 独立。

$$\begin{aligned} \sigma^2(S_n) &= \mathbb{E}[S_n^2] - \mathbb{E}[S_n]^2 = \mathbb{E}[S_n^2] - \left(\sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i]\right)^2 = \mathbb{E}[S_n^2] \geq \mathbb{E}[S_n^2 \cdot \chi_A] = \mathbb{E}\left[S_n \cdot \sum_{k=1}^n \chi_{A_k}\right] \\ &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[S_n^2 \cdot \chi_{A_k}] \\ &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[(S_k^2 + 2(S_n - S_k)S_k + (S_n - S_k)^2) \chi_{A_k}] \\ &= \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{A_k}] + \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[2(S_n - S_k)S_k \cdot \chi_{A_k}] + \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[(S_n - S_k)^2 \cdot \chi_{A_k}]. \end{aligned}$$

其中, 由 $S_n - S_k$ 与 $S_k \cdot \chi_{A_k}$ 的独立性, 从而 $\mathbb{E}[2(S_n - S_k)S_k \cdot \chi_{A_k}] = 0$, $\mathbb{E}[(S_n - S_k)^2 \cdot \chi_{A_k}] = 0$. 从而, 由 Chebyshev 不等式 (定理 5.3),

$$\mathbb{P}(A_n) \leq \frac{\sigma^2(A_n)}{\varepsilon^2} = \frac{\mathbb{E}[S_n^2] - \mathbb{E}[S_n]^2}{\varepsilon^2} \leq \frac{\mathbb{E}[S_n^2]}{\varepsilon^2} = \frac{\mathbb{E}[S_n^2 \cdot \chi_{A_n}]}{\varepsilon^2}.$$

从而 $\mathbb{E}[S_n^2 \cdot \chi_{A_n}] \geq \varepsilon^2 \cdot \mathbb{P}(A_n)$. 从而, 由于 $A = A_1 \sqcup \cdots \sqcup A_n$,

$$\sigma^2(S_n) \geq \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{A_k}] + \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[2(S_n - S_k)S_k \cdot \chi_{A_k}] + \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[(S_n - S_k)^2 \cdot \chi_{A_k}] = \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{A_k}] \geq \sum_{k=1}^n \varepsilon^2 \cdot \mathbb{P}(A_k) = \varepsilon^2 \cdot \mathbb{P}(A).$$

即

$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \varepsilon\right) = \mathbb{P}(A) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \sigma^2(S_n).$$

□

定理 6.3. 设 X_1, X_2, \cdots 是互相独立的随机变量, $\mathbb{E}[X_i] = 0, \forall i$. 记 $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. 则 $\forall \varepsilon > 0$,

$$\frac{|S_n|}{n^{\frac{1}{2}} \cdot (\log n)^{\frac{1}{2} + \varepsilon}} \xrightarrow{a.e.} 0.$$

证明. 只要证 $\forall \delta > 0$,

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \left\{ \frac{|S_n|}{n^{\frac{1}{2}} \cdot (\log n)^{\frac{1}{2} + \varepsilon}} \geq \delta \right\}\right) = 0.$$

记 $T_n = \max_{1 \leq k \leq n} |S_k|$, $l_n = n^{\frac{1}{2}} \cdot (\log n)^{\frac{1}{2} + \varepsilon}$.

先证 $\frac{T_{2^n}}{l_{2^n}} \xrightarrow{a.e.} 0$: $\forall \delta > 0$, 由 Kolmogorov 不等式 (定理 6.1),

$$\mathbb{P}\left(\frac{T_{2^n}}{l_{2^n}} \geq \delta\right) = \mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq 2^n} |S_k| \geq \delta \cdot l_{2^n}\right) \leq \frac{1}{\delta^2 \cdot l_{2^n}^2} \sigma^2(S_{2^n}) = \frac{1}{\delta^2 \cdot l_{2^n}^2} \sum_{i=1}^{2^n} \sigma^2(X_i) = \frac{2^n C}{\delta^2 \cdot 2^n \cdot n^{1+2\varepsilon}} = \frac{C}{\delta^2 \cdot n^{1+2\varepsilon}}.$$

从而,

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\left(\frac{T_{2^n}}{l_{2^n}} \geq \delta\right) \leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{C}{\delta^2 \cdot n^{1+2\varepsilon}} < \infty.$$

由 Borel-Cantelli 定理 (定理 2.16),

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \left\{ \frac{T_{2^n}}{l_{2^n}} \geq \delta \right\}\right) = 0.$$

即 $\frac{T_{2^n}}{l_{2^n}} \xrightarrow{a.e.} 0$. 又 $T_{2^n} \geq |S_{2^n}|$, 从而 $\frac{|S_{2^n}|}{l_{2^n}} \xrightarrow{a.e.} 0$.

对 $2^n < m < 2^{n+1}$,

$$\frac{|S_m|}{l_m} \leq \frac{T_{2^{n+1}}}{l_{2^n}} = \frac{T_{2^{n+1}}}{l_{2^{n+1}}} \cdot \frac{l_{2^{n+1}}}{l_{2^n}} = \frac{T_{2^{n+1}}}{l_{2^{n+1}}} \cdot \frac{2^{\frac{1}{2}(n+1)} \cdot [(n+1) \log 2]^{1+\varepsilon}}{2^{\frac{1}{2}n} \cdot [n \log 2]^{1+\varepsilon}} = \frac{T_{2^{n+1}}}{l_{2^{n+1}}} \cdot 2^{\frac{1}{2}} \left[\frac{n+1}{n} \right]^{1+\varepsilon} \xrightarrow{a.e.} 0.$$

综上, $\frac{|S_n|}{n} \xrightarrow{a.e.} 0$. □

定理 6.4 (Kolmogorov 收敛准则). 设 X_1, X_2, \dots 是互相独立的随机变量, $\sum_{n=1}^{\infty} \sigma^2(X_n) < \infty$. 则 $S_n = \sum_{k=1}^n (X_k - \mathbb{E}[X_k])$ 几乎处处收敛。

注记 6.5. 大部分时候, 我们应用 $\mathbb{E}[X_k] = 0$ 的情况。

证明. 不妨设 $\mathbb{E}[X_k] = 0$. 由 Kolmogorov 不等式 (6.1),

$$\mathbb{P} \left(\max_{N \leq n \leq M} |S_n - S_N| \geq \varepsilon \right) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \sigma^2(S_M - S_N) = \frac{1}{\varepsilon^2} \sum_{k=N+1}^M \sigma^2(X_k).$$

其中, 集合 $\{\max_{N \leq n \leq M} |S_n - S_N| \geq \varepsilon\}$ 随着 M 的增加而递增。令 $M \rightarrow \infty$,

$$\mathbb{P} \left(\max_{n \geq N} |S_n - S_N| \geq \varepsilon \right) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \sum_{k=N+1}^{\infty} \sigma^2(X_k) < \infty.$$

再令 $N \rightarrow \infty$. 由三角不等式, $\{\max_{m, n \geq N} |S_n - S_m| \geq 2\varepsilon\} \subset \{\max_{n \geq N} |S_n - S_N| \geq \varepsilon\}$, 从而,

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left(\max_{m, n \geq N} |S_n - S_m| \geq 2\varepsilon \right) \leq \lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left(\max_{n \geq N} |S_n - S_N| \geq \varepsilon \right) \leq \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{\varepsilon^2} \sum_{k=N+1}^{\infty} \sigma^2(X_k) = 0.$$

这说明集合 $\{\max_{m, n \geq N} |S_n - S_m| \geq 2\varepsilon\}$ 随着 $N \rightarrow \infty$ 单调递减收敛于一个零测集, 记为 A_ε . 从而 $A = \bigcup_{\varepsilon > 0} A_\varepsilon = \bigcup_{n \geq 1} A_{\frac{1}{n}}$ 是零测集。

$\omega \in A$, 当且仅当 $\exists \varepsilon > 0$, 使得 $\omega \in A_\varepsilon$, 当且仅当 $\exists \varepsilon > 0$, 使得 $\forall N > 0, \exists m, n > N$, 使得 $|S_n - S_m| > \varepsilon$, 由 Cauchy 收敛准则, 这当且仅当 $S_n(\omega)$ 不收敛。即使得 $S_n(\omega)$ 不收敛的 ω 的集合就是 A , 是零测集, 即 S_n 几乎处处收敛。 □

定理 6.6 (Kolmogorov 三级数). 设 X_1, X_2, \dots 是独立的随机变量序列, 记 $S_n = X_1 + \dots + X_n$. 则 S_n 几乎处处收敛, 当且仅当存在 $A > 0$, 令

$$Y_n = X_n \cdot \chi_{\{|X_n| \leq A\}} = \begin{cases} X_n, & |X_n| \leq A, \\ 0, & |X_n| > A, \end{cases}$$

使得

1. $\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > A) < \infty$.
2. $\sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E}[Y_n] < \infty$.
3. $\sum_{i=1}^{\infty} \sigma^2(Y_n) < \infty$.

注记 6.7. Kolmogorov 三级数定理告诉我们, 独立随机变量序列的收敛性等价于三个数项级数的收敛性。

证明. 充分性: 由 3 与 Kolmogorov 收敛准则 (定理 6.4), $\sum_{n=1}^{\infty} (Y_n - \mathbb{E}[Y_n])$ 几乎处处收敛. 由 2, $\sum_{n=1}^{\infty} Y_n = \sum_{n=1}^{\infty} (Y_n - \mathbb{E}[Y_n]) + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E}[Y_n]$ 几乎处处收敛. 由 1, $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_n \neq Y_n) < \infty$. 由 Borel-Cantelli 定理 (定理 2.16), $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{X_n \neq Y_n\}) = 0$. 这说明这样的 ω : 存在无穷多 n , 使得 $X_n(\omega) \neq Y_n(\omega)$ 几乎处处不存在. 即有以概率 1 成立: $\forall \omega$, 只有有限个 n , 使得 $X_n(\omega) \neq Y_n(\omega)$. 从而 $\sum_{n=1}^{\infty} X_n(\omega)$ 与 $\sum_{n=1}^{\infty} Y_n(\omega)$ 的收敛性相同, 从而 $S_n = \sum_{n=1}^{\infty} X_n$ 几乎处处收敛。

必要性:

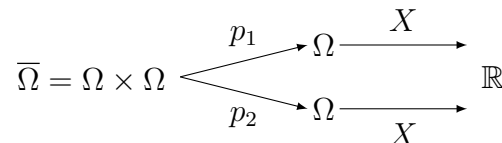
1. 若否, $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| \geq A) = \infty$. 由 Borel-Cantelli 定理 (定理 2.16), $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{|S_n| \geq A\}) = 1$. 即几乎处处的 ω , 存在无穷多 n , 使得 $|X_n(\omega)| \geq A$. 从而 $S_n(\omega) = \sum_{n=1}^{\infty} X_n(\omega)$ 不收敛. 即 $S_n = \sum_{n=1}^{\infty} X_n$ 几乎处处不收敛, 矛盾.
2. 由于 1 成立, 可以用充分性中的证明, 得到 $\sum_{n=1}^{\infty} X_n(\omega)$ 与 $\sum_{n=1}^{\infty} Y_n(\omega)$ 的收敛性相同. 即 $\sum_{n=1}^{\infty} X_n$ 几乎处处收敛, 当且仅当 $\sum_{n=1}^{\infty} Y_n$ 几乎处处收敛. 不妨设初始时 X_n 一致有界. 若 3 成立, 由 Kolmogorov 收敛准则 (定理 6.4), $\sum_{n=1}^{\infty} (Y_n - \mathbb{E}[Y_n])$ 几乎处处收敛. 从而由 $\sum_{n=1}^{\infty} Y_n$ 几乎处处收敛, 则 $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E}[Y_n] = \sum_{n=1}^{\infty} Y_n - \sum_{n=1}^{\infty} (Y_n - \mathbb{E}[Y_n])$ 几乎处处收敛. 从而只要证 3.
3. 不妨设 X_n 一致有界.

定义 6.8. 称 X 是对称随机变量, 若 X 与 $-X$ 同分布。此时, $\Phi_X = \Phi_{-X}$. 从而 $\forall x \in \mathbb{R}$,

$$\Phi_X(x) = \Phi_{-X}(x) = \mathbb{P}(-X \leq x) = \mathbb{P}(X \geq -x) = 1 - \Phi_X(-x^-).$$

引理 6.9. 若 X, Y 独立同分布, 则 $X - Y$ 是对称随机变量。

设 X 是概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 上的随机变量。令



在概率空间 $(\bar{\Omega}, \bar{\mathcal{F}}, \bar{\mathbb{P}})$ 上, $p_1 \cdot X = X_1, p_2 \cdot X = X_2$. 则 X_1, X_2 独立, 与 X 同分布。定义 $X^s = X_1 - X_2$, 则它是对称随机变量。它满足

(a) $\mathbb{E}[X^s] = \mathbb{E}[X_1] - \mathbb{E}[X_2] = 0$.

(b) $\sigma^2(X^s) = \sigma^2(X_1) + \sigma^2(-X_2) = 2\sigma^2(X)$. 从而由 $\sum_{i=1}^{\infty} \sigma^2(X_i) < \infty$, 有 $\sum_{i=1}^{\infty} \sigma^2(X_i^s) = 2\sum_{i=1}^{\infty} \sigma^2(X_i) < \infty$.

(c) 由 X_i 一致有界, 设 $|X_i| \leq A$. 则 $|X_i^s| = |X_{i,1} - X_{i,2}| \leq 2A$. 即 X_i^s 一致有界。

(d) 由 $\sum_{i=1}^{\infty} X_i$ 几乎处处收敛知, $\sum_{i=1}^{\infty} X_i^s = \sum_{i=1}^{\infty} X_i - \sum_{i=2}^{\infty} X_i$ 也几乎处处收敛。

(e) 由 X_1, X_2, \dots 互相独立知, X_1^s, X_2^s, \dots 也相互独立。

从而就划归到 X_1, X_2, \dots 是相互独立的一致有界的对称随机变量的情形。

引理 6.10 (Kolmogorov). 设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量, 一致有界: $|X_i| \leq A, \mathbb{E}[X_i] = 0$. 记 $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. 则 $\forall \varepsilon > 0$, 有

$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{(\varepsilon + A)^2}{\sigma^2(S_n)}.$$

证明. 令 $A_k = \{|S_k| \geq \varepsilon\} \cap \{\max_{i < k} |S_i| < \varepsilon\}$, $B_k = \{\max_{i \leq k} |S_i| < \varepsilon\}$. 注意到 $A_k \subset B_{k-1}$, 且 $\forall l \geq k$, 有 $A_k \cap B_l = \emptyset$, 且 $\bigcup_{i=1}^k A_i = \{\max_{1 \leq i \leq k} |S_i| \geq \varepsilon\} = B_k^c$. 从而 $B_{k-1} = B_k \sqcup A_k$. 从而

$$S_{k-1} \cdot \chi_{B_{k-1}} + X_k \cdot \chi_{B_{k-1}} = S_k \cdot \chi_{B_{k-1}} = S_k \cdot (\chi_{B_{k-1}} + \chi_{A_k}).$$

从而左边看, 注意到 X_k 与 $S_{k-1}, \chi_{B_{k-1}}$ 独立, 且 $\mathbb{E}[X_i] = 0$, 从而

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] &= \mathbb{E}[(S_{k-1} + X_k)^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] = \mathbb{E}[S_{k-1}^2 \cdot \chi_{B_{k-1}} + 2 \cdot S_{k-1} \cdot X_k \cdot \chi_{B_{k-1}} + X_k^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] \\ &= \mathbb{E}[S_{k-1}^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] + 2 \cdot \mathbb{E}[X_k] \cdot \mathbb{E}[S_{k-1} \cdot \chi_{B_{k-1}}] + \mathbb{E}[X_k^2] \cdot \mathbb{E}[\chi_{B_{k-1}}] \\ &= \mathbb{E}[S_{k-1}^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] + 0 + (\mathbb{E}[X_k^2] + \mathbb{E}[X_k]^2) \cdot \mathbb{E}[\chi_{B_{k-1}}] \\ &= \mathbb{E}[S_{k-1}^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] + \sigma^2(X_k) \cdot \mathbb{P}(B_{k-1}). \end{aligned}$$

从右边看, 由 X_i 的独立性, 且 $\mathbb{E}[X_i] = 0$, 有估计

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] &= \mathbb{E}[S_k^2 \cdot (\chi_{B_{k-1}} + \chi_{A_k})] \\ &= \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_k}] + \mathbb{E}[(S_{k-1} + X_k)^2 \cdot \chi_{A_k}] \\ &= \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_k}] + \mathbb{E}[S_{k-1} \cdot \chi_{A_k}] + 2 \cdot \mathbb{E}[X_k] \cdot \mathbb{E}[S_{k-1} \cdot \chi_{A_k}] + \mathbb{E}[X_k^2 \cdot \chi_{A_k}] \\ &\leq \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_k}] + \mathbb{E}[\varepsilon^2 \cdot \chi_{A_k}] + 0 + \mathbb{E}[A^2 \cdot \chi_{A_k}] \\ &= \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_k}] + \varepsilon^2 \cdot \mathbb{P}(A_k) + A^2 \cdot \mathbb{P}(A_k) \\ &\leq \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_k}] + (\varepsilon + A)^2 \cdot \mathbb{P}(A_k). \end{aligned}$$

二式相减, 得到

$$\mathbb{P}(B_{k-1}) \cdot \sigma^2(X_k) \leq \mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_k}] - \mathbb{E}[S_{k-1}^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}] + (\varepsilon + A)^2 \cdot \mathbb{P}(A_k).$$

另一方面, $\forall k \leq n, B_n \subset B_k$, 且 $A_i \cap A_j = \emptyset$, 从而

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(B_n) \cdot \sum_{k=1}^n \sigma^2(X_k) &\leq \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(B_{k-1}) \cdot \sigma^2(X_k) \leq \sum_{k=1}^n (\mathbb{E}[S_k^2 \cdot \chi_{B_k}] - \mathbb{E}[S_n^2 \cdot \chi_{B_{k-1}}]) + \sum_{k=1}^n (\varepsilon + A)^2 \cdot \mathbb{P}(A_k) \\
 &= \mathbb{E}[S_n^2 \cdot \chi_{B_n}] + (\varepsilon + A)^2 \cdot \mathbb{P}\left(\bigsqcup_{k=1}^n A_k\right) \\
 &\leq \mathbb{E}[\varepsilon^2 \cdot \chi_{B_n}] + (\varepsilon + A)^2 \cdot \mathbb{P}\left(\bigsqcup_{k=1}^n A_k\right) \\
 &= \varepsilon^2 \cdot \mathbb{P}(B_n) + (\varepsilon + A)^2 \cdot \mathbb{P}(B_n^c) \\
 &= \varepsilon^2 \cdot (\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(B_n^c)) + 2\varepsilon A \cdot \mathbb{P}(B_n^c) + A^2 \cdot \mathbb{P}(B_n^c) \\
 &\leq \varepsilon^2 + 2\varepsilon A + A^2 \\
 &= (\varepsilon + A)^2.
 \end{aligned}$$

最后,

$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq \varepsilon\right) = \mathbb{P}(B_n^c) = 1 - \mathbb{P}(B_n) \geq 1 - \frac{(\varepsilon + A)^2}{\sum_{k=1}^n \sigma^2(X_k)} = 1 - \frac{(\varepsilon + A)^2}{\sigma^2(S_n)}.$$

□

由此, 记 $S_n^s = \sum_{i=1}^n X_i^s$, 由 $|X_i^s| \leq 2A$, $\mathbb{E}[X_i^s] = 0$, 则有

$$\mathbb{P}\left(\max_{N \leq k \leq M} |S_k^s - S_N^s| \geq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{(\varepsilon + 2A)^2}{\sigma^2(S_M^s - S_N^s)} = 1 - \frac{(\varepsilon + 2A)^2}{\sum_{i=N+1}^M \sigma^2(X_i^s)}.$$

从而若 $\sum_{n=1}^{\infty} \sigma^2(X_i^s) = \infty$, 则 $\forall N, \sum_{i=N+1}^{\infty} \sigma^2(X_i^s) = \infty$. 在上式中令 $M \rightarrow \infty$, 有 $\mathbb{P}(\max_{N \leq k} |S_k^s - S_N^s| \geq \varepsilon) = 1$. 这说明 S_k^s 几乎处处不收敛, 与假设矛盾。

□

注记 6.11. 令 $X'_n = \frac{X_n}{A}$, $Y'_n = \frac{Y_n}{A} = X'_n \cdot \chi_{\{|X_n| \leq A\}} = X'_n \cdot \chi_{\{|X'_n| \leq 1\}}$. 注意到

$$\begin{array}{ccc} \sum X_i < \infty & \Longleftrightarrow & \sum X'_n = \frac{1}{A} \sum X_i < \infty \\ \Updownarrow \exists A & & \Updownarrow \\ \left\{ \begin{array}{l} \sum \mathbb{P}(X_n > A) < \infty. \\ \sum \mathbb{E}[Y_n] < \infty. \\ \sum \sigma^2(Y_n) < \infty. \end{array} \right. & \Longleftrightarrow & \left\{ \begin{array}{l} \sum \mathbb{P}(X'_n > 1) = \sum \mathbb{P}(X_n > A) < \infty. \\ \sum \mathbb{E}[Y'_n] = \frac{1}{A} \sum \mathbb{E}[Y_n] < \infty. \\ \sum \sigma^2(Y_n) = \frac{1}{A^2} \sum \sigma^2(Y_n) < \infty. \end{array} \right. \end{array}$$

从而不妨设 $A = 1$. 这也说明 *Kolmogorov* 三级数定理中的 A 可以是任意取的。

定理 6.12. 设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列, 记 $S_n = X_1 + \dots + X_n$. 则以下三条等价:

1. $S_n \xrightarrow{a.e.} S$.
2. $S_n \xrightarrow{m} S$.
3. $S_n \xrightarrow{d} S$.

证明. $1 \Rightarrow 2 \Rightarrow 3$ 是显然的, 只要证 $3 \Rightarrow 2 \Rightarrow 1$.

引理 6.13 (Skorohod). 设 X_1, X_2, \dots 是相互独立的随机变量序列, 记 $S_n = X_1 + \dots + X_n$. $\forall \varepsilon > 0$, 若 $\beta = \max_{1 \leq k \leq n} \mathbb{P}(|S_n - S_k| > \varepsilon) < 1$, 则

$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq 2\varepsilon\right) \leq \frac{1}{1-\beta} \cdot \mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon).$$

证明. $\forall \omega \in \{\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq 2\varepsilon\}$, 记

$$\begin{aligned} \tau(\omega) &= \min \{k \mid 1 \leq k \leq n, |S_k| \geq 2\varepsilon\}. \\ A_k &= \left\{ \omega \in \left\{ \max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq 2\varepsilon \right\} \mid \tau(\omega) = k \right\} = \{|S_1| < 2\varepsilon, \dots, |S_{k-1}| < 2\varepsilon, |S_n| \geq 2\varepsilon\}. \end{aligned}$$

则

$$\{|S_n - S_k| \leq \varepsilon\} \cap \{|S_k| \geq 2\varepsilon\} \subset \{|S_n| = |S_n - S_k + S_k| \geq |S_k| - |S_n - S_k| = 2\varepsilon - \varepsilon = \varepsilon\} = \{|S_n| \geq \varepsilon\}.$$

从而由于 A_1, \dots, A_n 相互独立,

$$\mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) \geq \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(\{|S_n| \geq \varepsilon\} \cap A_k) \geq \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(\{|S_n - S_k| \leq \varepsilon\} \cap A_k).$$

注意到 $\{|S_n - S_k| \leq \varepsilon\}$ 与 A_k 独立, 从而 $\mathbb{P}(\{|S_n - S_k| \leq \varepsilon\} \cap A_k) = \mathbb{P}(\{|S_n - S_k| \leq \varepsilon\}) \cdot \mathbb{P}(A_k)$, 从而

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) &\geq \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(\{|S_n - S_k| \leq \varepsilon\} \cap A_k) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(\{|S_n - S_k| \leq \varepsilon\}) \cdot \mathbb{P}(A_k) = \sum_{k=1}^n (1 - \mathbb{P}(\{|S_n - S_k| > \varepsilon\})) \mathbb{P}(A_k) \\ &\geq \sum_{k=1}^n \left(1 - \max_{1 \leq k \leq n} \mathbb{P}(\{|S_n - S_k| > \varepsilon\})\right) \mathbb{P}(A_k) = \sum_{k=1}^n (1 - \beta) \cdot \mathbb{P}(A_k). \end{aligned}$$

又注意到 A_1, \dots, A_n 相互独立, 且 $A_1 \sqcup \dots \sqcup A_n = \{\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq 2\varepsilon\}$, 从而

$$\mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon) \geq \sum_{k=1}^n (1 - \beta) \cdot \mathbb{P}(A_k) = (1 - \beta) \cdot \mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq 2\varepsilon\right).$$

即

$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} |S_k| \geq 2\varepsilon\right) \leq \frac{1}{1 - \beta} \cdot \mathbb{P}(|S_n| \geq \varepsilon).$$

□

$2 \Rightarrow 1$: $\forall \delta > 0, \forall 0 \leq \varepsilon \leq \frac{1}{2}, \exists N$, 使得 $\forall m, n \geq N$, 有 $\mathbb{P}(|S_n - S_m| > \delta) \leq \varepsilon$. 对 $M > N$, 有 $\beta = \max_{N \leq k \leq M} \mathbb{P}(|S_M - S_k| \geq \delta) \leq \varepsilon < \frac{1}{2} < 1$. 由 Skorohod 不等式 (引理 6.13),

$$\mathbb{P}\left(\max_{N \leq k \leq M} |S_k - S_N| \geq 2\varepsilon\right) \leq \frac{1}{1 - \beta} \cdot \mathbb{P}(|S_M - S_N| \geq \delta) \leq \frac{\varepsilon}{1 - \beta} \leq \frac{\varepsilon}{1 - \frac{1}{2}} = 2\varepsilon.$$

令 $M \rightarrow \infty$, 有 $\mathbb{P}(\max_{k \geq N} |S_k - S_N| \geq 2\varepsilon) \leq 2\varepsilon$. 从而

$$\mathbb{P}\left(\max_{k, l \geq N} |S_k - S_l| \geq 4\varepsilon\right) \leq \mathbb{P}\left(\max_{k \geq N} |S_k - S_N| \geq 2\varepsilon\right) \leq 2\varepsilon.$$

这就是 $S_n \xrightarrow{a.e.} S$ 的 Cauchy 收敛准则。

注记 6.14. Skorohod 不等式 (引理 6.13) 的作用就是把概率测度 \mathbb{P} 外的 \max 移到了里面。

$3 \Rightarrow 2$: 考虑示性函数 $\varphi_{S_n}(z) = \mathbb{E}[e^{izS_n}]$ (定义 4.18). 在紧集上, $\varphi_{S_n}(z)$ 一致收敛到 $\varphi_S(z)$ (作业). 且 $\varphi_S(0) = 1$. 从而 $\forall \varepsilon > 0, \exists a > 0, N > 0$, 使得 $\forall m > n \geq N, \forall |z| \leq a$, 都有 $|\varphi_{S_n}(z)| \geq \frac{1}{2}, |\varphi_{S_m}(z) - \varphi_{S_n}(z)| \leq \frac{1}{2}\varepsilon$. 又注意到若随机变量 X, Y 相互独立, 则 $\varphi_{X+Y}(z) = \varphi_X(z) \cdot \varphi_Y(z)$ (性质 7.1), 从而 $\varphi_{S_m}(z) = \varphi_{(S_m-S_n)+S_n}(z) = \varphi_{S_m-S_n}(z) \cdot \varphi_{S_n}(z)$, 此时,

$$|1 - \varphi_{S_m-S_n}(z)| = \left| \frac{\varphi_{S_n}(z) - \varphi_{S_n}(z)\varphi_{S_m-S_n}(z)}{\varphi_{S_n}(z)} \right| = \left| \frac{\varphi_{S_n}(z) - \varphi_{S_m}(z)}{\varphi_{S_n}(z)} \right| \leq \frac{\frac{1}{2}\varepsilon}{\frac{1}{2}} = \varepsilon.$$

另一方面, 由 Fubini 定理,

$$1 - \varphi_{S_m-S_n}(z) = \int_{\mathbb{R}} (1 - e^{izx}) d\mu_{S_m-S_n} = \frac{1}{2a} \int_{-a}^a (1 - e^{izx}) d\mu_{S_m-S_n} dz = \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2a} \int_{-a}^a (1 - e^{izx}) dz d\mu_{S_m-S_n} = \int_{\mathbb{R}} \left(1 - \frac{\sin ax}{ax}\right) d\mu_{S_m-S_n}.$$

其中, 函数 $1 - \frac{\sin ax}{ax}$ 在原点附近有展开: $1 - \frac{\sin ax}{ax} = \frac{(ax)^2}{6} + o(x^3)$. 且 $x \rightarrow \infty$ 时, $1 - \frac{\sin ax}{ax} \rightarrow 1$. 从而函数

$$f(x) = \frac{1 - \frac{\sin ax}{ax}}{\frac{(ax)^2}{6 + (ax)^2}}$$

在 $x \rightarrow \pm\infty$ 时趋于 1. 从而 $\beta = \min_{x \in \mathbb{R}} f(x) > 0$ 是有定义的. 即存在 $\beta > 0$, 使得 $\forall x \in \mathbb{R}, f(x) \geq \beta$, 即 $\forall x \in \mathbb{R}$,

$$1 - \frac{\sin ax}{ax} \geq \frac{\beta(ax)^2}{6 + (ax)^2}.$$

于是 $\forall \delta > 0$, 注意到 $\forall |x| \geq \delta$, 由于函数 $\frac{6+a^2x^2}{\beta a^2x^2} = \frac{6}{\beta a^2x^2} + \frac{1}{\beta}$ 是单调递减的, 从而 $\frac{6+a^2x^2}{\beta a^2x^2} \leq \frac{6+a^2\delta^2}{\beta a^2\delta^2}$, 即 $\frac{6+a^2\delta^2}{\beta a^2\delta^2} \cdot \frac{6+(ax)^2}{\beta(ax)^2} \geq 1$. 综上,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|S_m - S_n| \geq \delta) &= \int_{|x| \geq \delta} d\mu_{S_m - S_n} = \int_{|x| \geq \delta} 1 \cdot d\mu_{S_m - S_n} \\ &\leq \int_{|x| \geq \delta} \frac{6+a^2\delta^2}{\beta a^2\delta^2} \cdot \frac{6+(ax)^2}{\beta(ax)^2} d\mu_{S_m - S_n} = \frac{6+a^2\delta^2}{\beta a^2\delta^2} \cdot \int_{|x| \geq \delta} \frac{6+(ax)^2}{\beta(ax)^2} d\mu_{S_m - S_n} \\ &\leq \frac{6+a^2\delta^2}{\beta a^2\delta^2} \cdot \int_{|x| \geq \delta} \left(1 - \frac{\sin ax}{ax}\right) d\mu_{S_m - S_n} \leq \frac{6+a^2\delta^2}{\beta a^2\delta^2} \cdot \int_{\mathbb{R}} \left(1 - \frac{\sin ax}{ax}\right) d\mu_{S_m - S_n} \\ &= \frac{6+a^2\delta^2}{\beta a^2\delta^2} \cdot |1 - \varphi_{S_m - S_n}(z)| \\ &\leq \frac{(6+a^2\delta^2)\varepsilon}{\beta a^2\delta^2}. \end{aligned}$$

这就是 S_n 依概率测度收敛的 Cauchy 收敛准则, 即得 $S_n \xrightarrow{m} S$.

□

引理 6.15 (Kronecker). 设 $a_n \nearrow \infty$, $a_n > 0$, $\{x_n\} \subset \mathbb{R}$, 使得 $\sum_{i=1}^{\infty} \frac{x_i}{a_i}$ 收敛. 则数列 $\frac{1}{a_n} \sum_{i=1}^n x_i \rightarrow 0$.

证明. 记 $b_n = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{a_i}$, $a_0 = b_0 = 0$, $b = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{x_i}{a_i}$, 有 $b_n \rightarrow b$. 有 $b_n - b_{n-1} = \frac{x_n}{a_n}$, 即 $x_n = a_n(b_n - b_{n-1})$. 从而

$$\frac{1}{a_n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{a_n} \cdot \sum_{i=1}^n a_i(b_i - b_{i-1}) = \frac{1}{a_n} \cdot \left(\sum_{i=1}^n a_i b_i - \sum_{i=1}^n a_i b_{i-1} \right) = \frac{1}{a_n} \cdot \left(a_n b_n + \sum_{i=1}^n b_{i-1} (a_{i-1} - a_i) \right) = b_n - \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1}.$$

从而只要证 $\sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} \rightarrow b$, 这样就有 $\frac{1}{a_n} \sum_{i=1}^n x_i = b_n - \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} \rightarrow b - b = 0$.

由于 $b_n \rightarrow b$, 从而 $\forall \varepsilon > 0$, $\exists N$, 使得 $\forall n \geq N$, 都有 $|b_n - b| < \varepsilon$. 并且 $\{b_n\}$, b 是有界的, 设 $B < \infty$ 是一个上界. 注意到 $\sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} =$

$\frac{a_n - a_0}{a_n} = 1$. 此时,

$$\begin{aligned}
 \left| \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} - b \right| &= \left| \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} - 1 \cdot b \right| = \left| \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} - \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b \right| \\
 &= \left| \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} (b_{i-1} - b) \right| \\
 &\leq \left| \sum_{i=1}^N \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} (b_{i-1} - b) \right| + \left| \sum_{i=N+1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} (b_{i-1} - b) \right| \leq \sum_{i=1}^N \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} |(b_{i-1} - b)| + \sum_{i=N+1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} |(b_{i-1} - b)| \\
 &\leq 2B \cdot \sum_{i=1}^N \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} + \varepsilon \cdot \sum_{i=N+1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} = 2B \cdot \frac{a_N}{a_n} + \varepsilon \cdot \frac{a_n - a_N}{a_n}.
 \end{aligned}$$

其中, 由于 $a_n \rightarrow \infty$, 从而 $\frac{a_N}{a_n} \rightarrow 0$, $\frac{a_n - a_N}{a_n} = 1 - \frac{a_N}{a_n} \rightarrow 1$. 从而

$$\left| \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} - b \right| \leq 2B \cdot \frac{a_N}{a_n} + \varepsilon \cdot \frac{a_n - a_N}{a_n} \rightarrow 2B \cdot 0 + \varepsilon \cdot 1 = \varepsilon.$$

由 ε 的任意性, $\left| \sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} - b \right| \rightarrow 0$, 即 $\sum_{i=1}^n \frac{a_i - a_{i-1}}{a_n} b_{i-1} \rightarrow b$. □

定理 6.16. 设 X_1, X_2, \dots 是互相独立的随机变量, $\mathbb{E}[X_i] = 0$, $\sigma^2(X_i) \leq C < \infty$, $\forall i$. 则 $\forall \varepsilon > 0$,

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n^{\frac{1}{2}} \cdot (\log n)^{\frac{1}{2} + \varepsilon}} \xrightarrow{a.e.} 0.$$

证明. 令 $a_n = n^{\frac{1}{2}} \cdot (\log n)^{\frac{1}{2} + \varepsilon}$, 考虑相互独立的随机变量序列 $\frac{X_n}{a_n}$. 有

$$\sum_{i=1}^{\infty} \sigma^2 \left(\frac{X_n}{a_n} \right) = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\mathbb{E} \left[\left(\frac{X_n}{a_n} \right)^2 \right] - \mathbb{E} \left[\frac{X_n}{a_n} \right]^2 \right) = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E} \left[\left(\frac{X_n}{a_n} \right)^2 \right] = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{a_n^2} \mathbb{E} [X_n^2] \leq \sum_{i=1}^{\infty} \frac{C}{n(\log n)^{1+2\varepsilon}} < \infty.$$

从而由 Kolmogorov 收敛准则 (定理 6.4), $\sum_{i=1}^n \frac{X_i}{a_i}$ 几乎处处收敛。由 Kronecker 引理 (引理 6.15), 在这些收敛的点 ω 处, 有 $\frac{1}{a_n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i(\omega) \rightarrow 0$, 即

$$\frac{1}{a_n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n^{\frac{1}{2}} \cdot (\log n)^{\frac{1}{2}+\varepsilon}} \xrightarrow{a.e.} 0$$

□

定理 6.17. 设 X_1, X_2, \dots 是一列独立同分布的随机变量, 记 $Y_n = \max_{1 \leq i \leq n} |X_i|$. $\{b_n\} \subset \mathbb{R}$, $b_n \nearrow b > 0$. 则 $\frac{Y_n}{b_n} \xrightarrow{m} 0$, 当且仅当 $\forall \varepsilon > 0$, $n \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq b_n \varepsilon) \rightarrow 0$.

证明. 充分性: 注意到 $\{Y_n \geq b_n \varepsilon\} = \bigcup_{i=1}^n \{|X_i| \geq b_n \varepsilon\}$, 从而

$$\mathbb{P}\left(\frac{Y_n}{b_n} \geq \varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n \{|X_i| \geq b_n \varepsilon\}\right) \leq \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(|X_n| \geq b_n \varepsilon) = n \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq b_n \varepsilon) \rightarrow 0.$$

即 $\frac{Y_n}{b_n} \xrightarrow{m} 0$.

必要性:

$$\mathbb{P}\left(\frac{Y_n}{b_n} \geq \varepsilon\right) = 1 - \mathbb{P}(|X_1| < b_n \varepsilon, \dots, |X_n| < b_n \varepsilon) = 1 - \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(|X_i| < b_n \varepsilon) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - \mathbb{P}(|X_i| \geq b_n \varepsilon)) = 1 - (1 - \mathbb{P}(|X_1| \geq b_n \varepsilon))^n \geq 1 - e^{-n\mathbb{P}(|X_1| \geq b_n \varepsilon)} \geq 0.$$

由于 $\frac{Y_n}{b_n} \xrightarrow{m} 0$, 从而 $\mathbb{P}\left(\frac{Y_n}{b_n} \geq \varepsilon\right) \rightarrow 0$, 从而 $1 - e^{-n\mathbb{P}(|X_1| \geq b_n \varepsilon)} \leq \mathbb{P}\left(\frac{Y_n}{b_n} \geq \varepsilon\right) \rightarrow 0$, 从而 $n \cdot \mathbb{P}(|X_1| \geq b_n \varepsilon) \rightarrow 0$. □

注记 6.18. 容易推广到独立不一定同分布的随机变量序列的情况:

定理 6.19. 设 X_1, X_2, \dots 是一列相互独立的随机变量, 记 $Y_n = \max_{1 \leq i \leq n} |X_i|$. $\{b_n\} \subset \mathbb{R}$, $b_n \nearrow b > 0$. 则 $\frac{Y_n}{b_n} \xrightarrow{m} 0$, 当且仅当 $\forall \varepsilon > 0$, $\sum_{i=1}^n \mathbb{P}(|X_i| \geq b_n \varepsilon) \rightarrow 0$.

7 示性函数与中心极限定理

历史上,问题来源于 Bernoulli 实验:投硬币,正的概率是 p ,反的概率是 $1-p$. 记 S_n 是投 n 次正的次数,则 $\mathbb{E}[S_n] = p^n$. 但只有期望我们得不到 S_n 的分布情况。重复实验发现,越靠近均值取值的概率越高。我们将证明, S_n 会趋向一个正态分布,即 $\frac{S_n - p^n}{\sigma^2(S_n)} \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, 1)$. 最后我们将这个结果推广到一般的独立同分布的随机变量序列: 设 X_1, X_2, \dots 是独立同分布的随机变量序列, $\mathbb{E}[X_1] = \mu$, $\sigma^2(X_1) = \sigma^2$, 则 $\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, 1)$.

性质 7.1. X 是随机变量, $\varphi_X(z) = \mathbb{E}[e^{izX}] = \int_{\mathbb{R}} e^{izx} d\mu_X$ 是它的示性函数 (定义 4.18), 它是一个实变元的复值函数。它只与分布 Φ_X 或者说 μ_X 有关, 与具体的概率空间无关。则

1. $\varphi_X(0) = 1$.
2. $|\varphi_X| \leq 1$.
3. $\varphi_X(-z) = \varphi_{-X}(z) = \overline{\varphi_X(z)}$.
4. $\forall a, b \in \mathbb{R}, \varphi_{aX+b}(z) = e^{izb} \cdot \varphi_X(az)$.
5. 若 X, Y 相互独立, 则 $\varphi_{X+Y}(z) = \varphi_X(z) \cdot \varphi_Y(z)$.
6. 若 X 对称 (定义 6.8), 则 $\varphi_X(z) = \varphi_{-X}(z) = \overline{\varphi_X(z)}$, 从而 $\varphi_X(z)$ 是实值函数。反之也对: 若 $\varphi_X(z)$ 是实值函数, 则 X 是对称随机变量。
7. $\varphi_X(z)$ 是一致连续的。
8. 示性函数的凸组合也是示性函数: 设 φ_X 与 φ_Y 是两个示性函数, $\lambda_1, \lambda_2 \geq 0$, $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$, 则 $\lambda_1\varphi_X + \lambda_2\varphi_Y$ 也是示性函数。
9. 若 X 是连续型随机变量, 有密度函数 $f_X(x)$, 则 $d\mu_X = f_X(x)dx$, 从而 $\varphi_X(z) = \int_{\mathbb{R}} e^{izx} f_X(x)dx$ 是 $f_X(x)$ 的 Fourier 逆变换。

证明. 只证 7,8, 其它几条由定义和简单计算即得 (除了 6 的反方向, 我们将在之后证明)。

7:

$$|\varphi_X(z+h) - \varphi_X(z)| = \left| \int_{\mathbb{R}} (e^{i(z+h)x} - e^{izx}) d\mu_X \right| \leq \int_{\mathbb{R}} |e^{izx}| \cdot |e^{ihx} - 1| d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} |e^{ihx} - 1| d\mu_X.$$

由控制收敛定理, $h \rightarrow 0$ 时, $e^{ihx} - 1 \rightarrow 0$, 从而 $|\varphi_X(z+h) - \varphi_X(z)| \leq \int_{\mathbb{R}} |e^{ihx} - 1| d\mu_X \rightarrow 0$. 即 $\varphi_X(z)$ 一致收敛。

8: 令 $\mu_Z = \lambda_1\mu_X + \lambda_2\mu_Y$, 验证它是 \mathbb{R} 上的概率测度, 从而 $\varphi_Z = \lambda_1\varphi_X + \lambda_2\varphi_Y$ 就是随机变量 Z 的示性函数。□

例 7.2. • 若 $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$, $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$, 从而

$$\varphi_X(z) = \int_{\mathbb{R}} e^{izx} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = e^{-\frac{z^2}{2}}.$$

一般地, 若 $Y \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, 即 $Y = \sigma X + \mu$, 则 $\varphi_Y(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(z-\mu)^2}{2\sigma^2}}$.

• 若 $X \sim (0, 1]$ 均匀分布, 则

$$\varphi_X(z) = \int_{\mathbb{R}} e^{izx} d\mu_X = \int_0^1 e^{izx} dx = \frac{2}{z} \cdot e^{i\frac{z}{2}} \cdot \sin\left(\frac{z}{2}\right).$$

引理 7.3 (Dirichlet 积分). 记 $\text{sgn}(a) = \begin{cases} 1, & a > 0; \\ 0, & a = 0; \\ -1, & a < 0 \end{cases}$ 是符号函数, 则 $\forall y > 0$,

1.

$$0 \leq \text{sgn}(a) \int_0^y \frac{\sin az}{z} dz \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz.$$

2.

$$\int_0^\infty \frac{\sin az}{z} dz = \text{sgn}(a) \cdot \frac{\pi}{2}.$$

证明. 做变量代换 $u = az$. 则 $\int_0^y \frac{\sin az}{z} dz = \int_0^{ay} \frac{\sin u}{u} du$. 由 y 的任意性, 若 $a > 0$, 则 $0 \leq \operatorname{sgn}(a) \int_0^y \frac{\sin az}{z} dz \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz$ 当且仅当 $0 \leq \operatorname{sgn}(1) \int_0^{ay} \frac{\sin u}{u} du \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz$, $\int_0^\infty \frac{\sin az}{z} dz = \operatorname{sgn}(a) \cdot \frac{\pi}{2}$ 当且仅当 $\int_0^\infty \frac{\sin u}{u} du = \operatorname{sgn}(1) \cdot \frac{\pi}{2}$; 若 $a < 0$, 则 $0 \leq \operatorname{sgn}(a) \int_0^y \frac{\sin az}{z} dz \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz$ 当且仅当 $0 \leq -\operatorname{sgn}(a) \int_0^{-ay} \frac{\sin u}{u} du \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz$, 当且仅当 $0 \leq \operatorname{sgn}(1) \int_0^{-ay} \frac{\sin u}{u} du \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz$; $\int_0^\infty \frac{\sin az}{z} dz = \operatorname{sgn}(a) \cdot \frac{\pi}{2}$ 当且仅当 $\int_0^{-\infty} \frac{\sin u}{u} du = \operatorname{sgn}(a) \cdot \frac{\pi}{2}$, 当且仅当 $\int_0^\infty \frac{\sin u}{u} du = \operatorname{sgn}(1) \cdot \frac{\pi}{2}$. 于是只要证 $a = 1$ 的情况即可.

1. 对变限积分 $\int_0^y \frac{\sin z}{z} dz$ 求导, 使它为 0: $(\int_0^y \frac{\sin z}{z} dz)' = \frac{\sin y}{y} = 0$, 计算极值点为 $\{n\pi\}$. 于是 $\int_0^y \frac{\sin z}{z} dz$ 的所有极值也是可能的最值为 $\int_0^{n\pi} \frac{\sin z}{z} dz$. 注意到

$$\int_0^{n\pi} \frac{\sin z}{z} dz = \sum_{k=1}^n \int_{(k-1)\pi}^{k\pi} \frac{\sin z}{z} dz$$

是一个首项为正, 绝对值递减的交错级数, 于是只有第一项为最大. 从而函数 $\int_0^y \frac{\sin z}{z} dz$ 的可能的极大值 $\int_0^{n\pi} \frac{\sin z}{z} dz \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz$. 并且求和项两两配对即得函数 $\int_0^y \frac{\sin z}{z} dz$ 的可能的极小值 $\int_0^{n\pi} \frac{\sin z}{z} dz$ 都恒正. 即有

$$0 \leq \int_0^y \frac{\sin z}{z} dz \leq \int_0^\pi \frac{\sin z}{z} dz.$$

2. 直接计算: 由 Fubini 定理,

$$\int_0^\infty \frac{\sin z}{z} dz = \int_0^\infty \sin z \left(\int_0^\infty e^{-uz} du \right) dz = \int_0^\infty \sin z \int_0^\infty e^{-uz} du dz = \int_0^\infty \int_0^\infty \sin z \cdot e^{-uz} dz du.$$

其中,

$$\begin{aligned} \int_0^\infty \sin z \cdot e^{-uz} dz &= -\frac{1}{u} \cdot \int_0^\infty \sin z d e^{-uz} = -\frac{1}{u} \cdot \sin z \cdot e^{-uz} \Big|_0^\infty + \frac{1}{u} \cdot \int_0^\infty \cos z \cdot e^{-uz} dz \\ &= -\frac{1}{u^2} \cdot \int_0^\infty \cos z d e^{-uz} = -\frac{1}{u^2} \cdot \cos z \cdot e^{-uz} \Big|_0^\infty - \frac{1}{u^2} \cdot \int_0^\infty \sin z \cdot e^{-uz} dz \\ &= \frac{1}{u^2} - \frac{1}{u^2} \int_0^\infty \sin z \cdot e^{-uz} dz. \end{aligned}$$

即 $\int_0^\infty \sin z \cdot e^{-uz} dz = \frac{1}{1+u^2}$. 从而

$$\int_0^\infty \frac{\sin z}{z} dz = \int_0^\infty \int_0^\infty \sin z \cdot e^{-uz} dz du = \int_0^\infty \left(\int_0^\infty \sin z \cdot e^{-uz} dz \right) du = \int_0^\infty \frac{1}{1+u^2} du = \arctan u \Big|_0^\infty = \frac{\pi}{2}.$$

□

定理 7.4 (逆转公式). 设 X 是一个随机变量, $\varphi_X(z)$ 是它的示性函数, $\Phi_X(x)$ 是它的分布函数, 设 $a < b$, 则

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-iaz} - e^{-ibz}}{iz} \varphi_X(z) dz = \Phi_X(b) - \Phi_X(a) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a) - \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = b).$$

注记 7.5. 逆转公式告诉我们, 如果两个随机变量示性函数相同, 则它们有相同的分布。

证明. 由 Fubini 定理与奇偶性, 记

$$\begin{aligned} I_T &= \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-iaz} - e^{-ibz}}{iz} \varphi_X(z) dz \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-iaz} - e^{-ibz}}{iz} \int_{\mathbb{R}} e^{izx} d\mu_X dz = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \int_{-T}^T \frac{e^{-i(x-a)z} - e^{-i(x-b)z}}{iz} dz d\mu_X \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} \int_{-T}^T \frac{\sin(x-a)z - \sin(x-b)z}{z} dz d\mu_X \\ &= \frac{1}{\pi} \int_{\mathbb{R}} \int_0^T \frac{\sin(x-a)z - \sin(x-b)z}{z} dz d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} \left(\frac{1}{\pi} \int_0^T \frac{\sin(x-a)z - \sin(x-b)z}{z} dz \right) d\mu_X \\ &= \mathbb{E} \left[\frac{1}{\pi} \int_0^T \frac{\sin(x-a)z - \sin(x-b)z}{z} dz \right]. \end{aligned}$$

记

$$H(T, x, a, b) = \frac{1}{\pi} \int_0^T \frac{\sin(x-a)z - \sin(x-b)z}{z} dz.$$

由 Dirichlet 积分 (引理 7.3),

$$\begin{aligned}
 \lim_{T \rightarrow \infty} H(T, x, a, b) &= \frac{1}{\pi} \cdot \int_0^\infty \frac{\sin(x-a)z - \sin(x-b)z}{z} \mathrm{d}z = \frac{1}{\pi} \cdot \left(\int_0^\infty \frac{\sin(x-a)z}{z} - \int_0^\infty \frac{\sin(x-b)z}{z} \mathrm{d}z \right) \\
 &= \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{2} \cdot (\operatorname{sgn}(x-a) - \operatorname{sgn}(x-b)) = \frac{1}{2} \cdot \left(\begin{cases} 1, & x > a; \\ 0, & x = a; \\ -1, & x < a \end{cases} - \begin{cases} 1, & x > b; \\ 0, & x = b; \\ -1, & x < b \end{cases} \right) \\
 &= \begin{cases} 0, & x < a; \\ \frac{1}{2}, & x = a; \\ 1, & a < x < b; \\ \frac{1}{2}, & x = b; \\ 0, & x > b. \end{cases}
 \end{aligned}$$

由控制收敛定理,

$$\begin{aligned}
 \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-iaz} - e^{-ibz}}{iz} \varphi_X(z) dz &= \lim_{T \rightarrow \infty} I_T = \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbb{E}[H(T, x, a, b)] \\
 &= \mathbb{E} \left[\lim_{T \rightarrow \infty} H(T, x, a, b) \right] = \mathbb{E} \left[\begin{cases} 0, & x < a; \\ \frac{1}{2}, & x = a; \\ 1, & a < x < b; \\ \frac{1}{2}, & x = b; \\ 0, & x > b. \end{cases} \right] \\
 &= 0 \cdot \mathbb{P}(x < a) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a) + 1 \cdot \mathbb{P}(a < X < b) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = b) + 0 \cdot \mathbb{P}(x > b) \\
 &= \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a) + \mathbb{P}(a < X < b) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = b) = \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a) + \mathbb{P}(a < X \leq b) - \mathbb{P}(X = b) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = b) \\
 &= \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a) + \mathbb{P}(a < X \leq b) - \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = b) \\
 &= \Phi_X(b) - \Phi_X(a) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a) - \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = b).
 \end{aligned}$$

□

命题 7.6 (性质 7.1 6 的反向). 若 X 是对称随机变量, 则 $\varphi_X(z)$ 是实值函数。

证明. 由于 X 是对称随机变量, 从而 $\varphi_X(z) = \varphi_{-X}(z)$. 又由性质 7.1 3, $\varphi_{-X}(z) = \overline{\varphi_X(z)}$. 综上,

$$\varphi_X(z) = \varphi_{-X}(z) = \overline{\varphi_X(z)}.$$

这就说明 $\varphi_X(z)$ 是实值函数。

□

定理 7.7. X 是一个随机变量。则 $\forall a \in \mathbb{R}$,

$$\mathbb{P}(X = a) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z) dz.$$

证明. 直接计算:

$$\frac{1}{2T} \int_{-T}^T e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z) dz = \frac{1}{2T} \int_{-T}^T \left(e^{-iaz} \cdot \int_{\mathbb{R}} e^{izx} d\mu_X \right) dz = \frac{1}{2T} \int_{\mathbb{R}} \left(\int_{-T}^T e^{iz(x-a)} dz \right) d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} g(x, T) d\mu_X.$$

其中, 记

$$g(x, T) = \frac{1}{2T} \int_{-T}^T e^{iz(x-a)} dz = \begin{cases} 1, & x = a; \\ \frac{1}{2T} \int_{-T}^T \cos z(x-a) dz, & x \neq a. \end{cases}$$

其中,

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left| \frac{1}{2T} \int_{-T}^T \cos z(x-a) dz \right| = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\left| \int_{-T}^T \cos z(x-a) dz \right|}{2T} \leq \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{2}{2T} = 0.$$

故

$$\lim_{T \rightarrow \infty} g(x, T) = \begin{cases} 1, & x = a; \\ 0, & x \neq a \end{cases} = \chi_{\{a\}}.$$

且关于 T 是一致有界的。由控制收敛定理,

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z) dz = \lim_{T \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} g(x, T) d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} \lim_{T \rightarrow \infty} g(x, T) d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} \chi_{\{a\}} d\mu_X = \mathbb{P}(X = a).$$

□

定理 7.8. 设 X 是一个随机变量。若 $\int_{\mathbb{R}} |\varphi_X(z)| dz < \infty$, 则 $\Phi_X(x)$ 是绝对连续的。此时, X 有密度函数 $f_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ixz} \cdot \varphi_X(z) dz$.

注记 7.9. 若 X 有密度函数 $f_X(x)$, 则 $\varphi_X(z) = \int_{\mathbb{R}} e^{izx} \cdot f_X(x) dx$. 从而 $f_X(x)$ 是 $\varphi_X(z)$ 的 Fourier 变换, $\varphi_X(z)$ 是 $f_X(x)$ 的 Fourier 逆变换。

证明. $\forall a \in \mathbb{R}$,

$$\left| \int_{-T}^T e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z) dz \right| \leq \int_{-T}^T |e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z)| dz = \int_{-T}^T |\varphi_X(z)| dz < \int_{\mathbb{R}} |\varphi_X(z)| dz.$$

这说明 $\int_{-T}^T e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z) dz$ 关于 T 一致有界, 记 M 是一个上界. 由定理 7.7,

$$\mathbb{P}(X = a) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z) dz \leq \lim_{T \rightarrow \infty} \left| \frac{1}{2T} \int_{-T}^T e^{-iaz} \cdot \varphi_X(z) dz \right| \leq \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{|M|}{2T} = 0.$$

从而

$$\lim_{x \rightarrow a^-} (\Phi_X(a) - \Phi_X(x)) = \lim_{x \rightarrow a^-} \mathbb{P}(X = a) = 0.$$

这说明 $\Phi_X(x)$ 是左连续的. 又由性质 3.10 3, $\Phi_X(x)$ 还是右连续的. 从而这就说明 $\Phi_X(x)$ 连续.

又 $\forall a, h \in \mathbb{R}$, 由逆转公式 (定理 7.4), 由于已证 $\Phi_X(x)$ 连续, 再由 Fubini 定理,

$$\begin{aligned} \Phi_X(a+h) - \Phi_X(a) &= \Phi_X(a+h) - \Phi_X(a) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a) - \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(X = a+h) \\ &= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-iaz} - e^{-i(a+h)z}}{iz} \varphi_X(z) dz = \int_{\mathbb{R}} \frac{e^{-iaz} - e^{-i(a+h)z}}{iz} \varphi_X(z) dz \\ &= \int_{\mathbb{R}} \left(\int_a^{a+h} e^{-ixz} dx \right) \cdot \varphi_X(z) dz \\ &= \int_a^{a+h} \left(\int_{\mathbb{R}} e^{-ixz} \cdot \varphi_X(z) dz \right) dx = \int_a^{a+h} f_X(x) dx. \end{aligned}$$

由控制收敛定理, $f_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ixz} \cdot \varphi_X(z) dz$ 是连续的. 由 a, h 的任意性, 这说明 $\Phi_X(z)$ 有连续的微分 $f_X(x)$, 这就说明 $\Phi_X(x)$ 是绝对连续的. \square

定理 7.10. 设 X_1, X_2, \dots 是随机变量序列, X 是一个随机变量. 若 $X_n \xrightarrow{d} X$, 则在 \mathbb{R} 上有 $\varphi_{X_n}(z) \Rightarrow \varphi_X(z)$.

证明. $\forall \varepsilon > 0, \exists A > 0$, 使得 $-A$ 与 A 都是 Φ_X 的连续点, 且 $\Phi_X(-A) = 1 - \Phi_X(A) < \varepsilon$. 此时有 $\Phi_{X_n}(-A) \rightarrow \Phi_X(-A), \Phi_{X_n}(A) \rightarrow \Phi_X(A)$. 于是 $\exists N > 0$, 使得 $\forall n \geq N$, 有 $\Phi_{X_n}(-A) = 1 - \Phi_{X_n}(A) \leq 2\varepsilon$. 此时, $\forall h$,

$$|\varphi_{X_n}(z+h) - \varphi_{X_n}(z)| = \left| \int_{\mathbb{R}} (e^{i(z+h)x} - e^{izx}) d\mu_{X_n} \right| \leq \int_{\mathbb{R}} |e^{i(z+h)x} - e^{izx}| d\mu_{X_n} = \int_{\mathbb{R}} |e^{ixh} - 1| d\mu_{X_n} = \int_{|z|>A} |e^{ixh} - 1| d\mu_{X_n} + \int_{|z|\leq A} |e^{ixh} - 1| d\mu_{X_n}$$

其中,

$$\int_{|z| \leq A} |e^{ixh} - 1| d\mu_{X_n} \leq \int_{|z| \leq A} \max_{|x| \leq A} |e^{ixh} - 1| d\mu_{X_n} = \mathbb{P}(|X_n| \leq A) \cdot \max_{|x| \leq A} |e^{ixh} - 1| \leq \max_{|x| \leq A} |e^{ixh} - 1|.$$

于是 $\lim_{h \rightarrow 0} \int_{|z| \leq A} |e^{ixh} - 1| d\mu_{X_n} \leq \lim_{h \rightarrow 0} \max_{|x| \leq A} |e^{ixh} - 1| = 0$, 且这个收敛与 z 无关。

$$\begin{aligned} \int_{|z| > A} |e^{ixh} - 1| d\mu_{X_n} &\leq \int_{|z| > A} (|e^{ixh}| + 1) d\mu_{X_n} = \int_{|z| > A} 2 d\mu_{X_n} \\ &= 2 \cdot \mathbb{P}(|X| > A) = 2 \cdot (\mathbb{P}(X > A) + \mathbb{P}(X < -A)) \\ &= 2 \cdot (1 - \Phi_X(A) + \Phi_X(-A)) \\ &\leq 2 \cdot (2\varepsilon + 2\varepsilon) = 8\varepsilon. \end{aligned}$$

综上, $\forall z \in \mathbb{R}, \forall n \geq N$,

$$\lim_{h \rightarrow 0} |\varphi_{X_n}(z+h) - \varphi_{X_n}(z)| \leq 8\varepsilon + \lim_{h \rightarrow 0} \max_{|x| \leq A} |e^{ixh} - 1| = 8\varepsilon + 0 = 8\varepsilon.$$

这说明 $\varphi_{X_n}(z)$ 在 \mathbb{R} 上等度连续。由定理 4.12, $\forall z \in \mathbb{R}$, 取 $f(x) = e^{izx}$, 有 $\varphi_{X_n}(z) = \mathbb{E}[f(X_n)] \rightarrow \mathbb{E}[f(X)] = \varphi_X(z)$. 这说明 $\varphi_{X_n}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi_X(z)$. 由 Arzela-Ascoli 引理, 点点收敛与等度连续就得到一致收敛: 在 \mathbb{R} 上有 $\varphi_{X_n}(z) \Rightarrow \varphi_X(z)$. \square

定理 7.11 (Lévy 连续性定理). X_1, X_2, \dots 是随机变量序列, 若有某个函数 $\varphi(z)$, 使得 $\varphi_{X_n}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi(z)$, 且 $\varphi(z)$ 在 0 处连续。则存在随机变量 X , 使得 $\varphi_X(z) = \varphi(z)$, 且 $X_n(z) \xrightarrow{d} X$.

证明. 证明需要用到两个引理:

引理 7.12 (Helly 选择定理). 对任意一族分布函数序列 $\{F_n(x)\}$, 一定存在子列 $\{F_{n_k}(x)\}$ 和一个右连续的单调递增函数 $F(x)$, 使得在 $F(x)$ 的每个连续点 x_0 上有 $\lim_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x_0) = F(x_0)$.

证明. 由于 \mathbb{Q} 是可数的, 可记 $\mathbb{Q} = \{x_1, x_2, \dots\}$.

对 x_1 , 由于 $0 \leq F_n(x_1) \leq 1$ 有界, 从而有子列 $N_1 \subset \mathbb{N}$, 使得 $\{F_n(x_1)\}_{n \in N_1}$ 收敛;

对 x_2 , 取 $\{F_n(x_2)\}_{n \in N_1}$ 的子列 $N_2 \subset N_1$, 使得 $\{F_n(x_2)\}_{n \in N_2}$ 收敛;

...

令 $N = \bigcap_{k=1}^{\infty} N_k$, 于是子列 $\{F_n\}_{n \in N}$ 在每个有理点处收敛。记 $\{F_n\}_{n \in N} = \{F_{n_k}\}_{k=1}^{\infty}$. 对任意有理点 x , 记 $F_{n_k}(x) \rightarrow F(x)$.

由分布函数的单调性, 任意有理数 $x_i < x_j$, $F(x_i) = \lim_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x_i) \leq \lim_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(x_j) = F(x_j)$. 于是我们可以将 \mathbb{Q} 上的函数 F 延拓成一个 \mathbb{R} 上的右连续的单调递增函数, 仍记为 F .

对任意 F 的连续点 x_0 , $\forall \varepsilon > 0$, 可以找到有理数 $r_1 < x_0 < r_2$, 使得

$$F(x_0) - \varepsilon \leq F(r_1) \leq F(r_2) \leq F(x_0) + \varepsilon.$$

又 $F_{n_k}(r_1) \rightarrow F(r_1)$, $F_{n_k}(r_2) \rightarrow F(r_2)$, 从而存在 $K > 0$, 使得 $\forall k \geq K$, 有 $F_{n_k}(x_0) \geq F_{n_k}(r_1) \geq F(r_1) - \varepsilon$, $F_{n_k}(x_0) \leq F_{n_k}(r_2) \leq F(r_2) + \varepsilon$. 综上, 此时

$$F_{n_k}(x_0) - F(x_0) = F_{n_k}(x_0) - F(r_2) + F(r_2) - F(x_0) = (F_{n_k}(x_0) - F(r_2)) + (F(r_2) - F(x_0)) \leq \varepsilon + \varepsilon = 2\varepsilon.$$

$$F_{n_k}(x_0) - F(x_0) = F_{n_k}(x_0) - F(r_1) + F(r_1) - F(x_0) = (F_{n_k}(x_0) - F(r_1)) + (F(r_1) - F(x_0)) \geq (-\varepsilon) + (-\varepsilon) = -2\varepsilon.$$

这说明 $|F_{n_k}(x_0) - F(x_0)| \leq 2\varepsilon$. 即子列 $\{F_{n_k}(x)\}$ 在任意 $F(x)$ 的连续点 x_0 处都有 $F_{n_k}(x_0) \rightarrow F(x_0)$. □

注记 7.13. 此时, $F(x)$ 不一定是一个分布函数。例如

$$F_n(x) = \frac{1}{2} \cdot \chi_{[-n, \infty)}(x) + \frac{1}{2} \cdot \chi_{[n, \infty)} \rightarrow \frac{1}{2}.$$

我们想让 F 也是一个分布函数。这要对 $\{F_n(x)\}$ 附加条件:

定义 7.14. 称分布函数序列 $\{F_n(x)\}$ 是紧凑 (tight) 的, 若 $\forall \varepsilon > 0$, $\exists A, N > 0$, 使得 $\forall n \geq N$, 有

$$F_n(-A) + (1 - F_n(A)) \leq \varepsilon.$$

若 $\{F_n(x)\}$ 是紧致的, 则 $F_{n_k}(-A) + (1 - F_{n_k}(A)) \leq \varepsilon$ 就蕴含了 $F(-A) + (1 - F(A)) \leq \lim_{k \rightarrow \infty} (F_{n_k}(-A) + (1 - F_{n_k}(A))) \leq \varepsilon$. 由 ε 的任意性, 就有 $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$. 否则, $\forall A > 0$,

$$F(-A) + (1 - F(A)) \geq F(-\infty) + (1 - F(\infty)) \neq 0.$$

除非 $F(-\infty) = F(\infty) = \frac{1}{2}$. 而这由 F 单调递增可以得到 $F \equiv \frac{1}{2}$. 从而 $F_{n_k} \rightarrow \frac{1}{2}$. 这与 $\{F_n(x)\}$ 是紧致的矛盾. 于是取 $\varepsilon_0 < F(-\infty) + (1 - F(\infty))$, 则 $\forall A > 0$,

$$F(-A) + (1 - F(A)) \geq F(-\infty) + (1 - F(\infty)) > \varepsilon_0.$$

就得到了矛盾. 从而由定理 3.11, $F(x)$ 是一个分布函数.

引理 7.15. 设 $\varphi_X(z)$ 是随机变量 X 的示性函数. 则 $\forall h > 0$, 有

$$\Phi_X\left(-\frac{2}{h}\right) + \left(1 - \Phi_X\left(\frac{2}{h}\right)\right) = \mathbb{P}\left(|X| \geq \frac{2}{h}\right) \leq \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} (1 - \varphi_X(z)) \, dz.$$

证明. 由 Fubini 定理,

$$\begin{aligned} \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} (1 - \varphi_X(z)) \, dz &= \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} \int_{\mathbb{R}} (1 - e^{izx}) \, d\mu_X \, dz \\ &= \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{h} \cdot \int_{-h}^h (1 - e^{izx}) \, dz \, d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{h} \cdot \int_{-h}^h (1 - \cos zx) \, dz \, d\mu_X = 2 \cdot \int_{\mathbb{R}} \left(1 - \frac{\sin hx}{hx}\right) \, d\mu_X. \end{aligned}$$

又 $|u| \geq 2$ 时, $1 - \frac{\sin u}{u} \geq 1 - \left|\frac{\sin u}{u}\right| = 1 - \frac{|\sin u|}{|u|} \geq 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$. 从而

$$\begin{aligned} \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} (1 - \varphi_X(z)) \, dz &= 2 \cdot \int_{\mathbb{R}} \left(1 - \frac{\sin hx}{hx}\right) \, d\mu_X \\ &\geq 2 \cdot \int_{|x| \geq \frac{2}{h}} \left(1 - \frac{\sin hx}{hx}\right) \, d\mu_X \\ &\geq 2 \cdot \int_{|x| \geq \frac{2}{h}} \frac{1}{2} \, d\mu_X = \int_{|x| \geq \frac{2}{h}} d\mu_X = \mathbb{P}\left(|X| \geq \frac{2}{h}\right) = \Phi_X\left(-\frac{2}{h}\right) + \left(1 - \Phi_X\left(\frac{2}{h}\right)\right). \end{aligned}$$

□

下面我们回到 Lévy 连续性定理的证明：先证明 φ 也是某个随机变量的示性函数。

首先证明 $\{\Phi_{X_n}(x)\}$ 是紧致的。 $\forall \varepsilon > 0$,

$$\frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} (1 - \varphi_{X_n}(z)) \, dz \leq \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |(1 - \varphi(z)) + (\varphi(z) - \varphi_{X_n}(z))| \, dz \leq \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |1 - \varphi(z)| \, dz + \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |\varphi_{X_n}(z) - \varphi(z)| \, dz.$$

由于 $\varphi_{X_n}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi_X(z)$, 于是 $\varphi(0) = \lim_{n \rightarrow \infty} \varphi_{X_n}(0) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[e^{i0X_n}] = 1$. 且 $\varphi(z)$ 在 0 处连续, 从而存在 $h > 0$, 使得 $\forall |z| \leq h$, 有 $|1 - \varphi(z)| = |\varphi(0) - \varphi(z)| \leq \varepsilon$. 从而此时

$$\frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |1 - \varphi(z)| \, dz \leq \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} \varepsilon \, dz = \frac{1}{h} \cdot 2h \cdot \varepsilon = 2\varepsilon.$$

由于 $\varphi_{X_n}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi_X(z)$, 且示性函数在 $|z| \leq h$ 时有界, 由控制收敛定理, $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |\varphi_{X_n}(z) - \varphi(z)| \, dz \rightarrow 0$. 从而存在 $N > 0$, 使得 $\forall n \geq N$, 有 $\frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |\varphi_{X_n}(z) - \varphi(z)| \, dz \leq \varepsilon$. 由引理 7.15,

$$\Phi_{X_n} \left(-\frac{2}{h} \right) + \left(1 - \Phi_{X_n} \left(\frac{2}{h} \right) \right) \leq \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} (1 - \varphi_{X_n}(z)) \, dz \leq \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |1 - \varphi(z)| \, dz + \frac{1}{h} \cdot \int_{|z| \leq h} |\varphi_{X_n}(z) - \varphi(z)| \, dz \leq 2\varepsilon + \varepsilon = 3\varepsilon.$$

取 $A = \frac{2}{h}$, 于是 $\forall \varepsilon > 0$, 我们找到了 $A, N > 0$, 使得 $\forall n \geq N$, 都有

$$\Phi_{X_n}(-A) + (1 - \Phi_{X_n}(A)) = \Phi_{X_n} \left(-\frac{2}{h} \right) + \left(1 - \Phi_{X_n} \left(\frac{2}{h} \right) \right) \leq 3\varepsilon.$$

即 $\{\Phi_{X_n}(x)\}$ 是紧致的 (定义 7.14)。

由 Helly 选择定理 (引理 7.12), 存在 $\{\Phi_{X_n}(x)\}$ 的子列 $\{\Phi_{X_{n_k}}(x)\}$ 与某个随机变量 X , 使得在 $\Phi_X(x)$ 的连续点处, 都有 $\{\Phi_{X_{n_k}}(x)\}$ 收敛到 $\Phi_X(x)$. 由于示性函数只与分布有关, 所以这蕴含了 $\varphi_{X_{n_k}}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi_X(z)$. 而 $\varphi_{X_n}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi(z)$ 说明 $\varphi_{X_{n_k}}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi(z)$. 从而 $\varphi_X(z) = \varphi(z)$.

只剩下证 $X_n \xrightarrow{d} X$. 在实分析中我们知道, $X_n \xrightarrow{d} X$ 当且仅当 $\{X_n\}$ 的任意子列都有子列依分布收敛到 X . 于是任意 $\{X_n\}$ 的子列 $\{X_{n_k}\}$, 它仍是紧致的, 由 Helly 选择定理 (引理 7.12), 存在 $\{\Phi_{X_{n_k}}(x)\}$ 的子列 $\{\Phi_{X_{n_{k_i}}}(x)\}$ 与某个随机变量 Y , 使得在 $\Phi_Y(x)$ 的连续点处, 都有 $\{\Phi_{X_{n_{k_i}}}(x)\}$ 收敛到 $\Phi_Y(x)$, 即 $X_{n_{k_i}} \xrightarrow{d} Y$. 由于示性函数只与分布有关, 所以这蕴含了 $\varphi_{X_{n_{k_i}}}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi_Y(z)$. 而 $\varphi_{X_n}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi(z)$ 说明 $\varphi_{X_{n_{k_i}}}(z) \xrightarrow{p.w.} \varphi(z) = \varphi_X(z)$. 从而 $\varphi_Y(z) = \varphi(z) = \varphi_X(z)$. 而逆转公式 (定理 7.4) 告诉我们, 随机变量的示性函数也决定了分布 (注记 7.5), 这说明 $Y \stackrel{d}{=} X$. 从而 $X_{n_{k_i}} \xrightarrow{d} Y \stackrel{d}{=} X$, 即 $X_{n_{k_i}} \xrightarrow{d} X$. 由本段开始的等价命题的断言, 这就证明了 $X_n \xrightarrow{d} X$. \square

定理 7.16 (中心极限定理). 设 X_1, X_2, \dots 是一列独立同分布的随机变量。 $\mathbb{E}[X_i] = \mu$, $\sigma^2(X_i) = \sigma^2$. 令 $S_n = \frac{1}{\sigma\sqrt{n}} (\sum_{i=1}^n X_i - n\mu)$. 则 $S_n \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, 1)$.

证明. 通过平移, 不妨设 $\mu = 0, \sigma^2 = 1$, 否则用 $\frac{X_i - \mu}{\sigma}$ 代替 X_i . 此时, $S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n X_i$. 不妨记 X_1, X_2, \dots 同分布于 X .

计算 S_n 的示性函数. 由性质 7.1 5,

$$\varphi_{S_n}(z) = \prod_{i=1}^n \varphi_{\frac{X_i}{\sqrt{n}}}(z) = \left(\varphi_{\frac{X}{\sqrt{n}}}(z) \right)^n.$$

由 Laurent 展开,

$$e^{ix} = 1 + ix + \frac{i^2 x^2}{2!} + \dots = 1 + ix - \frac{x^2}{2} + R(x).$$

其中, $R(x)$ 是余项, 满足 $|R(x)| \leq \min \left\{ \frac{|x|^3}{6}, |x|^2 \right\}$. (习题)

$$\varphi_{\frac{X}{\sqrt{n}}}(z) = \int_{\mathbb{R}} e^{iz \frac{X}{\sqrt{n}}} d\mu_X = \int_{\mathbb{R}} \left(1 + i \frac{zx}{\sqrt{n}} - \frac{z^2 x^2}{2n} + R\left(\frac{zx}{\sqrt{n}}\right) \right) d\mu_X.$$

其中, $\int_{\mathbb{R}} 1 d\mu_X = 1$, $\int_{\mathbb{R}} x d\mu_X = 0$, $\int_{\mathbb{R}} x^2 d\mu_X = \sigma^2(X) + \mathbb{E}[X] = 1 + 0 = 1$. 从而,

$$\varphi_{\frac{X}{\sqrt{n}}}(z) = 1 - \frac{z^2}{2n} + \int_{\mathbb{R}} R\left(\frac{zx}{\sqrt{n}}\right) d\mu_X.$$

我们来估计最后一项积分。 $\forall \varepsilon > 0, \exists A > 0$, 使得 $\int_{|X| \geq A} x^2 d\mu_X \leq \varepsilon$. 记 $r_n = 2n \int_{\mathbb{R}} R\left(\frac{zx}{\sqrt{n}}\right) d\mu_X$.

$$\begin{aligned} r_n &= 2n \int_{\mathbb{R}} R\left(\frac{zx}{\sqrt{n}}\right) d\mu_X = 2n \left(\int_{|X| < A} R\left(\frac{zx}{\sqrt{n}}\right) d\mu_X + \int_{|X| \geq A} R\left(\frac{zx}{\sqrt{n}}\right) d\mu_X \right) \\ &\leq 2n \int_{|X| < A} \frac{|z|^3 \cdot |x|^3}{6n\sqrt{n}} d\mu_X + 2n \int_{|X| \geq A} \frac{z^2 x^2}{n} d\mu_X \\ &\leq 2n \int_{|X| < A} \frac{|z|^3 \cdot A^3}{6n\sqrt{n}} d\mu_X + 2n \int_{|X| \geq A} \frac{z^2 x^2}{n} d\mu_X = 2n \cdot \frac{|z|^3 \cdot A^3}{6n\sqrt{n}} \cdot \int_{|X| < A} d\mu_X + 2n \cdot \frac{z^2}{n} \cdot \int_{|X| \geq A} x^2 d\mu_X \\ &\leq \frac{|z|^3 \cdot A^3}{3\sqrt{n}} \cdot 1 + 2z^2 \varepsilon. \end{aligned}$$

对固定的 $z \in \mathbb{R}$, $\limsup_{n \rightarrow \infty} |r_n| \leq 2z^2\varepsilon$. 由 ε 的任意性, $\lim_{n \rightarrow \infty} |r_n| = 0$. 从而由 $e^x = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 + \frac{x}{n})^n$, 从而

$$\left(\varphi_{\frac{X}{\sqrt{n}}}(z)\right)^n = \left(1 + \frac{-z^2 + r_n}{2n}\right)^n \rightarrow e^{\frac{1}{2}(-z^2 + \lim_{n \rightarrow \infty} r_n)} = e^{-\frac{1}{2}z^2}.$$

即 $\varphi_{S_n}(z) \xrightarrow{p.w.} e^{-\frac{1}{2}z^2}$. 由 Lévy 连续性定理 (定理 7.11), 存在随机变量 Y , 使得 $\varphi_Y(z) = e^{-\frac{1}{2}z^2}$, 且 $S_n \xrightarrow{d} Y$. 由于示性函数决定了分布函数 (注记 7.5), 于是 $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$ 服从标准正态分布。这就证明了 S_n 依分布收敛于一个标准正态分布 $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$. \square

8 随机过程

定义 8.1. 固定概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$. 参数集 $T \subset [0, +\infty)$. $\forall t \in T$, 有一个随机变量 X_t . $\{X_t | t \in T\}$ 称为一个随即过程。若 $T = \mathbb{N}$, 则称其为一个离散过程; 否则称为连续过程。

定义 8.2. 对离散过程 $X_1, X_2, \dots, \forall \omega \in \Omega$, 称 $X_1(\omega), X_2(\omega), \dots$ 是一个样本轨道。记 $S_n = X_1 + \dots + X_n$. 则 S_1, S_2, \dots 也是一个离散过程, 称为一个随机游动。

例 8.3. $\Omega = \{-1, 1\}^{\mathbb{N}}$. 取 $\omega = (1, 1, -1, -1, 1, \dots)$. 则 $S_1(\omega) = 1, S_2(\omega) = 2, S_3(\omega) = 1, \dots$. 可以问: 样本轨道是否无限次接近 0? 是否无限次接近无穷?

定义 8.4. 由于 X_t 给出了 \mathbb{R} 上的测度 $\mu_{X_t} = \mu_t$. 于是我们不妨在概率空间 $(\mathbb{R}, \mu_t, \mathbb{P}_t), t \in T$ 上考虑问题。即 $\Omega = \mathbb{R}^T = \{\lambda : T \rightarrow \mathbb{R}\}, \forall t \in T, \mathbb{P}_t : \Omega \rightarrow \mathbb{R}, \mathbb{P}_t(\lambda) = \lambda(t)$.

定义 8.5. 可以在有限个时间上做: 设 $t_1, \dots, t_n \in T$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n} : \Omega &\rightarrow \mathbb{R}^n \\ \lambda &\mapsto (\lambda(t_1), \dots, \lambda(t_n)). \end{aligned}$$

取长方体 $\prod_{i=1}^n (a_i, b_i] \subset \mathbb{R}^n, \mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}(\prod_{i=1}^n (a_i, b_i]) \subset \Omega$ 称为 Ω 中的长方体。

性质 8.6. 1. 长方体的交还是长方体。从而 Ω 上的所有长方体构成了一个 π -系。

2. 所有有限个长方体的并集的集合构成一个 Boole-代数 \mathcal{A} . 在 \mathcal{A} 上定义测度 m :

$$m\left(\mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}\left(\prod_{i=1}^n (a_i, b_i]\right)\right) = \prod_{i=1}^n \mu_{t_i}((a_i, b_i]).$$

证明. 1. 是容易的, 只证 2. Boole-代数上的测度 m 要满足三个条件:

(a) $m(A) \geq 0$.

(b) 若 $A \cap B = \emptyset$, 则 $m(A \cup B) = m(A) + m(B)$.

(c) 若 $A_n \searrow \emptyset$, 则 $m(A_n) \rightarrow 0$.

前两条只涉及有限维, 容易验证. 只证 (c). 同样地, 每个 A_n 只涉及有限个 $t \in T$, 于是全部 A_n 只涉及可数个 $t \in T$. 于是不妨设 $T = \mathbb{N}$. 记 $\Omega = \mathbb{R}^{\mathbb{N}}$, 设 \mathcal{F}_n 是 \mathbb{R}^n 上所有长方体 $\prod_{i=1}^n (a_i, b_i]$ 生成的 Boole-代数, 则 $\{\mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}(A^*) \mid A^* \in \mathcal{F}_n\} = \mathcal{A}_n \subset \mathcal{A}$ 是所有 $\mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}(\prod_{i=1}^n (a_i, b_i])$ 生成的 Boole-代数, 有 $\mathcal{A}_1 \subset \mathcal{A}_2 \subset \dots$.

用反证法: 若否, 设 $m(A_n) \rightarrow 2\delta > 0$. 可以看出, 重复插入一些 A_n , 可以假设 $A_n = \mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}(A_n^*) \in \mathcal{A}_n$, $A_n^* \in \mathcal{F}_n$. $\forall n$, 存在 $B_n^* \in \mathcal{F}_n$, 使得它的闭包 $\text{cl}(B_n^*) \subset A_n^*$ 是紧集, 且 $m(A_n^* - B_n^*) \leq \frac{\delta}{2^n}$, 从而 $m(A_n - \mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}(B_n^*)) \leq \frac{\delta}{2^n}$.

记 $B_n = \mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}(B_n^*)$. 令 $C_n = \bigcap_{i=1}^n B_i$. 从而有 $C_n = \mathbb{P}_{t_1, \dots, t_n}^{-1}(C_n^*)$, 其中 $C_n^* = \bigcap_{i=1}^n (B_i^* \times \mathbb{R}^{n-i}) \subset B_n^*$. 则 $\text{cl}(C_n^*) \subset \text{cl}(C_n^*) \subset A_n^*$ 是紧的, 从而 $\text{cl}(C_n) \subset A_n$, 从而 $\text{cl}(C_n) \searrow \emptyset$. 注意到有 $A_n - C_n \subset \bigcup_{i=1}^n (A_i - B_i)$, 于是有

$$m(A_n - C_n) \leq m\left(\bigcup_{i=1}^n (A_i - B_i)\right) \leq \sum_{i=1}^n m(A_i - B_i) \leq \sum_{i=1}^n \frac{\delta}{2^n} < \delta.$$

从而 $m(A_n) - m(C_n) \leq m(A_n - C_n) \leq \delta$, 从而 $m(C_n) \geq m(A_n) - \delta \geq 2\delta - \delta = \delta > 0$. 这说明 $\text{cl}(C_n)$ 非空.

这允许我们对任意 n , 取 $\lambda_n : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{R} \in C_n$. 有 $\lambda_n(1) \in C_n^* \subset C_1^* \subset \text{cl}(C_1^*)$. 由于 $\text{cl}(C_1^*)$ 是紧集, 于是 $\{\lambda_n(1)\}$ 有一个收敛子列 $\lambda_{n_j}(1) \rightarrow \theta(1) \in \text{cl}(C_1^*)$. 记 $\{\lambda_j^2\} = \{\lambda_{n_j}\}$. 同理有 $\{\lambda_n^2(1), \lambda_n^2(2)\} \in C_2^*$ 是一个紧集, 从而有收敛子列, 设这个收敛子列收敛到 $(\theta(1), \theta(2)) \in \text{cl}(C_2^*)$. 重复这个操作, 由对角线法则, 取对角线子列记为 $\{\lambda_{n_k}\}$, 就得到了事件 $\theta : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{R} \in \mathbb{R}^{\mathbb{N}}$, 使得 $\forall t \in \mathbb{N}$, $\lambda_{n_k}(t) \rightarrow \theta(t)$. 从而 $\forall n$, 有 $\mathbb{P}_{1, \dots, n}(\theta) = (\theta(1), \dots, \theta(n)) \leftarrow (\lambda_{n_k}(1), \dots, \lambda_{n_k}(n)) \in \text{cl}(C_n^*)$, 由于 $\text{cl}(C_n^*)$ 是紧集, 从而 $\mathbb{P}_{1, \dots, n}(\theta) \in \text{cl}(C_n^*)$, 从而 $\theta \in \text{cl}(C_n)$. 从而 $\theta \in \bigcap_{n=1}^{\infty} \text{cl}(C_n)$. 这说明 $C_n \searrow \bigcap_{n=1}^{\infty} \text{cl}(C_n) \neq \emptyset$, 就与 $C_n \searrow \emptyset$ 矛盾. \square

定理 8.7 (Carathéodory 扩张). (\mathcal{A}, m) 可以扩张到 $(\sigma(\mathcal{A}), m^*)$.

定义 8.8. 由定理 8.7, 我们得到了概率空间 $(\mathbb{R}^T, \sigma(\mathcal{A}), m^*)$. 此时 X_t 可以看成这个概率空间上的随机变量.

定义 8.9. 有时我们不必要有 $X_t : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$, 可以把 \mathbb{R} 换成任意一个度量空间 S , 比如 \mathbb{R}^d . 此时 X_t 称为一个广义随机变量.

定义 8.10. 同理定理 2.20 中的定义, 设 X_1, X_2, \dots 是一列独立的随机变量序列, 定义

$$\mathcal{T} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots),$$

称为尾事件代数, 其中的事件称为尾事件。

我们有类似的 Kolmogorov 0-1 律:

定理 8.11. $\forall A \in \mathcal{T}, \mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$.

它有缺陷:

例 8.12. 设 $\Omega = \{1, -1\}^{\mathbb{N}}$, X_1, X_2, \dots 是一列独立的随机变量序列, $\mathbb{P}(X_n = 1) = p$, $\mathbb{P}(X_n = -1) = 1 - p$. 记 $S_n = X_1 + \dots + X_n$. 则 $A = \{\omega \mid \text{有无穷多个 } n, \text{ 使得 } S_n(\omega) \neq 0\}$ 不是一个尾事件, 但我们也想得到 $\mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$.

定义 8.13. 设 $S = \mathbb{R}^d$, $\Omega = S^{\mathbb{N}}$, X_1, X_2, \dots 是一列独立同分布的取值在 S 中的随机变量序列。设 $\pi: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ 是一个置换, 称它是有限置换, 若只有有限多个 $i \in \mathbb{N}$, 使得 $\pi(i) \neq i$. 有限置换 π 诱导了两个映射

$$\begin{aligned} \pi: \Omega &\rightarrow \Omega \\ \omega = (\omega_1, \omega_2, \dots) &\mapsto \omega \circ \pi = (\omega_{\pi(1)}, \omega_{\pi(2)}, \dots) \end{aligned}$$

与

$$\begin{aligned} \pi^{-1}: \mathcal{F} &\rightarrow \mathcal{F} \\ A &\mapsto \{\omega \circ \pi^{-1} \mid \omega \in A\}. \end{aligned}$$

称一个事件 $A \in \mathcal{F}$ 是可置换的, 若对任意有限置换 $\pi: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$, 有 $\pi^{-1}(A) = A$.

例 8.14. $A = \{\omega \mid \text{有无穷多个 } n, \text{ 使得 } S_n(\omega) \neq 0\}$ 是一个可置换事件。对任意有限置换 π , $\omega \in A$ 当且仅当 $\omega \circ \pi \in A$.

注记 8.15. 尾事件一定是可置换事件。

定理 8.16 (Hewitt-Savage 0-1 律). 设 X_1, X_2, \dots 是一列独立同分布的取值在 $S = \mathbb{R}^d$ 中的随机变量序列, $\Omega = S^{\mathbb{N}}$, \mathcal{F} 是 Ω 上的 σ -代数. 若 $A \in \mathcal{F}$ 是可置换事件, 则 $\mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$.

证明. 同理 Kolmogorov 0-1 律 (定理 2.20) 的证明, 我们将证明 $\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A)^2$.

$\forall \varepsilon > 0$, 可以取一列 $\{A_i\} \subset \bigcup_{n=1}^{\infty} \mathcal{F}_n$, 使得 $A \subset \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i$, 且满足 $\mathbb{P}(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i - A) \leq \varepsilon$, 其中 $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$. 记 $E = \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i$, 有 $\mathbb{P}(E) = \mathbb{P}((E - A) \sqcup A) \leq \mathbb{P}(E - A) + \mathbb{P}(A) \leq \varepsilon + \mathbb{P}(A)$. 并且可以取充分大的 k , 使得对事件 $B = \bigcup_{i=1}^k A_i \in \mathcal{F}_n$, 有 $\mathbb{P}(E - B) \leq \varepsilon$. 此时, 有

$$\mathbb{P}(B - A) \leq \mathbb{P}(E - A) \leq \varepsilon, \quad \mathbb{P}(A - B) \leq \mathbb{P}(E - B) \leq \varepsilon.$$

从而

$$\mathbb{P}(B \triangle A) = \mathbb{P}((B - A) \cup (A - B)) \leq \mathbb{P}(B - A) + \mathbb{P}(A - B) \leq \varepsilon + \varepsilon = 2\varepsilon.$$

这说明我们可以找到一个事件序列 $\{B_n\}$, $B_n \in \mathcal{F}_n$, 使得 $\mathbb{P}(B_n \triangle A) \rightarrow 0$. 又由于

$$|\mathbb{P}(B_n) - \mathbb{P}(A)| \leq \mathbb{P}(B_n - A) \leq \mathbb{P}(B_n \triangle A) \leq 2\varepsilon,$$

从而此时也有 $\mathbb{P}(B_n) \rightarrow \mathbb{P}(A)$.

构造一个有限置换

$$\pi = \begin{pmatrix} 1 & 2 & \cdots & n & n+1 & \cdots & 2n & 2n+1 & 2n+2 & \cdots \\ n+1 & n+2 & \cdots & 2n & 1 & \cdots & n & 2n+1 & 2n+2 & \cdots \end{pmatrix}.$$

记 $B'_n = \pi(B_n)$, 则 B_n 与 B'_n 相互独立. 并且我们还注意到, 由于 A 是可置换事件, 有 $\pi(B_n \triangle A) = \pi(B_n) \triangle \pi(A) = B'_n \triangle A$. 由于 π 保持概率测度不变, 从而也有 $\mathbb{P}(B'_n \triangle A) = \mathbb{P}(\pi(B_n \triangle A)) = \mathbb{P}(B_n \triangle A) \rightarrow 0$. 同理由 $|\mathbb{P}(B'_n) - \mathbb{P}(A)| \leq \mathbb{P}(B'_n \triangle A)$, 有 $\mathbb{P}(B'_n) \rightarrow \mathbb{P}(A)$.

最后, 注意到

$$\begin{aligned} |\mathbb{P}(B_n) - \mathbb{P}(B_n \cap B'_n)| &= \mathbb{P}(B_n - B'_n) \leq \mathbb{P}(B_n \triangle B'_n) \\ &= \mathbb{P}((B_n \triangle A) \triangle (B'_n \triangle A)) = \mathbb{P}([(B_n \triangle A) - (B'_n \triangle A)] \cup [(B'_n \triangle A) - (B_n \triangle A)]) \\ &\leq \mathbb{P}((B_n \triangle A) - (B'_n \triangle A)) + \mathbb{P}((B'_n \triangle A) - (B_n \triangle A)) \\ &\leq \mathbb{P}(B_n \triangle A) + \mathbb{P}(B'_n \triangle A) \rightarrow 0. \end{aligned}$$

从而 $\mathbb{P}(B_n \cap B'_n) \rightarrow \mathbb{P}(B_n)$. 从而由 B_n 与 B'_n 相互独立, 就有

$$\mathbb{P}(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n \cap B'_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n) \mathbb{P}(B'_n) = \mathbb{P}(A)^2.$$

这就说明 $\mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$. □

定理 8.17 (\mathbb{R}^1 上的随机游动). 设 X_1, X_2, \dots 是取值于 \mathbb{R}^1 的独立同分布的随机变量, 记 $S_n = x_1 + \dots + X_n$, 即 $\{S_n\}$ 是 \mathbb{R} 上的随机游动。则以下事件中恰有一个概率为 1:

(1) $S_n \xrightarrow{a.e.} 0$.

(2) $S_n \xrightarrow{a.e.} \infty$.

(3) $S_n \xrightarrow{a.e.} -\infty$.

(4) $-\infty = \liminf_{n \rightarrow \infty} S_n < \limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty$.

证明. 注意到 $\forall c \in [-\infty, +\infty]$, $\{\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n \geq c\}$ 与 $\{\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n \leq c\}$ 都是可置换事件, 从而 $\{\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = c\} = \{\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n \geq c\} \cap \{\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n \leq c\}$ 也是可置换事件。于是若 $c \in (-\infty, +\infty)$, 使得 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = c) = 1$, 注意到 $S'_n = S_{n+1} - X_1$ 与 S_n 同分布, 从而 $\limsup_{n \rightarrow \infty} S'_n \stackrel{a.e.}{=} c$, $\limsup_{n \rightarrow \infty} (X_1 + S'_n) \stackrel{a.e.}{=} c$. 从而 $\limsup_{n \rightarrow \infty} X_1 \stackrel{a.e.}{=} 0$. 同理, 将 $= c$ 改为 $\geq c, \leq c$, 将 \limsup 改为 \liminf 也都成立。这就说明 $X_1 \stackrel{a.e.}{=} 0$. 从而 $S_n \stackrel{a.e.}{=} 0$. 这就是 (1).

剩下的就是 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$ 或 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty) = 1$ 以及 $\mathbb{P}(\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$ 或 $\mathbb{P}(\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty) = 1$ 的情况。

- 若 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$ 且 $\mathbb{P}(\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$. 从而 $\mathbb{P}(\lim_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$, 这就是 (2).
- 若 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$ 且 $\mathbb{P}(\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty) = 1$. 这就是 (4).
- 若 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty) = 1$ 且 $\mathbb{P}(\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$, 此时有 $\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n > \limsup_{n \rightarrow \infty} S_n$, 这不可能。
- 若 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow -\infty} S_n = \infty) = 1$ 且 $\mathbb{P}(\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty) = 1$ 从而 $\mathbb{P}(\lim_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty) = 1$, 这就是 (3).

□

例 8.18 (简单随机游动). 设 X_1, X_2, \dots 是取值于 \mathbb{R}^1 的独立同分布的随机变量, $\mathbb{P}(X_1 = 1) = p, \mathbb{P}(X_1 = -1) = 1 - p$. 记 $S_n = x_1 + \dots + X_n$, 即 $\{S_n\}$ 是 \mathbb{R} 上的随机游动。

- 若 $p = \frac{1}{2}$, 则称为对称随机游动。
- 若 $p \neq \frac{1}{2}$, 则称为非对称随机游动。

此时定理 8.17 中的 (1) 此时不可能发生。

- 若 $p < \frac{1}{2}$. 设 $u > 0$ 是一个待定参数。由 Markov 不等式 (定理 5.1) 与 X_i 之间的独立性,

$$\mathbb{P}(S_n \geq 0) = \mathbb{P}(e^{uS_n} \geq 1) \leq \mathbb{E}[e^{uS_n}] = \mathbb{E}[e^{uX_1}]^n = (pe^u + (1-p)e^{-u})^n.$$

取 $u > 0$ 使得 $pe^u + (1-p)e^{-u}$ 取到最小, 此时有 $e^u = \sqrt{\frac{1-p}{p}} > 1$. 于是

$$\mathbb{P}(S_n \geq 0) \leq \left(2\sqrt{p(q-p)}\right)^n.$$

由于 $p < \frac{1}{2}$, 于是 $2\sqrt{p(q-p)} < 2\sqrt{\frac{1}{4}} = 1$. 从而

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(S_n \geq 0) \leq \sum_{n=1}^{\infty} \left(2\sqrt{p(q-p)}\right)^n < \infty.$$

由 Borel-Cantelli 定理 (定理 2.16), $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} \{S_n \geq 0\}) = 0$. 只能是定理 8.17 中的 (3).

- 若 $p > \frac{1}{2}$. 同理, 只能是定理 8.17 中的 (2).
- 若 $p = \frac{1}{2}$. 此时是对称随机游动, S_n 与 $-S_n$ 同分布, 从而不可能是定理 8.17 中的 (2)(3), 只能是 (4). 这说明此时 S_n 可以无穷次取到任意一个整数。

定义 8.19 (停时). 设 X_1, X_2, \dots 是取值于 $S = \mathbb{R}^d$ 的独立同分布的随机变量, 记 $S_n = x_1 + \dots + X_n$, 即 $\{S_n\}$ 是 \mathbb{R} 上的随机游动。设 $\tau: \Omega = S^{\mathbb{N}} \rightarrow \mathbb{N} \cup \{\infty\}$ 是一个随机变量, 满足 $\forall n \in \mathbb{N}$, 事件 $\{\tau = n\} \in \mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$, 则称随机变量 τ 是一个停时。

例 8.20. 取一个 Borel 可测集 $B \subset \mathbb{R}^d$, 令 $\tau_B = \inf\{n | S_n \in B\}$. 这个停时称为 B 的首达。有

$$\{\tau_B = n\} = \{S_n \in B\} \cap \left(\bigcap_{i < n} \{S_i \in B^c\} \right) \in \mathcal{F}_n.$$

它确实是 \mathcal{F}_n 中的一个事件。

例 8.21 (赌徒模型). 设赌徒的资金为 m , 每注 1, 赢的概率为 p , 输的概率为 $1 - p$. 赌 n 次后赢的总数就是一个简单随机游动 (例 8.18)。则赌徒输光的时刻 $\tau_{-m} = \inf\{S_n | S_n = -m\}$ 就是一个停时。

当 $p \leq \frac{1}{2}$ 时, 由例 8.18, $\mathbb{P}(\liminf_{n \rightarrow \infty} S_n = -\infty) = 1$, 于是 $\mathbb{P}(\exists n, S_n = -m) = 1$, 即 $\mathbb{P}(\tau_{-m} < \infty) = 1$. 这说明此时赌徒一定会输光。

考虑公平赌博 $p = \frac{1}{2}$. 我们设定 $M > 0$, 当赌徒赢到这个值的时候就停止赌博, 这也是一个停时 τ_M . 此时有 $\mathbb{P}(\limsup_{n \rightarrow \infty} S_n = \infty) = 1$, 从而 $\mathbb{P}(\tau_M) = 1$. 这说明如果赌徒可以借钱的话, 他总能赢到 M .

我们不让赌徒借钱。考虑 $B = \{-m, M\}$, 此时 $\tau = \tau_{-m, M}$. 此时有 $\mathbb{P}(\tau < \infty) = 1$. 我们想计算 $\mathbb{P}(S_\tau = -m)$ 与 $\mathbb{P}(S_\tau = M)$.

定理 8.22 (Wald 第一方程). 设 X_1, X_2, \dots 是取值在 \mathbb{R}^1 上的独立同分布的随机变量, $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$. 设 τ 是一个停时, $\mathbb{E}[\tau] < \infty$. 则

$$\mathbb{E}[S_\tau] = \mathbb{E}[X_1] \cdot \mathbb{E}[\tau].$$

证明. 注意到事件 $\{\tau \geq i\} = \{\tau \leq i-1\}^c \in \mathcal{F}_{n-1}$. 从而 $\{\tau \geq i\}$ 与 X_i 独立。从而

$$\mathbb{E}[S_\tau] = \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{\infty} X_i \chi_{\{\tau \geq i\}}\right] = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E}[X_i \chi_{\{\tau \geq i\}}] = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{E}[X_i] \cdot \mathbb{E}[\chi_{\{\tau \geq i\}}] = \mathbb{E}[X_1] \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i) = \mathbb{E}[X_1] \cdot \mathbb{E}[\tau].$$

□

我们想使用这个公式, 要先检验 $\mathbb{E}[\tau] < \infty$. 注意到 $\forall k \geq 1$,

$$\mathbb{P}(\tau \geq k + m + M | \tau \geq k) \leq 1 - 2^{-(m+M)}.$$

这是因为 $\tau \geq k$ 时, $X_{k+1}, \dots, X_{k+m+M}$ 不能都取 1. 记 $\lambda = 1 - 2^{-(m+M)} < 1$. 从而

$$\mathbb{P}(\tau \geq k + m + M) = \mathbb{P}(\tau \geq k) \cdot \mathbb{P}(\tau \geq k + m + M | \tau \geq k) \leq \mathbb{P}(\tau \geq k) \cdot \lambda.$$

从而

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\tau] &= \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i) = \sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) + \sum_{i=m+M+1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i) = \sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) + \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i + m + M) \\ &\leq \sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) + \lambda \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i) \\ &= (1 + \lambda) \sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) + \lambda \sum_{i=1+m+M}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i + m + M) = (1 + \lambda) \sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) + \lambda \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i + m + M) \\ &\leq (1 + \lambda) \sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) + \lambda^2 \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i) \\ &\leq (1 + \lambda + \lambda^2) \sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) + \lambda^3 \sum_{i=1+m+M}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i) \\ &\dots \\ &= \left(\sum_{n=0}^{\infty} \lambda^n \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{m+M} \mathbb{P}(\tau \geq i) \right) \\ &\leq \left(\sum_{n=0}^{\infty} \lambda^n \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{m+M} 1 \right) \\ &= (m + M) \sum_{n=0}^{\infty} \lambda^n < \infty. \end{aligned}$$

由于 $\mathbb{E}[X_1] = 1 \cdot \mathbb{P}(X_1 = 1) + (-1) \cdot \mathbb{P}(X_1 = -1) = 1 \cdot \frac{1}{2} + (-1) \cdot \frac{1}{2} = 0$. 由 Wald 第一方程 (定理 8.22),

$$\mathbb{E}[S_\tau] = \mathbb{E}[X_1] \cdot \mathbb{E}[\tau] = 0.$$

另一方面

$$\begin{cases} (-m) \cdot \mathbb{P}(S_\tau = -m) + M \cdot \mathbb{P}(S_\tau = M) = \mathbb{E}[S_\tau] = 0, \\ \mathbb{P}(S_\tau = -m) + \mathbb{P}(S_\tau = M) = 1. \end{cases}$$

解得

$$\mathbb{P}(S_\tau = -m) = \frac{M}{m+M}, \quad \mathbb{P}(S_\tau = M) = \frac{m}{m+M}.$$

这符合我们的直观：想赢的钱越多，赢钱走人的概率越小。

我们还想计算 $\mathbb{E}[\tau]$ ：

定理 8.23 (Wald 第二方程). 设 X_1, X_2, \dots 是独立同分布的随机变量序列, $\mathbb{E}[X_1] = 0$, $\sigma^2(X_1) < \infty$. 若 τ 是一个停时, $\mathbb{E}[\tau] < \infty$, 则

$$\mathbb{E}[S_\tau^2] = \sigma^2(X_1) \cdot \mathbb{E}[\tau].$$

证明. 注意到 $\forall i \leq n$, $\chi_{\{i \leq \tau\}} \chi_{\{n \leq \tau\}} = \chi_{\{n \leq \tau\}}$, 从而

$$S_{\min\{\tau, n\}} = \sum_{i=1}^n X_i \chi_{\{i \leq \tau\}} = \sum_{i=1}^{n-1} X_i \chi_{\{i \leq \tau\}} + X_n \chi_{\{n \leq \tau\}} = S_{\min\{\tau, n-1\}} + X_n \chi_{\{n \leq \tau\}}.$$

从而

$$S_{\min\{\tau, n\}}^2 = (S_{\min\{\tau, n-1\}} + X_n \chi_{\{n \leq \tau\}})^2 = S_{\min\{\tau, n-1\}}^2 + (2X_n S_{n-1} + X_n^2) \chi_{\{n \leq \tau\}}.$$

注意到其中, X_n 分别与 S_{n-1} 和 $\chi_{\{n \leq \tau\}}$ 独立, 从而

$$\mathbb{E}[S_{\min\{\tau, n\}}^2] = \mathbb{E}[S_{\min\{\tau, n-1\}}^2 + (2X_n S_{n-1} + X_n^2) \chi_{\{n \leq \tau\}}] = \mathbb{E}[S_{\min\{\tau, n-1\}}^2] + (2\mathbb{E}[X_n] \mathbb{E}[S_{n-1}] + \mathbb{E}[X_n^2]) \mathbb{E}[\chi_{\{n \leq \tau\}}].$$

由于 $\mathbb{E}[X_1] = 0$, 从而 $\mathbb{E}[S_n] = 0$, $\sigma^2(X_n) = \mathbb{E}[X_n^2]$. 从而

$$\mathbb{E}[S_{\min\{\tau, n\}}^2] = \mathbb{E}[S_{\min\{\tau, n-1\}}^2] + (2\mathbb{E}[X_n] \mathbb{E}[S_{n-1}] + \mathbb{E}[X_n^2]) \mathbb{E}[\chi_{\{n \leq \tau\}}] = \mathbb{E}[S_{\min\{\tau, n-1\}}^2] + \sigma^2(X_1) \cdot \mathbb{P}(\tau \geq n) = \sigma^2(X_1) \cdot \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(\tau \geq i).$$

从而极限与期望可交换。令 $n \rightarrow \infty$ 就有

$$\mathbb{E}[S_\tau] = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[S_{\min\{\tau, n\}}^2] = \lim_{n \rightarrow \infty} \sigma^2(X_1) \cdot \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(\tau \geq i) = \sigma^2(X_1) \cdot \sum_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(\tau \geq i) = \sigma^2(X_1) \cdot \mathbb{E}[\tau].$$

□

由于 $\sigma^2(X_1) = \mathbb{E}[X_1^2] - \mathbb{E}[X_1]^2 = 1^2 \cdot \mathbb{P}(X_1 = 1) + (-1)^2 \cdot \mathbb{P}(X_1 = -1) - 0^2 = 1^2 \cdot \frac{1}{2} + (-1)^2 \cdot \frac{1}{2} = 1$. 从而由 Wald 第二方程 (定理 8.23),

$$\mathbb{E}[\tau] = \sigma^2(X_1) \cdot \mathbb{E}[\tau] = \mathbb{E}[S_\tau^2] = (-m)^2 \cdot \mathbb{P}(S_\tau = -m) + M^2 \cdot \mathbb{P}(S_\tau = M) = m^2 \cdot \frac{M}{m+M} + M^2 \cdot \frac{m}{m+M} = mM.$$

由于 $\tau = \tau_{-m, M} \leq \tau_M$, 令 $m \rightarrow \infty$, 就有

$$\mathbb{E}[\tau_M] \geq \mathbb{E}[\tau_{-m, M}] = \mathbb{E}[\tau] = mM \rightarrow \infty.$$

这说明如果赌场的资本是无穷大, 虽然赌徒一定会输光, 但是他输光花费的事件也会趋于无穷大。

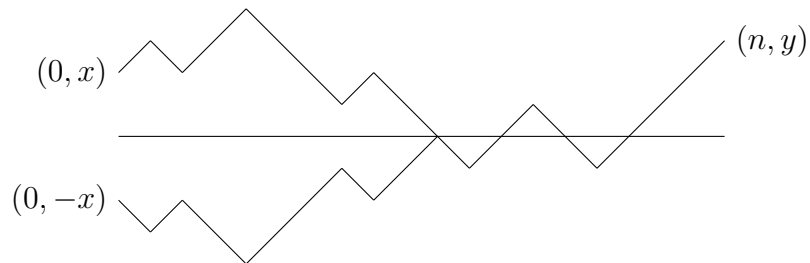
命题 8.24. 对于简单随机游动, 我们可以计算 τ_m 的分布。注意到, 每一条样本轨道 S_1, \dots, S_n 可以被表示成由 $(k-1, S_{k-1})$ 到 (k, S_k) 的线段构成的折线。我们要对 $(0, 0)$ 到 (n, x) 的轨道进行计数。注意到 $k-1 + S_{k-1} \equiv k + S_k \pmod{2}$, 从而 n, x 有相同的奇偶性。记 $a = \frac{n+x}{2}$, $b = \frac{n-x}{2}$. 则从 $(0, 0)$ 到 (n, x) 的折线共有 $N_{n,x} = C_n^a$ 条。

定理 8.25 (反射原理). 若 $x, y > 0$. 则中间碰到 x -轴的从 $(0, x)$ 到 (n, y) 的道路的数目等于从 $(0, -x)$ 到 (n, y) 的道路的数目。

证明. 设 $(0, s_0), (1, s_1), \dots, (n, s_n)$ 是一条中间碰到 x -轴的从 $(0, x)$ 到 (n, y) 的道路。设 $K = \inf\{k | s_k = 0\}$, 令

$$s'_k = \begin{cases} -s_k, & k \leq K, \\ s_k, & K < k \leq n. \end{cases}$$

则 $(0, s'_0), (1, s'_1), \dots, (n, s'_n)$ 就是一条从 $(0, -x)$ 到 (n, y) 的道路。



反之, 设 $(0, t_0), (1, t_1), \dots, (n, t_n)$ 是从 $(0, -x)$ 到 (n, y) 的道路。此时, 一定存在 $t_i = 0$. 设 $K = \inf \{k | t_k = 0\}$, 令

$$t'_k = \begin{cases} -t_k, & k \leq K, \\ t_k, & K < k \leq n. \end{cases}$$

则 $(0, t'_0), (1, t'_1), \dots, (n, t'_n)$ 就是一条中间碰到 x -轴的从 $(0, x)$ 到 (n, y) 的道路。

综上, 我们建立了中间碰到 x -轴的从 $(0, x)$ 到 (n, y) 的道路与从 $(0, -x)$ 到 (n, y) 的道路的一一对应, 从而中间碰到 x -轴的从 $(0, x)$ 到 (n, y) 的道路的数目等于从 $(0, -x)$ 到 (n, y) 的道路的数目。□

定理 8.26 (选票定理). 设整数 $\alpha > \beta \geq 0$. A, B 两人选举, 得票数分别为 α, β . 则在唱票过程中, A 始终领先 B 的概率是 $\frac{\alpha - \beta}{\alpha + \beta}$.

证明. 令 A 得票就向上, B 得票向下。记 $n = \alpha + \beta$, $x = \alpha - \beta$. 也就是说折线的终点是 (n, x) . 并且 A 始终领先 B 就要求折线从 $(1, 1)$ 开始不能碰到 x -轴。这样的折线的数目就是从 $(1, 1)$ 到 (n, x) 的折线的数目减去碰到 x -轴的从 $(1, 1)$ 到 (n, x) 的折线的数目, 由反射原理 (定理 8.25), 它就是从 $(1, 1)$ 到 (n, x) 的折线的数目减去从 $(1, -1)$ 到 (n, x) 的折线的数目。从 $(1, 1)$ 到 (n, x) 的折线的数目就是在剩下 $n - 1$ 次向右中取 β 次向下, 为 C_{n-1}^β . 而从 $(1, -1)$ 到 (n, x) 的折线要比从 $(1, 1)$ 到 (n, x) 的折线多一次向上, 少一次向下, 为 $C_{n-1}^{\beta-1}$. 综上, A 始终领先 B 的概率是

$$\frac{C_{n-1}^\beta - C_{n-1}^{\beta-1}}{C_n^\alpha} = \frac{\frac{(n-1)!}{\beta!(\alpha-1)!} - \frac{(n-1)!}{(\beta-1)!\alpha!}}{\frac{n!}{\alpha!\beta!}} = \frac{\alpha - \beta}{n} = \frac{\alpha - \beta}{\alpha + \beta}.$$

□

例 8.27. 用选票定理我们来计算随机游动 S_n 碰到 0 的首达时 $\tau_0 = \inf \{n | S_{2n} = 0\}$ 的分布。

引理 8.28. $\mathbb{P}(S_1 \neq 0, \dots, S_{2n} \neq 0) = \mathbb{P}(S_{2n} = 0)$.

证明.

$$\mathbb{P}(S_1 > 0, \dots, S_{2n} > 0) = \sum_{r=1}^{\infty} \mathbb{P}(S_1 > 0, \dots, S_{2n-1} > 0, S_{2n} = 2r).$$

这事实上是一个有限和。并且由选票定理 (定理 8.26), 满足 $S_1 > 0, \dots, S_{2n-1} > 0, S_{2n} = 2r$ 的折线就是从 $(1, 1)$ 出发到 (n, x) 且不碰到 x -轴的折线, 数目为 $C_{2n-1}^{n-r} - C_{2n-1}^{n-r-1}$. 所有折线的数目为 2^{2n} . 于是

$$\mathbb{P}(S_1 > 0, \dots, S_{2n} > 0) = \sum_{r=1}^{\infty} \mathbb{P}(S_1 > 0, \dots, S_{2n-1} > 0, S_{2n} = 2r) = \sum_{r=1}^{\infty} \frac{1}{2^{2n}} (C_{2n-1}^{n-r} - C_{2n-1}^{n-r-1}) = \frac{1}{2^{2n}} C_{2n-1}^{n-1} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2^{2n-1}} C_{2n-1}^{n-1}.$$

注意到 $S_{2n-1} = 1$ 是从而 $(0, 0)$ 到 $(2n-1, 1)$ 的折线, 它有 n 次向上, $n-1$ 次向下, 从而数目为 C_{2n-1}^{n-1} , 从而 $\mathbb{P}(S_{2n-1} = 1) = \frac{1}{2^{2n-1}} C_{2n-1}^{n-1}$. 于是

$$\mathbb{P}(S_1 > 0, \dots, S_{2n} > 0) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2^{2n-1}} C_{2n-1}^{n-1} = \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = 1).$$

同理有

$$\mathbb{P}(S_1 < 0, \dots, S_{2n} < 0) = \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = -1).$$

从而

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_1 \neq 0, \dots, S_{2n} \neq 0) &= \mathbb{P}(S_1 > 0, \dots, S_{2n} > 0) + \mathbb{P}(S_1 < 0, \dots, S_{2n} < 0) \\ &= \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = 1) + \frac{1}{2} \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = -1) \\ &= \mathbb{P}(X_{2n} = -1) \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = 1) + \mathbb{P}(X_{2n} = 1) \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = -1) \\ &= \mathbb{P}(S_{2n} = 0 | S_{2n-1} = 1) \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = 1) + \mathbb{P}(S_{2n} = 0 | S_{2n-1} = -1) \cdot \mathbb{P}(S_{2n-1} = -1) \\ &= \mathbb{P}(S_{2n} = 0). \end{aligned}$$

□

由 *Stirling* 公式:

$$n! = \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n e^{\lambda_n}, \quad \frac{1}{12n+1} < \lambda_n < \frac{1}{2n}.$$

就有

$$\mathbb{P}(\tau_0 > 2n) = \mathbb{P}(S_{2n} = 0) = \frac{C_{2n}^n}{2^{2n}} = \frac{e^{\lambda_{2n}-2\lambda_n}}{\sqrt{\pi n}} = \frac{1}{\sqrt{\pi n}} \left(1 + O\left(\frac{1}{n^2}\right)\right).$$