

随机过程

教授：吴明燕

笔记由 Dafu Zhu 编写

基于 2025 春季厦大数院《随机过程》

最后修改：2025/04/13

目录

1	概率论准备知识	3
1.1	事件概率	4
1.1.1	事件域	4
1.1.2	概率测度	5
1.2	独立性	8
1.3	条件概率与条件独立	11
1.4	期望与条件期望	14
1.4.1	离散随机变量的期望	14
1.4.2	条件期望	16
1.5	随机过程	24
1.5.1	什么是随机过程	24
1.5.2	随机过程的分布	24
1.5.3	随机过程的存在性	25
1.5.4	随机过程的基本类型	26
2	马氏链	27
2.1	离散时间马氏链	27
2.2	时齐马氏链与转移概率	31
2.3	多步转移概率与矩阵乘法	35
2.3.1	Chapman-Kolmogorov 方程	35
2.3.2	马氏链的任意有限维分布	37
2.4	(从固定点出发的) 马氏链	38
2.4.1	链的状态：常返和暂留	38
2.4.2	从数学角度：并改写成不交并	39
2.4.3	从“多步转移概率”角度判别	40
2.4.4	从“首次回访时间”角度判别	43

2.4.5	从“平均回访次数”角度判别	46
2.4.6	停时与强马氏性	48
2.5	类结构	53
2.5.1	状态 i 间的关系：可达与互通	53
2.5.2	常返与暂留是类性质	54
2.5.3	状态空间分解	56
2.6	平稳分布与特殊例子	58
2.6.1	双随机链 (Doubly Stochastic Chain)	58
2.6.2	细致平衡条件 (Detailed Balance Condition)	58
2.6.3	可逆性	60
2.6.4	求 P 的平稳分布 (若唯一)	61
2.7	极限行为与平稳分布的存在唯一性	62

1 概率论准备知识

成绩：平时（作业 + 考勤）+ 期中论文 + 期末

概率论准备知识

概率论中，随机变量的本质是可测函数。

$$X : \Omega \rightarrow S$$

S 的 σ -代数记为 \mathcal{S} , 是个 Borel σ -代数（由开集/闭集生成）

Q: 为什么要给 Ω 一个 σ -代数？

A: 样本空间是抽象的，给它 σ -代数赋予它结构，相当于对信息进行重整/提取
概率测度的本质是集函数，

$$\text{集合} \rightarrow \text{函数}$$

将信息具象化，

$$\mathbb{P} : \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$$

$$A \rightarrow \mathbb{P}(A)$$

随机过程：一族随机变量 $\{X_t\}_{t \in \mathbb{T}}$

其中 \mathbb{T} 为指标集, $X_t : \Omega \rightarrow S$

Example 1

$\mathbb{T} = \mathbb{N}_0$: 时间离散; $\mathbb{T} = [0, T]$: 时间连续

$$X : (\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (S, \mathcal{S}, \mu_X)$$

思考：什么是随机过程的分布 $\{\mu_t\}_{t \in \mathbb{T}}$ ？

1.1 事件概率

1.1.1 事件域

Definition 1 (样本空间、事件)

样本点、样本空间、事件和事件的运算：

- 样本点 ω ：一次试验的结果
- 样本空间 Ω ：全体样本点
- 事件： Ω 的子集
- 事件的运算：集合的运算，即交并补 ($A \cap B, A \cup B, A^c$)

Definition 2

若 $A \cap B = \emptyset$, 则称 A 与 B 不相交, 更一般地, 若 $A_i \cap A_j = \emptyset (i \neq j)$, 则称 $\{A_i\}_{i \geq 1}$ 互不相交

Definition 3 (σ -代数)

称 $\mathcal{F} \subset 2^\Omega = \{A | A \subset \Omega\}$ 是一个 σ -代数/事件域 (其中 2^Ω 表示所有 Ω 的子集构成的集合, 是一个集类) 若

1. $\Omega \in \mathcal{F}$
2. (对补封闭) $A \in \mathcal{F} \rightarrow A^c \in \mathcal{F}$
3. (对可列并封闭) $A_n \in \mathcal{F}, n \geq 1 \Rightarrow \bigcup_{n \geq 1} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}$

σ 代数是满足以上特定条件的集类, 是由 Ω 的子集构成的集合

注: σ 代数对有限交/有限并/可列交封闭

现在给出了一个定义, 我们会想“为什么定义会这样给呢”, 现在要举一些例子说明“定义有意义”

Example 2

最小的 σ 代数: $\{\emptyset, \Omega\}$

最大的 σ 代数: 2^Ω

以上这两个例子一个太小、一个太大, 似乎没意义, 所以叫它们“平凡的”

Example 3

$A \subset \Omega, \sigma(\{A\}) = \sigma(A) = \{A, A^c, \Omega, \emptyset\} = \sigma(A^c)$

这是由 A 生成的 σ 代数

Definition 4 (划分/分割)

称 $\Pi_\Omega := \{\Lambda_n, n \geq 1\}$ 是 Ω 的一个分划, 若 $\Omega = \sum_{n \geq 1} \Lambda_n$

1. $\Omega = \bigcup_{n \geq 1} \Lambda_n$
2. $\{\Lambda_n\}_{n \geq 1}$ 互不相交

Example 4

$$\Omega = \sum_{n \geq 1} \Lambda_n, \Pi_\Omega := \{\Lambda_n\}_{n \geq 1}$$

$$\sigma(\Pi_\Omega) = \left\{ \sum_{k \in J} \Lambda_k, J \subset \mathbb{N} \right\}$$

Problem 1 (作业 1-1)

证明:

1. $\sigma(\Pi_\Omega)$ 是一个 σ 代数
2. $\sigma(\Pi_\Omega)$ 是包含集类 Π_Ω 的最小 σ 代数

$(S, \mathcal{S}) = (S, 2^S)$: S 可列时, 取 2^S 为 σ 代数

$(S, \mathcal{S}) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$: S 为实数集时, 取博雷尔集 $\mathcal{B}(\mathbb{R})$ 为 σ 代数

1.1.2 概率测度

Definition 5 (概率测度)

(Ω, \mathcal{F}) 称 $\mathbb{P}: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ 是概率测度

1. 非负性
2. 归一性
3. 可列可加性 *

其中, 可列可加性的表述为: 设 $\{E_n, n \geq 1\}$ 是 \mathcal{F} 中互不相交的集合序列 ($E_i \cap E_j = \emptyset, i \neq j$), 则

$$\mathbb{P}(\cup_{n=1}^{\infty} E_n) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(E_n)$$

Property 1

\mathbb{P} 满足有限可加性 (可列可加一定有限可加, 如果既不是可列可加、也不是有限可加, 则不可测)

Corollary 1

1. $\mathbb{P}(A) = 1 - \mathbb{P}(A^c)$
2. 若 $A \subset B$, 则 $\mathbb{B} = \mathbb{A} + \mathbb{P}(BA^c) \geq \mathbb{P}(A)$
3. $\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B)$

Remark 1. 引用知乎上[三维之外](#)的大白话解释可列可加性:

首先, 在我们总是习惯于处理有限相加, 而很少遇到无限相加的情况. 从测度论内容理解, 有限相加与事实 (数学的) 不符, 比如 $(0, 1)$ 区间有不可数个点, 每个点的测度 (理解为直径吧) 是 0, 按照习惯想法 (有限相加), 直径的加和 (总宽度) 应该为 0, 显然, $(0, 1)$ 区间的宽度不可能是 0;

如果规定为“只要是无穷多个点相加，其宽度就不再是 0”的话，还是存在矛盾，我们知道，区间 $(0,1)$ 上的有理数是无穷多个的（而且是可列的），那么其宽度就应该为 1，可是无理数还是不可数的呢——理解为无理数是有理数的无穷大量或有理数是无理数的无穷小量，那么无理数的宽度是多少呢？即使还是 1，显然 $(0,1)$ 区间的宽度不可能是 2 吧！？

于是，勒贝格说道：在测量长度、面积、体积时，我们采用可列可加性，即可列个点相加，规定其宽度（测度）为 0，如果点的个数超过了可列个（这时必是连续统的），那么，就不满足了——即这些点的总宽度就不是 0 了，而是具有了非 0 的宽度（正测度），当然，具有测度的这些点是紧挨在一起的，否则不一定有测度，比如康托大师制造的三分集就很诡异。

到这里，可列可加性事实上讲完了，再啰嗦一下次可列可加性。这是因为不论作为集合，还是概率上的事件（也是集合），一般是存在公共元素的，因此，一般情形下，当然满足次可列可加性的性质了，可列可加性只有在集合之间的距离大于 0 或事件之间完全独立的情形下，才会满足。

Property 2 (次可列可加性)

$$A_n \subset \mathcal{F}, n \geq 1$$

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n \geq 1} A_n\right) \leq \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(A_n)$$

证明： $\bigcup_{n \geq 1} A_n = \sum_{n \geq 1} B_n$ ，其中 $B_1 = A_1, B_2 = A_2 \cap (A_1)^c, \dots, B_n = A_n \cap A_1^c \cap A_2^c \cap \dots \cap A_{n-1}^c$
 $B_n \subset A_n$ ，由可列可加性和推论 1(2)

Problem 2 (作业 1-2)

证明 $\bigcup_{n \geq 1} A_n = \sum_{n \geq 1} B_n$

证明：

1. 先证 $\bigcup_{n \geq 1} A_n \subseteq \sum_{n \geq 1} B_n$.

假设 $x \in \bigcup_{n \geq 1} A_n$,

若 $x \in A_1$, 则 $x \in B_1$,

若 $x \in A_2$ 且 $x \notin A_1$, 则 $x \in B_2$

...

若 $x \in A_n$ 且 $x \notin A_1, x \notin A_2, \dots, x \notin A_{n-1}$, 则 $x \in B_n$

$\forall x \in \bigcup_{n \geq 1} A_n$, 都有 $x \in \sum_{n \geq 1} B_n$

$\because B_i \cap B_j = \emptyset, i \neq j, \therefore \bigcup_{n \geq 1} B_n = \sum_{n \geq 1} B_n, x \in \sum_{n \geq 1} B_n$.

2. 再证 $\sum_{n \geq 1} B_n \subseteq \bigcup_{n \geq 1} A_n$

假设 $x \in \sum_{n \geq 1} B_n$, 则 $\exists n_0 \in \mathbb{N}^+$, 使得 $x \in B_{n_0}$,

由 B 的定义

$$B_{n_0} = A_{n_0} \cap \left(\bigcap_{k=1}^{n_0-1} A_k^c \right)$$

$$\therefore x \in A_{n_0} \subseteq \bigcup_{n \geq 1} A_n$$

$$\therefore \bigcup_{n \geq 1} A_n = \sum_{n \geq 1} B_n$$

□

Property 3 (连续性)

- (1) $A_n \uparrow$ 单调上升, 即 $A_n \subset A_{n+1}$, $\lim_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcup_{n \geq 1} A_n$, 则 $\mathbb{P}(\lim_{n \rightarrow \infty} A_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_n)$
 (2) $B_n \downarrow$ 单调下降, 即 $B_n \supset B_{n+1}$, $\lim_{n \rightarrow \infty} B_n = \bigcap_{n \geq 1} B_n$, 则 $\mathbb{P}(\lim_{n \rightarrow \infty} B_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n)$

证明: (1) $\bigcup_{n \geq 1} A_n = A_1 + A_2 \setminus A_1 + A_3 \setminus A_2 + \dots$

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}\left(\bigcup_{n \geq 1} A_n\right) &= \mathbb{P}(A_1) + \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(A_{n+1} \setminus A_n) \\
 &= \mathbb{P}(A_1) + \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^m \mathbb{P}(A_{n+1} \setminus A_n) \\
 &= \mathbb{P}(A_1) + \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^m [\mathbb{P}(A_{n+1}) - \mathbb{P}(A_n)] \\
 &= \mathbb{P}(A_1) + \lim_{m \rightarrow \infty} [\mathbb{P}(A_{m+1}) - \mathbb{P}(A_1)] \\
 &= \lim_{m \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_{m+1}) \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_n) \quad \square
 \end{aligned}$$

(2) $B_n \downarrow B \Rightarrow \forall n, B_{n+1} \subseteq B_n \Rightarrow \forall B_n^c \subseteq B_{n+1}^c$

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(B) &= \mathbb{P}(\bigcap_{n \geq 1} B_n) = 1 - \mathbb{P}((\bigcap_{n \geq 1} B_n)^c) \\
 &= 1 - \mathbb{P}(\bigcup_{n \geq 1} B_n^c) \\
 &= 1 - \mathbb{P}(B_1^c \cup (\bigcup_{n \geq 2} (B_n^c \setminus B_{n-1}^c))) \\
 &= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \sum_{n \geq 2} (\mathbb{P}(B_n^c) - \mathbb{P}(B_{n-1}^c)) \\
 &= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{n=2}^m (\mathbb{P}(B_n^c) - \mathbb{P}(B_{n-1}^c)) \\
 &= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \lim_{m \rightarrow \infty} (\mathbb{P}(B_m^c) - \mathbb{P}(B_1^c)) \\
 &= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n^c) + \mathbb{P}(B_1^c) \\
 &= 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n^c) \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B_n) \quad \square
 \end{aligned}$$

第二个等式用到 De Morgan's Law

1.2 独立性

Definition 6 (事件间的独立性)

$(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, $A, B \in \mathcal{F}$, 称 A 与 B 独立, 若 $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$, 记为 $A \perp B$

Definition 7 (事件间的相互独立)

$\{A_n\}_{n \geq 1} \subset \mathcal{F}$, 称其相互独立, 若 $\forall J \subset \mathbb{N}, \#J \geq 2$

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{k \in J} A_k\right) = \prod_{k \in J} \mathbb{P}(A_k)$$

Property 4

$A \perp B \Rightarrow A \perp B^c, A^c \perp B, A^c \perp B^c$

Definition 8 (σ 代数间的独立性)

$(\Omega, \mathcal{F}_1, \mathbb{P}), (\Omega, \mathcal{F}_2, \mathbb{P})$ 称 \mathcal{F}_1 与 \mathcal{F}_2 独立, 若 $\forall A_1 \in \mathcal{F}_1, A_2 \in \mathcal{F}_2$, 有 $A_1 \perp A_2$, 记为 $\mathcal{F}_1 \perp \mathcal{F}_2$

Definition 9 (σ 代数间相互独立)

$(\Omega, \mathcal{F}_k, \mathbb{P}) (k \geq 1)$ 称 $\{\mathcal{F}_k\}_{k \geq 1}$ 相互独立, 若 $\forall J \subset \mathbb{N}, \#J \geq 2, \forall A_k \in \mathcal{F}_k (k \in J)$, 有

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{k \in J} A_k\right) = \prod_{k \in J} \mathbb{P}(A_k)$$

Property 5

$\{\mathcal{F}_k\}_{k \geq 1}$ 相互独立 $\Leftrightarrow \forall A_k \in \mathcal{F}_k, \mathbb{P}(\cap_{k \geq 1} A_k) = \prod_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_k)$

证明: \Rightarrow 显然, J 取 \mathbb{N} 即可, $\mathbb{N} \subset \mathbb{N}$

\Leftarrow 注意到右侧 $\forall A_k \in \mathcal{F}$ 对于左侧条件 $\forall A_k \in \mathcal{F} (k \in J)$ 更加一般, 所以证 \Leftarrow 的过程也是从一般到特殊. 从 $\cap_{k \geq 1} A_k \rightarrow \cap_{k \in J} A_k$ 即从 $k \in \mathbb{N} \rightarrow k \in J$. 思路是把 $k \in \mathbb{N}$ 分成 $k \in J$ 和 $k \in J^c$, 在 $k \in J^c$ 上取 $A_k = \Omega$, 再利用性质 $\Omega \perp A$.

对于 $\forall J \subseteq \mathbb{N}$

$$\begin{aligned} \bigcap_{k \geq 1} A_k &= \left(\bigcap_{k \in J} A_k \right) \cap \left(\bigcap_{k \in J^c} \Omega \right) \\ \mathbb{P}\left(\bigcap_{k \geq 1} A_k\right) &= \mathbb{P}\left(\left(\bigcap_{k \in J} A_k\right) \cap \left(\bigcap_{k \in J^c} \Omega\right)\right) \\ &= \mathbb{P}\left(\bigcap_{k \in J} A_k\right) \mathbb{P}\left(\bigcap_{k \in J^c} \Omega\right) \quad [\Omega \perp A_k] \\ &= \mathbb{P}\left(\bigcap_{k \in J} A_k\right) \end{aligned}$$

$$\prod_{k \geq 1} \mathbb{P}(A_k) = \prod_{k \in J} \mathbb{P}(A_k) \cdot \prod_{k \in J^c} \mathbb{P}(\Omega) = \prod_{k \in J} \mathbb{P}(A_k)$$

又因为 $\mathbb{P}(\cap_{k \geq 1} A_k) = \prod_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_k)$

$$\mathbb{P}(\cap_{k \in J} A_k) = \prod_{k \in J} \mathbb{P}(A_k) \quad \square$$

Definition 10 (离散随机变量)

令取值空间 $S = \{x_k\}_{k \geq 1}$ (x_k 互不相同), $\Omega = \sum_{k \geq 1} \Lambda_k$ (划分), 则称

$$X(\omega) = \sum_{k \geq 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k}(\omega), \omega \in \Omega \quad (1.1)$$

为离散随机变量. 其中

$$\mathbb{I}_{\Lambda_k}(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{if } \omega \in \Lambda_k \\ 0 & \text{if } \omega \notin \Lambda_k \end{cases}$$

这个定义的核心思想是:

- 对于每个样本点 $\omega \in \Omega$, $X(\omega)$ 的取值是 x_k , 当且仅当 $\omega \in \Lambda_k$
- 因此, X 的取值由样本点 ω 所在的划分 Λ_k 决定

由于随机变量是个可测函数

$$X : (\Omega, ?) \rightarrow (S, 2^S)$$

那么 X 生成的 σ 代数表示为 $\sigma(X) := X^{-1}(2^S) = \{X^{-1}(A) | A \in 2^S\}$

Property 6

$\sigma(X) := X^{-1}(2^S)$, 则

1. $\sigma(X) = \sigma(\Pi_\Omega)$ 故称 $\sigma(X)$ 为由 X 生成的 σ 代数. 其中 $\Pi_\Omega = \{\Lambda_k, k \geq 1\}, \Lambda_k = \{X = x_k\}$
2. $X : (\Omega, \sigma(X)) \rightarrow (S, 2^S)$. 这个记号的解释是 $\forall A \in 2^S, X^{-1}(A) = \{\omega \in \Omega | X(\omega) \in A\} \in \sigma(X)$

证明: 要证 $\sigma(X) = \sigma(\Pi_\Omega)$, 即证两个集合互相包含

$\sigma(\Pi_X) = \{\sum_{k \in J} \Lambda_k | J \subseteq \mathbb{N}\}$ 由划分生成, $\sigma(X) = X^{-1}(2^S)$ 由 X 生成

下证 $\sigma(X) \subseteq \sigma(\Pi_X)$

$$\begin{aligned} \forall A \in 2^S, X^{-1}(A) &= \{\omega | X(\omega) \in A\} \\ &= \sum_{x_k \in A} \{\omega \in \Omega | X(\omega) = x_k\} \\ &= \sum_{x_k \in A} \{\Lambda_k\} \\ &= \sum_{x_k \in A} \Lambda_k \in \sigma(\Pi_X) \end{aligned}$$

第二个等式用到离散 r.v. 定义10

下证 $\sigma(\Pi_X) \subseteq \sigma(X)$

$$\begin{aligned} J \subseteq \mathbb{N}, \quad \sum_{k \in J} \Lambda_k &= \sum_{k \in J} \{\omega | X(\omega) = x_k\} \\ &= \{\omega | X(\omega) \in \{x_k, k \in J\}\} \\ &= X^{-1}(\{x_k, k \in J\}) \in \sigma(X) \end{aligned}$$

最后一个等式中 $\{x_k, k \in J\} \in 2^S$

□

Example 5

$X = \mathbb{I}_A$ 由划分的定义 $\Pi_X = \{\Lambda_k\}_{k \geq 1}, \Lambda_k = \{X = x_k\}$, 知道划分将全集分成两部分

$$\begin{aligned} \Pi_X &= \{\{X = 1\}, \{X = 0\}\} \\ &= \{\{\omega \in \Omega | X(\omega) = 1\}, \{\omega \in \Omega | X(\omega) = 0\}\} \\ &= \{A, A^c\} \end{aligned}$$

$$\sigma(\Pi_A) = \{\emptyset, A, A^c, \Omega\} = \sigma(A) = \sigma(A^c)$$

其中 $\sigma(\Pi_A)$ 由划分生成, $\sigma(A)$ 由 A 生成, 两者相等

$$\text{另外, } \sigma(X) = \sigma(\mathbb{I}_A) = \sigma(\Pi_X) = \{\emptyset, A, A^c, \Omega\} = \sigma(A) \Rightarrow \sigma(\mathbb{I}_A) = \sigma(A)$$

Definition 11 (离散随机变量间的独立性)

$X : \Omega \rightarrow S_1, Y : \Omega \rightarrow S_2$ 为两离散随机变量, 称 $X \perp\!\!\!\perp Y$, 若 $\sigma(X) \perp\!\!\!\perp \sigma(Y)$ [定义8], 即 $X^{-1}(2^{S_1}) \perp\!\!\!\perp X^{-1}(2^{S_2})$ 即 $\forall E_1 \subseteq S_1, E_2 \subseteq S_2$, 有 $\mathbb{P}(X \in E_1, Y \in E_2) = \mathbb{P}(X \in E_1)\mathbb{P}(Y \in E_2)$

S_1, S_2 分别为 X, Y 的取值空间, $E_1 \subseteq S_1$ 为 X 的一个取值, $X \in E_1 := \{\omega \in \Omega | X(\omega) \in E_1\}$, E_2 同理

Theorem 1

$$X \perp\!\!\!\perp Y \Leftrightarrow \forall x \in S_X, y \in S_Y \text{ 有 } \mathbb{P}(X = x, Y = y) = \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y = y)$$

证明: \Rightarrow 一般到特殊, 取 $E_1 = \{x\}, E_2 = \{y\}$, 由 $\{x\} \in S_X, \{y\} \in S_Y$ 易证

\Leftarrow

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X \in E_1, Y \in E_2) &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{x \in E_1} \{X = x\} \cap \{Y \in E_2\}\right) \\ &= \sum_{x \in E_1} \mathbb{P}(\{X = x\} \cap \sum_{y \in E_2} \{Y = y\}) \\ &= \sum_{x \in E_1} \sum_{y \in E_2} \mathbb{P}(X = x, Y = y) \\ &= \sum_{x \in E_1} \left(\sum_{y \in E_2} \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y = y)\right) \\ &= \sum_{x \in E_1} \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y \in E_2) \\ &= \mathbb{P}(X \in E_1)\mathbb{P}(Y \in E_2) \end{aligned}$$

第一个等式中, $\{X = x\} \cap \{Y \in E_2\}$ 看作一整个集合 $\subseteq \{X = x\}$, 因为离散、每个 x 不相交, 所以这是个不交并, 由练习2, 可以改写成加法形式.

第四个等式由条件 $\mathbb{P}(X = x, Y = y) = \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y = y)$ 成立. \square

Theorem 2

$$X \perp\!\!\!\perp Y \Leftrightarrow \forall x \in S_X, y \in S_Y, \mathbb{P}(X \leq x, Y \leq y) = \mathbb{P}(X \leq x)\mathbb{P}(Y \leq y)$$

用定理1证明

\Rightarrow 已知 $X \perp\!\!\!\perp Y$, 由定义11, $\forall E_1 \subseteq S_1, E_2 \subseteq S_2$, 有 $\mathbb{P}(X \in E_1, Y \in E_2) = \mathbb{P}(X \in E_1)\mathbb{P}(Y \in E_2)$. 取 $E_1 = \{\omega | X(\omega) \leq x\}, E_2 = \{\omega | Y(\omega) \leq y\}$

\Leftarrow

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X = x, Y = y) &= \mathbb{P}(X \leq x, Y \leq y) - \mathbb{P}(X \leq x^-, Y \leq y) - \mathbb{P}(X \leq x, Y \leq y^-) + \mathbb{P}(X \leq x^-, Y \leq y^-) \\ &= \mathbb{P}(X \leq x)\mathbb{P}(Y \leq y) - \mathbb{P}(X \leq x^-)\mathbb{P}(Y \leq y) - \mathbb{P}(X \leq x)\mathbb{P}(Y \leq y^-) + \mathbb{P}(X \leq x^-)\mathbb{P}(Y \leq y^-) \\ &= [\mathbb{P}(X \leq x) - \mathbb{P}(X \leq x^-)][\mathbb{P}(Y \leq y) - \mathbb{P}(Y \leq y^-)] \\ &= \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y = y) \end{aligned}$$

其中 x^-, y^- 为小于 x, y 的最大值, 由于离散, $\{X \leq x\} - \{X \leq x^-\} = \{X = x\}, \{Y \leq y\} - \{Y \leq y^-\} = \{Y = y\}$

Definition 12

称一列离散随机变量 $\{X_n\}_{n \geq 1}$ 相互独立, 若 $\sigma(X_n), n \geq 1$ 相互独立

Theorem 3

$\{A_n\}_{n \geq 1}$ 事件列下列等价

1. $\{A_n\}_{n \geq 1}$ 相互独立
2. $\sigma(A_n), n \geq 1$ 相互独立
3. $\mathbb{I}_{A_n}, n \geq 1$ 相互独立

证明:

1. 由例题5, $\sigma(\mathbb{I}_{A_n}) = \sigma(A_n)$, 所以 (2) \Leftrightarrow (3)
2. 下证 (2) \rightarrow (1), 一般到特殊, $A_n \subseteq \sigma(A_n)$
3. 下证 (1) \rightarrow (2), $\sigma(A_n) = \{A_n, A_n^c, \emptyset, \Omega\}, \emptyset \perp\!\!\!\perp A_n, \Omega \perp\!\!\!\perp A_n$, 由性质4, $\emptyset \perp\!\!\!\perp A_n^c, \Omega \perp\!\!\!\perp A_n^c$

由定理5, $\forall A_k \in \sigma(A_n), \mathbb{P}(\cap_{k \geq 1} A_k) = \prod_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_k)$

由于条件 (1), 上面等式成立 \Rightarrow 满足 σ 代数相互独立的定义 \square

1.3 条件概率与条件独立

Definition 13 (条件概率)

$B \in \mathcal{F}, \mathbb{P}(B) > 0$ 定义

$$\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(AB)}{\mathbb{P}(B)} =: \mathbb{P}_B(A) \quad \forall A \in \mathcal{F}$$

Theorem 4 (乘法公式)

$\mathbb{P}(AB) = \mathbb{P}(A|B)\mathbb{P}(B),$

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{k=1}^n A_k\right) = \mathbb{P}(A_1)\mathbb{P}(A_2|A_1)\mathbb{P}(A_3|A_1A_2) \cdots \mathbb{P}(A_n|\bigcap_{k=1}^{n-1} A_k) \quad (1.2)$$

Theorem 5 (全概公式)

(1) $\Omega = \sum_{k \geq 1} \Lambda_k$ 划分 $\mathbb{P}(\Lambda_k) > 0$, 则 $\forall A \in \mathcal{F}$,

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}(A|\Lambda_k)\mathbb{P}(\Lambda_k)$$

(2) * 一般地, $\{B_n\}_{n \geq 1}$ 互不相交, $\mathbb{P}(B) > 0, \mathbb{P}(\sum_{n \geq 1} B_n) = 1$, 则 $\forall A \in \mathcal{F}$

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(A|B_n)\mathbb{P}(B_n)$$

注: $\mathbb{P}(\cdot) = 1$ 不一定是全集, 但概率测度是 1. 同样, $\mathbb{P}(\cdot) = 0$ 不一定是 \emptyset , 而是叫零测集

证明:

(1) 由 $A = A \cap \Omega = A \cap (\sum_{k \geq 1} \Lambda_k) = \sum_{k \geq 1} (A \cap \Lambda_k)$, A 被划分成若干不相交的集合 $A \cap \Lambda_k$, 根据可列可加性, 得到

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}(A \cap \Lambda_k) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}(A|\Lambda_k)\mathbb{P}(\Lambda_k)$$

(2) $\Omega = (\sum_{n \geq 1} B_n) + (\sum_{n \geq 1} B_n)^c = \sum_{n \geq 0} B_n$, 其中 $B_0 = (\sum_{n \geq 1} B_n)^c$

$\mathbb{P}(B_0) = 1 - \mathbb{P}(\sum_{n \geq 1} B_n) = 0 \rightarrow 0 \leq \mathbb{P}(AB_0) \leq \mathbb{P}(B_0) = 0$

左边不等号成立是因为概率测度非负, 右边不等号成立是因为 $AB_0 \subseteq B_0$, 所以 $\mathbb{P}(AB_0) = 0$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A) &= \sum_{n \geq 0} \mathbb{P}(AB_n) \quad [\text{可列可加性}] \\ &= \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(AB_n) \quad [\mathbb{P}(AB_0) = 0] \\ &= \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(A|B_n)\mathbb{P}(B_n) \quad [\text{全概公式}] \quad \square \end{aligned}$$

Theorem 6

$\mathbb{P}(A) > 0, \mathbb{P}(B) > 0$

$$A \perp\!\!\!\perp B \Leftrightarrow \mathbb{P}(A|B) = \mathbb{P}(A) \Leftrightarrow \mathbb{P}(B|A) = \mathbb{P}(B)$$

$\mathbb{P}(A|B)$ 见定义13

Theorem 7

$\mathbb{P}_B : \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ 也是 (Ω, \mathcal{F}) 上的概率测度 [定义5]

Property 7

$\mathbb{P}(C) > 0, \mathbb{P}(B) > 0$, 则

$$\mathbb{P}_B(\cdot|C) = \mathbb{P}(\cdot|BC) = \mathbb{P}_{BC}(\cdot)$$

$\mathbb{P}_B(\cdot|C)$ 见定义13

Definition 14

称 C 条件发生下, A 与 B 独立, 若

$$\mathbb{P}_C(AB) = \mathbb{P}_C(A)\mathbb{P}_C(B) \quad (1.3)$$

记为 $A \perp\!\!\!\perp_C B$ (条件独立)

Theorem 8

$\mathbb{P}(C) > 0, \mathbb{P}(BC) > 0$ 则 $A \perp\!\!\!\perp_C B \Leftrightarrow \mathbb{P}_C(A|B) = \mathbb{P}_C(A)$

证明: 由 $A \perp\!\!\!\perp_C B, \mathbb{P}_C(AB) = \mathbb{P}_C(A)\mathbb{P}_C(B)$

$$\mathbb{P}_C(A|B) = \frac{\mathbb{P}_C(AB)}{\mathbb{P}_C(B)} = \mathbb{P}_C(A)$$

1.4 期望与条件期望

1.4.1 离散随机变量的期望

Definition 15 (X 的期望)

$X : \Omega \rightarrow S$

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x) = \mathbb{E}^{\mathbb{P}}(X)$$

当此求和绝对收敛

注: $\mathbb{E}^{\mathbb{P}}(X)$ 强调这是在概率测度 \mathbb{P} 下的期望

Definition 16 ($g(X)$ 的期望)

$g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$

$$\mathbb{E}g(X) = \sum_{x \in S} g(x) \mathbb{P}(X = x)$$

当此求和绝对收敛

关于“求和绝对收敛”的讨论:

Example 6

$$\mathbb{E}(\mathbb{I}_A) = \mathbb{P}(A), A \in \mathcal{F}$$

Example 7

X 是离散随机变量, 由定义10, $X = \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_x}$, 其中 $A_x := \{X = x\}$. B 是任意的, 求 $\mathbb{E}(\mathbb{I}_B X)$

Remark 2. 对于 $A_x := \{X = x\}$ 应这样理解, A_x 是样本空间 Ω 的一个子集, 包含了所有使得 $X(\omega) = x$ 的样本点 ω .

根据离散随机变量的定义, $X(\omega) = x_k$ 当且仅当 $\omega \in A_{x_k}$. 因此对于每个 $x_k \in S$, 有

$$A_{x_k} = \{X = x_k\} = \{\omega \in \Omega | X(\omega) = x_k\} = A_{x_k}$$

所以 $A_x = \{A_{x_k}\}_{k \geq 1}$ 就是离散随机变量的划分

对于 $X = \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_x}$ 可以这样理解. 对于每个 $x \in S$, $\mathbb{I}_{A_x}(\omega)$ 是事件 $A_x = \{X = x\}$ 的指示函数

$$\mathbb{I}_{A_x}(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{if } X(\omega) = x \\ 0 & \text{if } X(\omega) \neq x \end{cases}$$

Solution. 要先求 $\mathbb{E}(|\mathbb{I}_B X|) < \infty$ 说明期望存在

对 $\forall \omega \in B$

$$\begin{aligned} \mathbb{I}_B X(\omega) &= \mathbb{I}_B(\omega) \sum_{x \in S} (x \cdot \mathbb{I}_{A_x}(\omega)) \\ &= \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_x \cap B}(\omega) \end{aligned}$$

其中 $\mathbb{I}_{A_x \cap B}$ 也可记为 $\mathbb{I}_{A_x B}$

$\{A_x B, x \in S\} \cup \{B^c\}$ 构成了样本空间 Ω 的一个划分. 因为 A_x 本身是对 Ω 的一个划分, 其与 B 的交是对 B 的划分. 并上 B^c , 则满足划分的定义⁴

对于 $\omega \in \Omega$, 由划分

$$\mathbb{I}_B X(\omega) = 0 \cdot \mathbb{I}_{B^c}(\omega) + \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_x \cap B}$$

$$\therefore \mathbb{E}|\mathbb{I}_B X| = \sum_{x \in S} |x| \mathbb{P}(A_x B) \leq \sum_{x \in S} |x| \mathbb{P}(A_x) = \mathbb{E}|X| < \infty$$

最后一个等号参考期望的定义¹⁵

$$\mathbb{E}(\mathbb{I}_B X) = \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(A_x B) = \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(\{X = x\} \cap B)$$

Theorem 9

$$\mathbb{E}(aX + bY) = a\mathbb{E}X + b\mathbb{E}Y$$

离散随机变量有两种表达形式, 如定义¹⁰和练习⁷所示

$$X = \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{\{X=x\}} = \sum_{k \geq 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k}$$

$$\sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}(X = x_k)$$

只有在“求和绝对收敛”(见定义¹⁵)的条件下, 等式才成立

Remark 3.

1. $\sum_{x \in S}$ (1) 级数的重排 (2) 可和族
2. X 是离散随机变量, $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, 则

$$g(X) = \sum_{x \in S} g(x) \mathbb{I}_{\{X=x\}}$$

是一个离散随机变量, 且 $\sigma(g(X)) \subseteq \sigma(X)$. 下面说明这个结论

当 $x_1 \neq x_2$ 时可能 $g(x_1) = g(x_2)$, 因此

$$\Pi_X = \{\{X = x\} | x \in S\} \neq \Pi_{g(X)}$$

其实 $\Pi_{g(X)} \subseteq \sigma(\Pi_X)$, 因为对于 $x_1 \neq x_2$ 但 $g(x_1) = g(x_2)$ 的情况, 比如在 Π_X 上 x_1, x_2 对应的样本空间是 Ω_1, Ω_2 , 但在 $\Pi_{g(X)}$ 上是 $\Omega_1 \cup \Omega_2$. 这一项在 Π_X 里有, 因为 σ 代数对可列并封闭. 但 Ω_1, Ω_2 分别在 $\Pi_{g(X)}$ 上没有. 把 σ 代数理解成信息, 则 $g(X) = y$ 提供的信息是比直接提供 x 的值要少的 (在 $g(\cdot)$ 已知的情况下).

3. $X \perp\!\!\!\perp Y$, $g, h: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, 则 $g(X) \perp\!\!\!\perp h(Y)$. 因为 $\sigma(X) \perp\!\!\!\perp \sigma(Y)$, 而 $\sigma(g(X)) \subseteq \sigma(X), \sigma(h(Y)) \subseteq \sigma(Y)$
如果 X, Y 是连续随机变量, 则对 g, h 有其他要求. 特殊地, 结论 3 对 g, h 连续时成立.

Theorem 10

- (1) $X \perp\!\!\!\perp Y, \mathbb{E}|X| < \infty, \mathbb{E}|Y| < \infty$, 则 $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$
 (2) X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则 $\mathbb{E}(X_1 \cdots X_n) = \mathbb{E}X_1 \cdots \mathbb{E}X_n$
 (3) $X \perp\!\!\!\perp Y, g, h: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \mathbb{E}|g(X)| < \infty, \mathbb{E}|h(Y)| < \infty$

$$\Rightarrow g(X) \perp\!\!\!\perp h(Y), \mathbb{E}(g(X)h(Y)) = \mathbb{E}(g(X))\mathbb{E}(h(Y))$$

Theorem 11

若 $X \geq 0$ 取整数值, 则 $\mathbb{E}(X) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}(X \geq k)$

证明:

1.4.2 条件期望

1° 关于“给定集合”的条件期望

Definition 17

$(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}), X: \Omega \rightarrow S, A \in \mathcal{F}, \mathbb{P}(A) > 0, \mathbb{E}|X| < \infty$, 定义 X 关于 A 的条件期望

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X|A) &:= \sum_{x \in S} \mathbb{P}(X = x|A) \\ &= \sum_{x \in S} x \mathbb{P}_A(X = x) \\ &= E^{\mathbb{P}_A}(X) \end{aligned}$$

Property 8 (线性性)

$$\mathbb{E}(aX + bY|A) = a\mathbb{E}(X|A) + b\mathbb{E}(Y|A)$$

证明: (用期望的性质)

Example 8

$$\mathbb{E}(\mathbb{I}_B|A) = 1 \cdot \mathbb{P}(B|A) + 0 \cdot \mathbb{P}(B^c|A) = \mathbb{P}(B|A)$$

Example 9

$$B \perp\!\!\!\perp A \Rightarrow \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|A) = \mathbb{E}(\mathbb{I}_B)$$

Property 9

$$\mathbb{E}|X| < \infty, \mathbb{P}(A) > 0, X \perp\!\!\!\perp \mathbb{I}_A \Rightarrow \mathbb{E}(X|A) = \mathbb{E}(X)$$

证明:

$$\because X \perp\!\!\!\perp \mathbb{I}_A, \therefore \{X = x\} \perp\!\!\!\perp A$$

$$\mathbb{E}(X|A) = \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x|A) = \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x) = \mathbb{E}(X)$$

其中

$$\sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x|A) = \sum_{x \in S} x \frac{\mathbb{P}(\{X = x\} \cap A)}{P(A)} = \mathbb{E}(X \mathbb{I}_A) / \mathbb{P}(A)$$

最后一个等号由例题7

至此没有用到独立性, 可以得到以下推论

Corollary 2

$$\mathbb{E}(X|A) = \mathbb{E}(X \mathbb{I}_A) / \mathbb{P}(A)$$

Problem 3 (作业 2-1)

Y 在 A 上取常数 c , 证明: $\mathbb{E}(XY|A) = c\mathbb{E}(X|A)$

2° 关于“给定划分生成的 σ 代数”的条件期望

Definition 18

设 $\Pi = \{\Lambda_k\}_{k \geq 1}$ 是 Ω 的划分, X 为离散随机变量, $\mathbb{E}|X| < \infty$, 定义

$$\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi))(\omega) := \mathbb{E}(X|\Lambda_k)$$

当 $\omega \in \Lambda_k$, 即

$$\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi)) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \mathbb{E}(X|\Lambda_k)$$

期望的本质是积分, 现在因为数分里的积分不够用了, 我们要定义新积分, 希望它也能保留原先的好性质

Property 10 (线性性)

$$\mathbb{E}(aX + bY|\sigma(\Pi)) = a\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi)) + b\mathbb{E}(Y|\sigma(\Pi))$$

证明: $\omega \in \Lambda_k$, $LHS = \mathbb{E}(aX + bY|\Lambda_k) = a\mathbb{E}(X|\Lambda_k) + b\mathbb{E}(Y|\Lambda_k)$

第二个等号由性质8成立.

Example 10

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(X|\{\emptyset, \Omega\}) &= \mathbb{E}(X|\sigma(\Omega)) \\
&= \mathbb{I}_\Omega \mathbb{E}(X|\Omega) \quad [\text{定义(18)}] \\
&= \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x|\Omega) \quad [\text{定义(17), } \Omega \perp\!\!\!\perp X] \\
&= \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x) \\
&= \mathbb{E}(X)
\end{aligned}$$

独立可以理解为：什么信息也没提供

Example 11

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(\mathbb{I}_B|\sigma(A)) &= \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|\{A, A^c, \Omega, \emptyset\}) \\
&= \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|\sigma(A, A^c)) \\
&= \mathbb{I}_A \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|A) + \mathbb{I}_{A^c} \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|A^c)
\end{aligned}$$

更进一步, 若 $A \perp\!\!\!\perp B$, 由 $\sigma(B) \perp\!\!\!\perp \sigma(A) \rightarrow \sigma(\mathbb{I}_B) \perp\!\!\!\perp \sigma(\mathbb{I}_A) \Rightarrow \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|\sigma(A)) = \mathbb{E}(\mathbb{I}_B)$

可以把这个结果推广：

Property 11

$\sigma(X) \perp\!\!\!\perp \sigma(\Pi)$, 则 $\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi)) = \mathbb{E}(X)$

证明： $\Pi_X = \{\{X = x\} | x \in S\}$, 默认 x 不相同

$\sigma(X) = \sigma(\Pi_X) = \{\{X = x\} | x \in S\}$

不妨设 $\Pi = \{\Lambda_k, k \geq 1\}$

则 $\sigma(X) \perp\!\!\!\perp \sigma(\Pi) \Rightarrow \forall x \in S, k \geq 1, \{X = x\} \perp\!\!\!\perp \Lambda_k$

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi)) &= \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \mathbb{E}(X|\Lambda_k) \\
&= \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x|\Lambda_k) \\
&= \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X = x) \\
&= \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \mathbb{E}(X) \\
&= \mathbb{I}_\Omega \mathbb{E}(X) \\
&= \mathbb{E}(X)
\end{aligned}$$

Example 12

$$\mathbb{E}(X|\sigma(X)) = X$$

$\sigma(X)$ 作为条件相当于知道了与 X 相关的所有信息, 即提取已知量

证明: $\sigma(X) = \sigma(\Pi_X)$, 其中 $\Pi_X = \{\{X = x\} | x \in S\}$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X|\sigma(X)) &= \sum_{x \in S} \mathbb{I}_{\{X=x\}} \mathbb{E}(X|X=x) \\ &= \sum_{x \in S} \mathbb{I}_{\{X=x\}} \mathbb{E}(X \mathbb{I}_{\{X=x\}}) / \mathbb{P}(X=x) \quad [\text{推论(2)}] \\ &= \sum_{x \in S} \mathbb{I}_{\{X=x\}} \cdot \frac{x \cdot \mathbb{P}(X=x) + 0 \cdot \mathbb{P}(X \neq x)}{\mathbb{P}(X=x)} \\ &= \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{\{X=x\}} = X \quad \square \end{aligned}$$

Property 12 (提取已知量)

设 $\Pi = \{\Lambda_k, k \geq 1\}$ 为 Ω 的划分, $\mathbb{E}|X| < \infty, \mathbb{E}|XY| < \infty$, 则当 $\sigma(X) \subseteq \sigma(\Pi)$ 时, 有

1. $\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi)) = X$
2. $\mathbb{E}(XY|\sigma(\Pi)) = X \mathbb{E}(Y|\sigma(\Pi))$

特别地, 取 $X = \mathbb{I}_A, A \in \sigma(\Pi)$, 则

1. $\mathbb{E}(\mathbb{I}_A|\sigma(\Pi)) = \mathbb{I}_A$
2. $\mathbb{E}(\mathbb{I}_A Y|\sigma(\Pi)) = \mathbb{I}_A \mathbb{E}(Y|\sigma(\Pi))$

证明: 只需证 (2), 因为从 (2) \rightarrow (1) 即 $Y = \mathbb{I}_\Omega$

$X = \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_x}$, 其中 $A_x := \{X = x\}$

(Step 1) $\sigma(X) = \{\sum_{x \in S'_X} A_x | S'_X \subseteq S_X\}$

$\sigma(X) = \{\sum_{k \in J} \Lambda_k | J \subseteq \mathbb{N}\}$

已知: $\sigma(X) \subseteq \sigma(\Pi) \Rightarrow \exists$ 一族 $\{x_k\}_{k \geq 1}$ (可能有相同元素), 使得 $X = \sum_{k \geq 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k}$, 其中 $\cup_{k \geq 1} \{x_k\} = S_x$ (S_x 为取值空间)

注: Π 是 $\Pi_X = \{A_x | x \in S\}$ 的加细划分

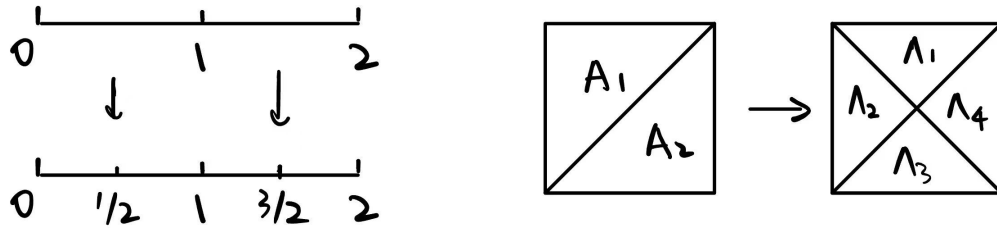


图 1: 加细划分

(Step 2) 对于 $\omega \in \Lambda_j, \forall j \geq 1$

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(XY|\sigma(\Pi))(\omega) &= \mathbb{E}\left(\sum_{k \geq 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k} Y | \sigma(\Pi)\right)(\omega) \quad [X = \sum_{k \geq 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k}] \\
&= \mathbb{E}\left(\sum_{k \geq 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k} Y | \Lambda_j\right) \quad [\sigma(\Pi) \text{ 定义}] \\
&= \mathbb{E}\left(\sum_{k \geq 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k} Y \mathbb{I}_{\Lambda_j}\right) / \mathbb{P}(\Lambda_j) \quad [\text{推论 (2)}] \\
&= \mathbb{E}(Y x_j \mathbb{I}_{\Lambda_j}) / \mathbb{P}(\Lambda_j) \quad [\mathbb{I}_{\Lambda_k} \mathbb{I}_{\Lambda_j} \text{ 当 } \Lambda_k \neq \Lambda_j \text{ 时} = 0] \\
&= x_j \mathbb{E}(Y \mathbb{I}_{\Lambda_j}) / \mathbb{P}(\Lambda_j) \\
&= x_j \mathbb{E}(Y | \mathbb{I}_{\Lambda_j}) \\
&= X(\omega) \mathbb{E}(Y | \mathbb{I}_{\Lambda_j})
\end{aligned}$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}(XY|\sigma(\Pi)) = X \sum_{j \geq 1} \mathbb{I}_{\Lambda_j} \mathbb{E}(Y | \Lambda_j) = X \mathbb{E}(Y|\sigma(\Pi))$$

数学上有种现象叫“法国人的伎俩”，即把定理当定义用。严格地讲，这么做有时会出现存在性和唯一性不满足的问题。下面介绍一个常被当做定义用的定理：

Theorem 12

$\Pi = \{\Lambda_k, k \geq 1\}$ 为 Ω 的划分, $\mathbb{E}|X| < \infty$. 记 $Y := \mathbb{E}(X|\sigma(\Pi)) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \mathbb{E}(X|\Lambda_k)$, 则

1. Y 仍是一个离散随机变量, 且 $\mathbb{E}|Y| \geq \mathbb{E}|X| < \infty$
2. $\sigma(Y) \subseteq \sigma(\Pi)$ (记作 $Y \in \sigma(\Pi)$, 即 Y 的所有信息都在 $\sigma(\Pi)$ 里)
3. $\forall A \in \sigma(\Pi)$, 有 $\mathbb{E}(Y \mathbb{I}_A) = \mathbb{E}(X \mathbb{I}_A)$

证明: (1) $\mathbb{E}|X| = \sum_{x \in S_x} |x| \mathbb{P}(X = x) < \infty$

$$\mathbb{E}|Y| = \sum_{k \geq 1} |\mathbb{E}(X|\Lambda_k)| \mathbb{P}(\Lambda_k) \geq \sum_{k \geq 1} \sum_{x \in S} |x| \mathbb{P}(\{X = x\} \cap \Lambda_k)$$

逻辑上, 现在第一个等号不成立, 但之后 $< \infty$ 一写出来, 之前的所有等号立刻成立, 此处只为书写简便

$$\mathbb{E}|X| = \sum_{x \in S_x} |x| \mathbb{P}(X = x) = \sum_{x \in S} |x| \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}(\Lambda_k \cap \{X = x\})$$

我们知道 $\sum_{x \in S} |x| \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}(\Lambda_k \cap \{X = x\})$ 绝对收敛, 若求和次序交换后的 $\sum_{k \geq 1} \sum_{x \in S} |x| \mathbb{P}(\{X = x\} \cap \Lambda_k)$ 也绝对收敛, 则 $\mathbb{E}|Y| < \infty$ 得证. 有一个引理可以保证绝对收敛:

Lemma 1 ([5].P280. 推论)

从 273-280

Corollary 3 (来自定理12(1)) 1. (重期望公式) $\mathbb{E}|\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi))| = \mathbb{E}|X|, \mathbb{E}(\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi))) = \mathbb{E}(X)$

2. $|\mathbb{E}(X|\Lambda_k)| \leq \mathbb{E}(|X| | \Lambda_k), |\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi))| \leq \mathbb{E}(|X| | \sigma(\Pi))$

(2) 由定义, $Y = \sum_{k \geq 1} y_k \mathbb{I}_{\Lambda_k}$, 其中 $y_k := \mathbb{E}(X|\Lambda_k)$
 记 $S_Y = \cup_{k \geq 1} \{y_k\}$, 注意到, 可能 $\exists i \neq j$, 但 $y_i = y_j$
 故 $J_y = \{k | y_k = y\} (y \in S_Y)$ 中个数可能大于 1

$$Y = \sum_{y \in S_Y} y \mathbb{I}_{\sum_{k \in J_y} \Lambda_k}$$

$$\{Y = y\} = \sum_{k \in J_y} \Lambda_k \in \sigma(\Pi)$$

$$\sigma(Y) \subseteq \sigma(\Pi) \quad \square$$

$$(3) \mathbb{E}(Y \mathbb{I}_A) = \mathbb{E}(\mathbb{I}_A \mathbb{E}(X|\sigma(\Pi)))$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Y \mathbb{I}_A) &= \mathbb{E}(\mathbb{I}_A \mathbb{E}(X|\sigma(\Pi))) \\ &= \mathbb{E}(\mathbb{E}(X \mathbb{I}_A | \sigma(\Pi))) \quad [A \in \sigma(\Pi), \text{性质(12)}] \\ &= \mathbb{E}(X \mathbb{I}_A) \quad [\text{重期望-推论(3)}] \end{aligned}$$

3° 关于离散随机变量的条件期望

Definition 19

概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, X, Y 为离散随机变量, $\mathbb{E}|X| < \infty$. 定义 $\mathbb{E}(X|Y) = \mathbb{E}(X|\sigma(Y)) = \mathbb{E}(X|\sigma(\Pi_Y))$, 称为 X 关于 Y 的条件期望

注: $\omega = \{Y = y\} \in \Pi_Y$ 或 $Y(\omega) = y$, $\mathbb{E}(X|Y)(\omega) = \mathbb{E}(X|Y = y)$

Example 13

$$\mathbb{E}(X|\Pi_\Omega) = \mathbb{E}(X|\sigma(\Omega)) = \mathbb{E}(X)$$

Example 14

$$\mathbb{I}_A \perp\!\!\!\perp \mathbb{I}_B \Rightarrow \mathbb{E}(\mathbb{I}_A | \mathbb{I}_B) = [\text{Exa(11)}] \mathbb{E}(\mathbb{I}_A)$$

Example 15

$$\mathbb{E}(X|X) = \mathbb{E}(X|\sigma(X)) = X [\text{Exa 12}]$$

Property 13

假设以下期望、条件期望都有意义

1. $\mathbb{E}(aX + bY|Z) = a\mathbb{E}(X|Z) + b\mathbb{E}(Y|Z)$
2. $X \perp\!\!\!\perp Y \Rightarrow \mathbb{E}(X|Y) = \mathbb{E}(X)$
3. $\sigma(X) \subseteq \sigma(Z) \Rightarrow \mathbb{E}(XY|Z) = X\mathbb{E}(Y|Z)$
4. $\mathbb{E}(\mathbb{E}(X|Z)) = \mathbb{E}(X)$
5. $|\mathbb{E}(X|Z)| \leq \mathbb{E}(|X| | Z)$

4° 关于多个离散随机变量的条件期望

$\mathbb{E}(Y|X_1, \dots, X_n)$

1. 由 X_1, \dots, X_n 生成的 σ 代数 $\sigma(X_1, \dots, X_n)$
2. $:= \mathbb{E}(Y|\sigma(X_1, \dots, X_n))$

怎样生成 σ 代数可以包含 X_1, \dots, X_n 尽可能多的信息?

直觉是 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \sigma(X_k)$, 然而它不一定是 σ 代数, 因为它对可列并不封闭.

每个 $\sigma(X_k)$ 是一个 σ 代数, 因此它对可列并封闭.

然而, $\bigcup_{k=1}^{\infty} \sigma(X_k)$ 只是将每个 $\sigma(X_k)$ 中的集合简单地并在一起, 并没有保证这些集合的可列并仍然在 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \sigma(X_k)$ 中.

例如, 假设 $X_k \in \sigma(X_k)$, 那么 X_k 在 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \sigma(X_k)$ 中, 但 $\bigcup_{k=1}^{\infty} X_k$ 可能不在 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \sigma(X_k)$ 中, 因为它可能不属于任何一个单独的 $\sigma(X_k)$. 问题出在 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \sigma(X_k)$ 缺少 $\{\sigma(X_k)\}_{k \geq 1}$ 交互的部分

怎样把 $\bigcup_{k=1}^{\infty} \sigma(X_k)$ 变成 σ 代数?

Definition 20 (多个离散随机变量的条件期望)

定义由离散随机变量 X_1, \dots, X_n 生成的 σ 代数

$$\begin{aligned}
\sigma(X_1, \dots, X_n) &:= (X_1, \dots, X_n)^{-1}(2^{S_1} \times \dots \times 2^{S_n}) \\
&:= \underbrace{\{(X_1, \dots, X_n)^{-1}(A_1 \times \dots \times A_n) \mid A_1 \times \dots \times A_n \subseteq \underbrace{S_1 \times \dots \times S_n}_{\text{乘积空间}}\}}_{\text{柱集}} \\
&= \left\{ \bigcap_{k=1}^{\infty} X_k^{-1}(A_k) \mid A_k \in 2^{S_k}, 1 \leq k \leq n \right\}
\end{aligned}$$

Theorem 13

令 $x_k = \sum_{i \geq 1} x_{k,i} \mathbb{I}_{\Lambda_{k,i}}, 1 \leq k \leq n$, 为离散随机变量, 对每一个 $k, \Pi_k := \{\Lambda_{k,i} | i \geq 1\}$ 为 Ω 的划分, 定义

$$\Pi_{(X_1, \dots, X_n)} := \{\Lambda_{1,i_1} \cap \dots \cap \Lambda_{n,i_n} | i_k \geq 1, 1 \leq k \leq n\}$$

则

1. $\Pi_{(X_1, \dots, X_n)}$ 是 Ω 的划分, 且

$$\sigma(\Pi_{(X_1, \dots, X_n)}) = \left\{ \sum_{\substack{(i_1, \dots, i_n) \\ \in J_1 \times \dots \times J_n}} (\Lambda_{1,i_1} \cap \dots \cap \Lambda_{n,i_n}) | J_k \subseteq \mathbb{N}, 1 \leq k \leq n \right\}$$

2. $\sigma(X_1, \dots, X_n) = \sigma(\Pi_{(X_1, \dots, X_n)})$ (即定义20是有意义的, well-defined, make sense, 良定义)

Problem 4 (作业 2-2)

证明定理13在 $n = 2$ 时成立

Definition 21

$\mathbb{E}|Z| < \infty$ 定义

$$\mathbb{E}(Z|X_1, \dots, X_n) = \mathbb{E}(Z|\sigma(X_1, \dots, X_n)) := \mathbb{E}(Z|\sigma(\Pi_{(X_1, \dots, X_n)}))$$

Definition 22

$(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}), Y : \Omega \rightarrow S_Y, X_1 : \Omega \rightarrow S_1, X_2 : \Omega \rightarrow S_2$ 为离散随机变量, 称 Y 和 (X_1, X_2) 独立, 若 $\sigma(Y) \perp \sigma(X_1, X_2)$. $[\sigma(Y) = Y^{-1}(2^{S_Y}), \sigma(X_1, X_2) = (X_1, X_2)^{-1}(2^{S_1} \times 2^{S_2})]$

即 $\forall A \subseteq S_Y, B \subseteq 2^{S_1} \times 2^{S_2}, B = B_1 \times B_2$, 有

$$\mathbb{P}(Y \in A, (X_1, X_2) \in B) = \mathbb{P}(Y \in A)\mathbb{P}((X_1, X_2) \in B)$$

其中 $\mathbb{P}((X_1, X_2) \in B) = \mathbb{P}(X_1 \in B_1, X_2 \in B_2)$

Problem 5 (作业 2-3)

证明:

$$\begin{aligned} Y \perp (X_1, X_2) &\Leftrightarrow \forall y \in S_Y, x_1 \in S_1, x_2 \in S_2 \\ &\text{有 } \mathbb{P}(Y = y, (X_1, X_2) = (x_1, x_2)) \\ &= \mathbb{P}(Y = y)\mathbb{P}((X_1, X_2) = (x_1, x_2)) \end{aligned}$$

有了上述定义, 可以推广:

1. $(Y_1, \dots, Y_n) \perp (X_1, \dots, X_n)$
2. $Y \perp_A (X_1, \dots, X_n) (A \in \mathcal{F}, \mathbb{P}(A) > 0)$

Property 14

$$Y \perp\!\!\!\perp (X_1, X_2) \Rightarrow Y \perp\!\!\!\perp X_1, Y \perp\!\!\!\perp X_2$$

证明：在定义 22 中取 $B_2 = \Omega$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Y \in A, X_1 \in B_1) &= \mathbb{P}(Y \in A, X_1 \in B_1, X_2 \in S_2) \\ &= \mathbb{P}(Y \in A) \mathbb{P}(X_1 \in B_1, X_2 \in S_2) \quad [Y \perp\!\!\!\perp (X_1, X_2)] \\ &= \mathbb{P}(Y \in A) \mathbb{P}(X_1 \in B_1) \end{aligned}$$

注：看到 \Rightarrow 要自然地问，反过来 \Leftarrow 成立吗？做数学要多问自己一些问题，即便没有答案

Corollary 4

$$(Y_1, \dots, Y_n) \perp\!\!\!\perp (X_1, \dots, X_n) \Rightarrow Y_k \perp\!\!\!\perp X_j, 1 \leq k \leq m, 1 \leq j \leq n$$

1.5 随机过程

1.5.1 什么是随机过程

Definition 23 (随机过程)

设 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ 为概率空间, (S, \mathcal{S}) 为可测空间, \mathbb{T} 为指标集/参数集, 称随机变量族

$$\{X_t : (\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) \rightarrow (S, \mathcal{S}) | t \in \mathbb{T}\}$$

为 (S) 值随机过程 X . 其中 (S, \mathcal{S}) 称为 X 的状态空间

注：

1. $\forall t \in \mathbb{T}, X_t$ 为随机变量
2. \mathbb{T} 为时间集, X_t 为过程 X 在时刻 t 的状态

$\mathbb{T} \setminus S \subseteq \mathbb{R}$	离散(e.g. \mathbb{N})	连续(e.g. \mathbb{R}, \mathbb{R}^+)
可数集(e.g. \mathbb{N}, \mathbb{Z})	离散时间/参数的随机过程	
连续统(e.g. $[0, T], \mathbb{R}^+$)	连续时间/参数的随机过程	

1.5.2 随机过程的分布

1. $\forall t \in \mathbb{T}, X_t : \Omega \rightarrow S$ 为随机变量/可测映射
2. $X : \mathbb{T} \times \Omega \rightarrow S$ 二元映射
3. $X : \Omega \rightarrow S^{\mathbb{T}}$ 其中 $S^{\mathbb{T}} = \{f | f : \mathbb{T} \rightarrow S\}$, $X : \omega \rightarrow X(\omega) = X(\cdot, \omega)$

分布可用有限维分布族刻画

Definition 24

固定样本点 ω , 则 $X.(\omega)$ 为 $\mathbb{T} \rightarrow S$ 的映射, 即 $X.(\omega) \in S^{\mathbb{T}}$, 称 $X.(\omega)$ 是过程 X 的一个实现/样本路径/样本函数

Definition 25

$\forall n \geq 1, t_1, t_2, \dots, t_n$ 称

$$(x_1, x_2, \dots, x_n) \mapsto F_{t_1, t_2, \dots, t_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \mathbb{P}(X_{t_1} \leq x_1, \dots, X_{t_n} \leq x_n)$$

为 X 的 n 维分布

Definition 26 (过程的有限维分布族)

定义

$$\{F_{t_1, t_2, \dots, t_n} | n \geq 1, t_1, \dots, t_n \in \mathbb{T}\}$$

1.5.3 随机过程的存在性

1. (抽象的) 从概率论/测度论出发去证明随机过程存在性, 不写出具体形式, 满足随机过程符合给定的有限维分布族即可
2. (具体的) 构造性证明

Property 15

随机过程的有限维分布族具有以下两个性质

1. (对称性) 重排, 设 $\sigma: \{1, \dots, n\} \rightarrow \{1, \dots, n\}$ 为双射, 则

$$F_{t_{\sigma(1)}, \dots, t_{\sigma(n)}}(x_{\sigma(1)}, \dots, x_{\sigma(n)}) = F_{t_1, \dots, t_n}(x_1, \dots, x_n)$$

2. (相容性) $m \geq n$

$$F_{t_1, \dots, t_n, t_{n+1}, \dots, t_m}(x_1, \dots, x_n, +\infty, \dots, +\infty) = F_{t_1, \dots, t_n}(x_1, \dots, x_n)$$

注: 相容性类比从高维向低维的投影, $\mathbb{P}(X \leq +\infty) = F_X(+\infty) = 1$

这两个性质是随机过程存在的必要条件

Theorem 14 (Kolmogorov 定理)

设分布函数族

$$\{F_{t_1, \dots, t_n} | t_1, \dots, t_n \in \mathbb{T}, n \geq 1\}$$

满足对称性, 相容性, 则必存在一个随机过程 $\{X_t, t \in \mathbb{T}\}$ 使得上述分布函数族 F 是 X 的有限维分布族

1.5.4 随机过程的基本类型

1. 离散时间马氏链（由条件概率定义）
2. Poisson 过程
3. 更新过程
4. 连续时间马氏链
5. 离散时间 Martingale（由条件期望定义）
6. 布朗运动

Definition 27

对连续时间的随机过程 $\{X_t, t \in \mathbb{T}\}$

1. 若对一切的 $t_0 < t_1 < \cdots < t_n$ 有 $X_{t_1} - X_{t_0}, \cdots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ 相互独立, 则过程 X 是独立增量过程 (e.g. 布朗运动)
2. 若对每一个 $S \in \mathbb{T}$, $X_{t+s} - X_t$ 对一切的 t 都有相同分布, 称 X 为平稳增量过程

2 马氏链

2.1 离散时间马氏链

马尔可夫性 \leftrightarrow 已知现在, 过去与未来不相干/独立

Definition 28 ((离散时间) 马氏链)

称 S 值随机过程 $\{X_n, n \geq 0\}$ 为马氏链, 若 X 满足以下马氏性: $\forall n \geq 0, x_0, x_1, \dots, x_n, y \in S$,

$$\mathbb{P}(\underbrace{X_{n+1} = y}_{\text{未来}} | \underbrace{X_0 = x_0, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}}_{\text{过去}}, \underbrace{X_n = x_n}_{\text{现在}}) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x_n) \quad (M_1)$$

其中 X_0 的分布称为 X 的初始分布

Definition 29

当 S 为有限集, 称链为有限链, 当 S 为无限集, 称链为无限链

注: 改写 (M_1)

$$LHS = \mathbb{P}_{X_n = x_n}(X_{n+1} = y | X_0 = x_0, \dots, X_{n-1} = x_{n-1})$$

$$RHS = \mathbb{P}_{X_n = x_n}(X_{n+1} = y)$$

$$M_1 \Leftrightarrow \{X_{n+1} = y\} \perp\!\!\!\perp_{\{X_n = x_n\}} \{X_0 = x_0, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}\}$$

$$\Leftrightarrow X_{n+1} \perp\!\!\!\perp_{\{X_n = x_n\}} (X_0, \dots, X_{n-1})$$

(M_1) 未来 $\perp\!\!\!\perp_{\text{现在}}$ 过去

$$\mathbb{P}_{\text{现在}}(\text{未来} | \text{过去}) = \mathbb{P}_{\text{现在}}(\text{未来})$$

Lemma 2 (马氏性的等价表示)

[Grimmett [3]] 下面三个命题等价

1. (M_1) 马氏性
2. $(M_2) \forall k \geq 0, 0 \leq n_1 < \dots < n_k \leq n$, 对于 $y, x_{n_1}, \dots, x_{n_k} \in S$,

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_1} = x_{n_1}, \dots, X_{n_k} = x_{n_k}) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_k} = x_{n_k}) \quad (2.1)$$

即

$$\{X_{n+1} = y\} \perp\!\!\!\perp_{\{X_{n_k} = x_{n_k}\}} \{X_{n_1} = x_{n_1}, \dots, X_{n_{k-1}} = x_{n_{k-1}}\}$$

3. (M_3) 对 $\forall m \geq 1, n \geq 0, \{y, x_i, 0 \leq i \leq n\} \subseteq S$, 有

$$\mathbb{P}(X_{n+m} = y | X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n) = \mathbb{P}(X_{n+m} = y | X_n = x_n) \quad (2.2)$$

即

$$\{X_{n+m} = y\} \perp\!\!\!\perp_{\{X_n = x_n\}} \{X_0 = x_0, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}\}$$

证明：思路 $1 \Leftrightarrow 3 \Leftrightarrow 2$

(2) \rightarrow (3), 先处理一些记号的问题. 记 (2) 中的 n 为 $n^{(2)}$, (3) 中的 n 为 $n^{(3)}$. 则取 $n_k = n^{(3)} = n^{(2)} + 1 - m \leq n^{(2)}$, 所以 $n^{(3)} + m = (n^{(2)} + 1 - m) + m = n^{(2)} + 1$, 即已知 (2) 可推 (3)

(3) \rightarrow (1), 取 $m = 1$, 显然

只需证 (3) \rightarrow (2), (1) \rightarrow (3)

这里回顾独立的三种写法

1. $A \perp\!\!\!\perp_B C$ 记号
2. $\mathbb{P}_B(A, C) = \mathbb{P}_B(A)\mathbb{P}_B(C)$ 定义
3. $\mathbb{P}_B(A|C) = \mathbb{P}_B(A)$ 定理

(Step 1) 证明 (3) \rightarrow (2)

思路：(2)(3) 条件不同, 想要由 (3) 推 (2), 则切换到 (2) 的条件概率测度, 展开, 再用 (3) 的条件瘦身

对 $\forall k \geq 2, 0 \leq n_1 < n_2 < \cdots < n_k = n$

令 $J = \{0, 1, \cdots, n_k - 1, n_k\} \setminus \{n_1, \cdots, n_k\}$, $\tilde{\mathbb{P}}(\cdot) = \mathbb{P}(\cdot | X_{n_1} = x_{n_1}, \cdots, X_{n_k} = x_{n_k})$

$$\begin{aligned} \tilde{\mathbb{P}}(X_{n+1} = y) &= \sum_{x_j \in S, j \in J} \tilde{\mathbb{P}}(X_{n+1} = y | X_j = x_j, j \in J) \cdot \tilde{\mathbb{P}}(X_j = x_j, j \in J) \quad [\text{全概公式}] \\ &= \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_k} = x_{n_k}) \sum_{x_j \in S, j \in J} \tilde{\mathbb{P}}(X_j = x_j, j \in J) \quad [(3), \mathbb{P}_C(\cdot|A) = \mathbb{P}_C(\cdot)] \\ &= \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_k} = x_{n_k}) \end{aligned}$$

其中, 记号 $\sum_{x_j \in S, j \in J}$ 中的下标意为: 假设 J 中元素个数为 $\#J = u$, 则 $(x^{(1)}, \cdots, x^{(u)}) \in S^u$. 从简单的开始, $\sum_{x \in S} \mathbb{P}(X = x) = \mathbb{P}(\Omega)$, $\sum_{(x,y) \in S^2} \mathbb{P}(X = x, Y = y) = \mathbb{P}(\Omega)$, \cdots , $\sum_{(x^{(1)}, \dots, x^{(u)}) \in S^u} \mathbb{P}(X^{(1)} = x^{(1)}, \cdots, X^{(u)} = x^{(u)}) = \mathbb{P}(\Omega) = 1$

(Step 2) 下证 (1) \rightarrow (3)

1. $m = 1$ 时, 即 (1)

2. 假设 $m = k$ 时 (3) 成立, 即 $\forall n \geq 1, \{y, x_i, n \geq i \geq 0\} \subseteq S$,

$$\{X_{n+k} = y\} \perp\!\!\!\perp_{\{X_n = x_n\}} \{X_0 = x_0, \cdots, X_{n-1} = x_{n-1}\} \xrightarrow{\text{性质(14)}} \{X_{n+k} = y\} \perp\!\!\!\perp_{\{X_n = x_n\}} \{X_{n-1} = x_{n-1}\}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_{n+k} = y | X_0 = x_0, \cdots, X_n = x_n) &= \mathbb{P}(X_{n+k} = y | X_n = x_n) \\ &= \mathbb{P}(X_{n+k} = y | X_n = x_n, X_{n-1} = x_{n-1}) \end{aligned} \quad (*)$$

当 $m = k + 1$ 时, 对 $\forall \{y, x_i, n \geq i \geq 0\} \subseteq S$

令 $\tilde{\mathbb{P}}_n(\cdot) := \mathbb{P}(\cdot | X_0 = x_0, \cdots, X_n = x_n)$

$$\begin{aligned} \tilde{\mathbb{P}}_n(X_{n+k+1} = y) &\stackrel{\text{Thm(5)}}{=} \sum_{x_{n+1} \in S} \tilde{\mathbb{P}}_n(X_{n+k+1} = y | X_{n+1} = x_{n+1}) \cdot \tilde{\mathbb{P}}_n(X_{n+1} = x_{n+1}) \\ &= \sum_{x_{n+1} \in S} \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y | X_{n+1} = x_{n+1}, X_n = x_n) \cdot \mathbb{P}(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n) \quad [(*), \text{归纳法假设}] \\ &\stackrel{(1.2)}{=} \sum_{x_{n+1} \in S} \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y, X_{n+1} = x_{n+1}, X_n = x_n) / \mathbb{P}(X_n = x_n) \\ &= \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y, X_n = x_n) / \mathbb{P}(X_n = x_n) \\ &= \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y | X_n = x_n) \end{aligned}$$

即 $m = k + 1$ 得证 □

证明 (Step 2) 时如果在 x_{n+k} 处展开而不是在 x_{n+1} , 也是可以的. 实际上在 $x_{n+j}, \forall j, 1 \leq j \leq k$ 展开都可以, 关键在于用性质14和全概公式5凑出乘法公式(1.2), 消元即可.

Remark 4. 三种写法的直觉

1. M_1 : 未来“下一步”跟过去“每一步”都无关
2. M_2 : 未来“下一步”跟过去的“任意若干步”都无关
3. M_3 : 未来“下 m 步”跟过去“每一步”都无关

可以推出, 由 (2)(3), 下式也成立:

对 $\forall m \geq 1, n \geq 0, \{y, x_i, 0 \leq i \leq n\} \subseteq S$

$$\mathbb{P}(X_{n+m} = y | X_{n_1} = x_{n_1}, \dots, X_{n_k} = x_{n_k}) = \mathbb{P}(X_{n+m} = y | X_{n_k} = x_{n_k})$$

Corollary 5

若 X 是马氏链, 则 $\forall n \geq 1, \{x_i, n \geq i \geq 0, y\} \subseteq S$, 有

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x_n, X_{n-1} = x_{n-1})$$

补充记号:

- 乘积空间

$$S^n := \underbrace{S \times \dots \times S}_{n \text{ 个}}$$

- 乘积 σ 代数

$$\bigotimes_n 2^S := \underbrace{2^S \times \dots \times 2^S}_{n \text{ 个}}$$

Property 16 (马氏性的等价条件)

下列三个命题等价

1. 马氏性 (M_1)
2. 对 $\forall n \geq 1, m \geq 1, A \in \bigotimes_n 2^S, B \in \bigotimes_m 2^S$, 即 $(A \subseteq S^n, B \subseteq S^m)$, 有

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_{n-1}) \in A, (X_{n+1}, \dots, X_{n+m}) \in B) \\ &= \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_{n-1}) \in A) \cdot \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_{n+1}, \dots, X_{n+m}) \in B) \end{aligned} \quad (2.3)$$

即 $(X_0, \dots, X_{n-1}) \perp_{\{X_n=x_n\}} (X_{n+1}, \dots, X_{n+m})$ 的定义

3. $\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_{n+1}, \dots, X_{n+m}) \in B | (X_0, \dots, X_{n-1}) \in A) = \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_{n+1}, \dots, X_{n+m}) \in B)$

证明: (2) \Leftrightarrow (3), 独立的定义和定理, 显然

(3) \rightarrow (1), 取 $k = 0$ 显然

只需证 (1) \rightarrow (3)

只需证 (3) 对简单事件 A, B (单点集合) 成立, 即 $\forall n \geq 1, m \geq 1, \{x_0, x_1, \dots, x_{n+m} \subseteq S\}$, 有

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_{n+1}, \dots, X_{n+m}) = x_{n+1}^{n+m} | (X_0, \dots, X_{n-1}) = x_0^{n-1}) = \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_{n+1}, \dots, X_{n+m}) = x_{n+1}^{n+m})$$

其中 $x_{n+1}^{n+m} = (x_{n+1}, \dots, x_{n+m}), x_0^{n-1} = (x_0, \dots, x_{n-1})$

* 只要对单点集合成立, 对一般情况也成立, 证明见定理1

令

$$\tilde{\mathbb{P}}_n(\cdot) := \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(\cdot | (X_0, \dots, X_{n-1}) = x_0^{n-1}) = \mathbb{P}(\cdot | (X_0, \dots, X_n) = x_0^n)$$

只证 $m = 2$, 即由

$$\tilde{\mathbb{P}}_n(X_{n+1} = x_{n+1}) = \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(X_{n+1} = x_{n+1})$$

证得

$$\tilde{\mathbb{P}}_n(X_{n+1} = x_{n+1}, X_{n+2} = x_{n+2}) = \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(X_{n+1} = x_{n+1}, X_{n+2} = x_{n+2})$$

$$\begin{aligned} \tilde{\mathbb{P}}_n((X_{n+1}, X_{n+2}) = (x_{n+1}, x_{n+2})) &= \tilde{\mathbb{P}}_n(X_{n+1} = x_{n+1}) \cdot \tilde{\mathbb{P}}_n(X_{n+2} = x_{n+2} | X_{n+1} = x_{n+1}) \\ &\stackrel{(M_1)}{=} \mathbb{P}(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n) \cdot \mathbb{P}(X_{n+2} = x_{n+2} | X_{n+1} = x_{n+1}) \\ &\stackrel{\text{Cor}(5)}{=} \mathbb{P}(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n) \cdot \mathbb{P}(X_{n+2} = x_{n+2} | X_{n+1} = x_{n+1}, X_n = x_n) \\ &= \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(X_{n+1} = x_{n+1}) \cdot \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(X_{n+2} = x_{n+2} | X_{n+1} = x_{n+1}) \\ &\stackrel{(1.2)}{=} \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_{n+1}, X_{n+2}) = (x_{n+1}, x_{n+2})) \end{aligned}$$

Corollary 6

设 X 为马氏链, 则对每一个 $n \geq 1, m \geq 1, u_k < u_{k+1}, 0 \leq k \leq n+m-1$, 有

$$(X_{u_0}, \dots, X_{u_{n-1}}) \perp\!\!\!\perp_{\{X_{u_n}=x_{u_n}\}}(X_{u_{n+1}}, \dots, X_{u_{n+m}})$$

2.2 时齐马氏链与转移概率

Definition 30 (时间齐次马氏链)

称马氏链 $X: \{X_n, n \geq 0\}$ 为时齐的或时间齐次马氏链, 若对 $\forall n \geq 0, i, j \in S$

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = \mathbb{P}(X_1 = j | X_0 = i)$$

Definition 31

X 是时齐马氏链, 称

$$p_{ij} := p_{i,j} = \mathbb{P}(X_1 = j | X_0 = i) \quad i, j \in S$$

为 X 从状态 i 到 j 的 (一步) 转移概率, 并称矩阵

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & \cdots \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix}$$

为 (一步) 转移 (概率) 矩阵

若不加说明, 则默认讨论的马氏链都是时齐的

注:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(x_{n+1} = y) &= \sum_{x \in S} \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x) \cdot \mathbb{P}(X_n = x) \\ &= \sum_{x \in S} p_{xy} \cdot \mathbb{P}(X_n = x) \end{aligned}$$

Theorem 15 (转移矩阵的刻画)

转移矩阵是一个随机矩阵, 即

1. $\forall i, j \in S, p_{ij} \geq 0$
2. $\forall i \in S, \sum_{j \in S} p_{ij} = 1$

即转移矩阵的每一行 $(p_{ij})_{j \in S}$ 为 S 上的一个概率分布

注: 另一种随机矩阵是指元素为随机变量的矩阵, 和这里讲的没有关系

证明:

$$\sum_{j \in S} \mathbb{P}(X_1 = j | X_0 = i) = \mathbb{P}(X_1 \in S | X_0 = i) = \mathbb{P}(\Omega | X_0 = i) = 1$$

Definition 32 (时齐马氏链)

设 $X = \{X_n, n \geq 0\}$ 为一随机过程, 若

1. 初值 X_0 满足分布 $\mu = (\mu_i)_{i \in S}$, 即 $\mathbb{P}(X_0 = i) = \mu_i, i \in S$
2. 存在一个随机矩阵 $P = (p_{ij})_{i,j \in S}$ 使得 $\forall n \geq 1, i_0, \dots, i_{n-1}, i, j \in S$

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}, X_n = i) = p_{ij}$$

则称 X 具有初始分布 μ 和转移矩阵 P 的 (时齐) 马氏链, 记作 $X \sim \text{Markov}(\mu, P)$

上述定义与 (M_1) 马氏链定义28等价

证明: $(2) \rightarrow (M_1)$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) &= \sum_{(i_0, \dots, i_{n-1}) \in S^n} \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i, X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \mathbb{P}(X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \\ &= \sum_{(i_0, \dots, i_{n-1}) \in S^n} p_{ij} \cdot \mathbb{P}(X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) = p_{ij} \end{aligned}$$

所以 $\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}, X_n = i) = \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i)$

即然有 (M_1) , 为什么还要定义32? 因为该定义决定了马氏链的有限维分布

Example 16 (Gambler's Ruin)

[Durrett [2], P1]

Example 1.1 (Gambler's Ruin). Consider a gambling game in which on any turn you win \$1 with probability $p = 0.4$ or lose \$1 with probability $1 - p = 0.6$. Suppose further that you adopt the rule that you quit playing if your fortune reaches \$N. Of course, if your fortune reaches \$0 the casino makes you stop.

Let X_n be the amount of money you have after n plays. Your fortune, X_n has the “Markov property.” In words, this means that given the current state, X_n , any other information about the past is irrelevant for predicting the next state X_{n+1} . To check

图 2: Gambler's Ruin

Claim 1. $\{X_n, n \geq 0\}$ 为 (时齐) 马氏链

1. 对于 $0 < i_0, \dots, i_{n-1} < N, n \geq 0$ 有

$$\begin{aligned} &\mathbb{P}(X_{n+1} = i + 1 | X_n = i, X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \\ &= \mathbb{P}(X_{n+1} = i + 1 | X_n = i) = 0.4 = \mathbb{P}(\text{第 } n+1 \text{ 次赌局赢一元}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\mathbb{P}(X_{n+1} = i - 1 | X_n = i, X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \\ &= \mathbb{P}(X_{n+1} = i - 1 | X_n = i) = 0.6 = \mathbb{P}(\text{第 } n+1 \text{ 次赌局输一元}) \end{aligned}$$

2. $\mathbb{P}(X_{n+1} = 0 | X_n = 0, X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) = 1 = \mathbb{P}(X_{n+1} = 0 | X_n = 0)$

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = N | X_n = N, X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) = 1 = \mathbb{P}(X_{n+1} = N | X_n = N)$$

最后一个等号是由题目设定得到, 从 $0 \rightarrow 0$ 或 $N \rightarrow N$ 的概率都为 1, 因为游戏结束
 综上, $p(i, i+1) = 0.4, 0 < i < N, p(i, i-1) = 0.6, 0 < i < N, p(0, 0) = p(N, N) = 1$
 e.g.

When $N = 5$ the matrix is

	0	1	2	3	4	5
0	1.0	0	0	0	0	0
1	0.6	0	0.4	0	0	0
2	0	0.6	0	0.4	0	0
3	0	0	0.6	0	0.4	0
4	0	0	0	0.6	0	0.4
5	0	0	0	0	0	1.0

图 3: N=5

Example 17 (Two-Stage Markov Chains)

[Durrett [2], P7]

Example 1.10 (Two-Stage Markov Chains). In a Markov chain the distribution of X_{n+1} only depends on X_n . This can easily be generalized to case in which the distribution of X_{n+1} only depends on (X_n, X_{n-1}) . For a concrete example consider a basketball player who makes a shot with the following probabilities:

- 1/2 if he has missed the last two times
- 2/3 if he has hit one of his last two shots
- 3/4 if he has hit both of his last two shots

图 4: Two-Stage Markov Chains

1. $\mathbb{P}(X_{n+1} = H | X_n = M, X_{n-1} = M) = 1/2$
2. $\mathbb{P}(X_{n+1} = H | X_n = M, X_{n-1} = H) = \mathbb{P}(X_{n+1} = H | X_n = H, X_{n-1} = M) = 2/3$
3. $\mathbb{P}(X_{n+1} = H | X_n = H, X_{n-1} = H) = 3/4$

Claim 2. $Y_n = (X_n, X_{n-1}), n \geq 1$ 则 $\{Y_n, n \geq 1\}$ 是 (时齐) 马氏链, $Y_n : \Omega \rightarrow \{HH, HM, MH, MM\}$

证明:

$$\begin{aligned}
 & \mathbb{P}(Y_{n+1} = HH | Y_n = HH, Y_j = (x_j, x_{j-1}), 1 \leq j \leq n-1) \\
 &= \mathbb{P}(X_{n+1} = H, X_n = H | X_n = H, X_{n-1} = H, X_j = x_j, X_{j-1} = x_{j-1}, 0 \leq j \leq n-1) \\
 &= \mathbb{P}(X_{n+1} = H | X_n = H, X_{n-1} = H) \\
 &= 3/4 \quad [3.]
 \end{aligned}$$

对 1.2. 同理

□

Proposition 1 (初见马氏链的有限维分布)

设 $P = (p_{ij})_{i,j \in S}$ 为随机矩阵, $\mu = (\mu_i)_{i \in S}$ 为概率分布, $X = \{X_n, n \geq 0\}$ 为 S 值离散时间随机过程. 则过程 $X \sim \text{Markov}(\mu, P)$ 当且仅当对任意的 $n \geq 0, i_0, i_1, \dots, i_n \in S$, X 有有限维分布:

$$\mathbb{P}(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n) = \mu_{i_0} \prod_{k=0}^{n-1} p_{i_k i_{k+1}} \quad (2.4)$$

证明: \Rightarrow

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n) \\ &= \mathbb{P}(X_0 = i_0) \mathbb{P}(X_1 = i_1 | X_0 = i_0) \cdots \mathbb{P}(X_n = i_n | X_0 = i_0, \dots, X_{n-1} = i_{n-1}) \quad [\text{乘法公式(1.2)}] \\ &= \mathbb{P}(X_0 = i_0) \mathbb{P}(X_1 = i_1 | X_0 = i_0) \cdots \mathbb{P}(X_n = i_n | X_{n-1} = i_{n-1}) \quad [\text{Markov}] \\ &= \mu_{i_0} p_{i_0, i_1} \cdots p_{i_{n-1}, i_n} \end{aligned}$$

严格地讲, $\mathbb{P}(\cdot|A)$ 需保证 $\mathbb{P}(A) > 0$. 对 $\mathbb{P}(A) = 0$ 情况的分类讨论, 见 Resnick [4], prop 2.1.1

\Leftarrow

1. $n = 0, \mathbb{P}(X_0 = i_0) = \mu_{i_0} \Rightarrow X_0 \sim (\mu_i)_{i \in S}$
2. $n \geq 1$

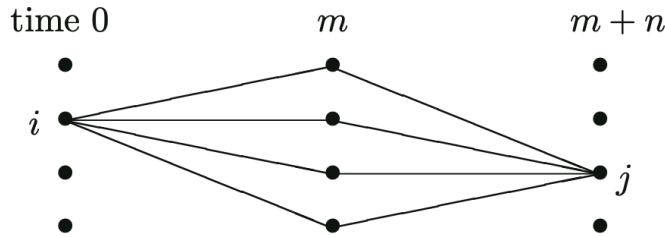
$$\mathbb{P}(X_{n+1} = i_{n+1} | X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = \frac{\mathbb{P}(X_0 = i_0, \dots, X_{n+1} = i_{n+1})}{\mathbb{P}(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n)} = p_{i_n, i_{n+1}}$$

由时齐马氏链定义, 初始分布和转移矩阵都符合定义32

$$\therefore X \sim \text{Markov}(\mu, P) \quad \square$$

对于 $\mathbb{P}(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n)$, 如果我们想把 X_1 挖掉, 即

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_0 = i_0, X_2 = i_2, \dots, X_n = i_n) &= \sum_{i_1 \in S} \mathbb{P}(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n) \\ &= \mu_{i_0} \sum_{i_1 \in S} (P_{i_0, i_1} P_{i_1, i_2}) \cdots P_{i_{n-1}, i_n} \end{aligned}$$



2.3 多步转移概率与矩阵乘法

Definition 33

设 $X = \{X_n, n \geq 0\}$ 为马氏链, 称

$$p_{ij}(m, m+n) := \mathbb{P}(X_{m+n} = j | X_m = i) \quad (i, j \in S, m, n \geq 0)$$

为 X 的 n 步转移概率, 并称 $P(m, m+n) = (p_{ij}(m, m+n))_{i,j \in S}$ 为 X 的 n 步转移 (概率) 矩阵, 其中

$$p_{i,j}(0, 0) = \delta_{ij} = \begin{cases} 1 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$$

当 X 时齐, $P(m, m+1) = (p_{ij}(m, m+1))_{i,j \in S} = (p_{ij}(0, 1))_{i,j \in S} = (p_{ij})_{i,j \in S}$

可见 $n=1$ 时, $P(m, m+1)$ 与 m 无关. 那 $n > 1$ 时呢?

2.3.1 Chapman-Kolmogorov 方程

Theorem 16 (C-K 方程)

设 $\{X_n, n \geq 0\}$ 为马氏链

$$p_{ij}(m, m+n+r) = \sum_{k \in S} p_{ik}(m, m+n) p_{kj}(m+n, m+n+r) \quad (2.5)$$

其中 $i, j \in S, m, n, r \geq 0$, 即

$$P(m, m+n+r) = P(m, m+n)P(m+n, m+n+r)$$

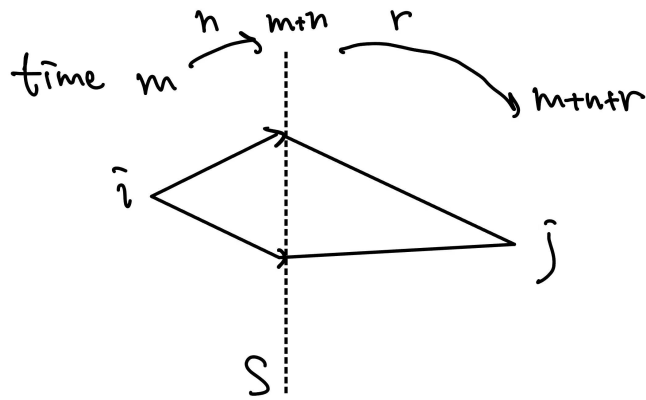


图 5: Multi-steps

证明:

$$\begin{aligned}
p_{ij}(m, m+n+r) &= P(X_{m+n+r} = j | X_m = i) \\
&= \sum_{k \in S} P(X_{m+n+r} = j, X_{m+n} = k | X_m = i) \\
&= \sum_{k \in S} \mathbb{P}_{\{X_m=i\}}(X_{m+n+r} = j | X_{m+n} = k) \mathbb{P}_{\{X_m=i\}}(X_{m+n} = k) \quad [\text{乘法公式(1.2)}] \\
&= \sum_{k \in S} p_{ik}(m, m+n) p_{kj}(m+n, m+n+r) \quad [\text{Markov}]
\end{aligned}$$

Corollary 7

设 X 为具有（一步）转移矩阵 P 的时齐马氏链, 则

1. $\forall m, n \geq 0$, 有 $P(m, m+n) = P(0, n) = P^n$. 其中, 约定 $P^0 = I$ (单位矩阵)
从而, 可记 X 的 n 步转移概率为 $p_{ij}(n)$ 或 $p_{ij}^{(n)}$, n 步转移概率矩阵为 $P(n)$, 且有

$$P(n) = P^n = (p_{ij}^{(n)})_{i,j \in S}$$

2. C-K 方程可改写为

$$p_{ij}(m+n) = \sum_{k \in S} p_{ik}^{(m)} p_{kj}^{(n)}$$

$$P(m+n) = P(m)P(n), \text{ 即 } P^{m+n} = P^m P^n$$

证明:

$$\begin{aligned}
P(m, m+n) &= P(m, m+1) \cdot P(m+1, m+n) \quad [\text{C-K}] \\
&= P \cdot P(m+1, m+n) \quad [\text{时齐}] \\
&= P^n \quad \square
\end{aligned}$$

Proposition 2

$\forall n \geq 0, P(n) = P^n$ 仍是一个随机矩阵 (定理15)

证明: $n = 2$ 时, $P^2 = (p_{ij}(2))_{i,j \in S}$

\Rightarrow

$$\begin{aligned}
\sum_{j \in S} p_{ij}(2) &= \sum_{j \in S} \sum_{k \in S} p_{ik} p_{kj} \quad [\text{C-K, 默认 } p_{ik}(1) = p_{ik}] \\
&= \sum_{k \in S} \sum_{j \in S} p_{ik} p_{kj} \\
&= \sum_{k \in S} p_{ik} \cdot \left(\sum_{j \in S} p_{kj} \right) \\
&= \sum_{k \in S} p_{ik} = 1 \quad \square
\end{aligned}$$

第二个等号, 级数可交换是因为非负, 要么有限 (收敛)、要么 $+\infty$ (发散)

2.3.2 马氏链的任意有限维分布

Proposition 3

$X \sim \text{Markov}(\mu, P)$, 其中 $\mu = (\mu_i)_{i \in S}, P = (p_{ij})_{i,j \in S}$, 则

$$\mathbb{P}(X_{u_1} = i_1, \dots, X_{u_n} = i_n) = \mu_{i_1}^{(u_1)} \prod_{k=1}^{n-1} p_{i_k, i_{k+1}}^{(u_{k+1}-u_k)}$$

其中, $0 < u_1 < u_2 < \dots < u_n, i_1, i_2, \dots, i_n \in S, \mu^{(u_1)} = (\mu_i^{(u_1)})_{i \in S}$ 为 X_{u_1} 的有限维分布

证明:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_{u_1} = i_1, \dots, X_{u_n} = i_n) &= \mathbb{P}(X_{u_1} = i_1) \cdot \mathbb{P}(X_{u_2} = i_2 | X_{u_1} = i_1) \cdots \mathbb{P}(X_{u_n} = i_n | X_{u_1} = i_1, \dots, X_{u_{n-1}} = i_{n-1}) \\ &= (\mu_{i_1}^{(u_1)}) p_{i_1, i_2}^{(u_2-u_1)} \cdots p_{i_{n-1}, i_n}^{(u_n-u_{n-1})} \quad [\text{Markov}] \\ &= \mu_{i_1}^{(u_1)} \prod_{k=1}^{n-1} p_{i_k, i_{k+1}}^{(u_{k+1}-u_k)} \end{aligned}$$

用概率表示不够直观, 尝试用转移矩阵来表示

Lemma 3

$\mu^{(m+n)} = \mu^{(n)} P^m (\forall m, n \geq 0)$, 即

$$\mu_j^{(m+n)} = (\mu^{(n)} P^m)_j = \sum_{i \in S} \mu_i^{(n)} p_{ij}^{(m)}$$

特别地, 取 $n = 0$, 则 $\mu^{(m)} = \mu \cdot P^m$ (μ 看成行向量), 即 $\mu_j^{(m)} = (\mu P^m)_j = \sum_{i \in S} \mu_i \cdot p_{ij}^{(m)}$

证明:

$$\begin{aligned} \mu_j^{(n+m)} &= \mathbb{P}(X_{n+m} = j) = \sum_{i \in S} \mathbb{P}(X_{n+m} = j | X_n = i) \mathbb{P}(X_n = i) \\ &= \sum_{i \in S} p_{ij}^{(m)} \mu_i^{(n)} \\ &= (\mu^{(n)} P^m)_j \quad \square \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \mu^{(m+n)} = \mu^{(n)} P^m$$

Theorem 17 (任意有限维分布 II)

$\forall 0 \leq u_1 < u_2 < \dots < u_n, i_1, \dots, i_n \in S$

$$\mathbb{P}(X_{u_1} = i_1, \dots, X_{u_n} = i_n) = (\mu P_{i_1}^{u_1}) \prod_{k=1}^{n-1} P_{i_k, i_{k+1}}^{u_{k+1}-u_k}$$

其中, $P_{i,j}^m =: (P^m)_{i,j} =: p_{i,j}^{(m)}$

讨论随机过程地存在性:

抽象地, $\mu, P \xrightarrow{\text{定理(14)}} \text{有限维分布族} \rightarrow X \sim \text{Markov}(\mu, P)$, μ, P 可以刻画具备对称性、相容性的有限维分布
具体地, 参考 Resnick [4], P62, Section 2.1

2.4 (从固定点出发的) 马氏链

固定 $i \in S$, 定义 $\mathbb{P}_i(\cdot) = \mathbb{P}(\cdot | X_0 = i)$, $\mathbb{E}_i(X) = \mathbb{E}(X | X_0 = i) = \sum_{x \in S} x \mathbb{P}_i(X = x)$

2.4.1 链的状态: 常返和暂留

Definition 34

称状态 i 为常返的, 若

$$\mathbb{P}_i(X_n = i \text{ 对某个 } n \geq 1) = 1$$

如果上面的概率 < 1 , 则称为暂留的/非常返的

注: i 常返 $\Leftrightarrow \mathbb{P}_i(\bigcup_{n \geq 1} \{X_n = i\}) = 1$

思考: i 常返 \Leftrightarrow “不停地/无数次回到 i ”

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}_i(\omega | \omega \in \text{无数多个 } \{X_n = i\})$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}_i(\omega | \omega \in \bigcap_{k \geq 1} \bigcup_{n \geq k} \{X_n = i\}, \forall k)$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}_i(X_n = i, i.o.) \text{ (infinitely often)}$$

无数多次返回 i 可严格定义为:

$$\bigcap_{k \geq 1} \bigcup_{n \geq k} \{X_n = i\}$$

集合的语言中, \cup 即 \exists , \cap 即 \forall , 因此

- $\bigcup_{n \geq k} \{X_n = i\}$ 表示 $\exists n_0 \geq k$ 使得 $X_{n_0} = i$
- 对 $\forall k$ 取交集 $\bigcap_{k \geq 1}$, 即无论 k 多大, 总存在更大的 n 满足 $X_n = i$, 从而保证无限次返回

即 $\forall k, \exists n_k, \text{s.t. } \{X_{n_k} = i\}$ 发生

$$k = 1, n_1 \geq k$$

$$k = n_1 + 1, n_2 \geq n_1 + 1 > n_1$$

...

Remark 5 (如何进一步理解). 无界和 ∞ 的区别是什么?

无界: $\forall M > 0, \exists k, \text{s.t. } |x_k| > M$

Example 18

$1, 2, 3, 4, \dots$ 为 ∞ /无界

$1, 0, 2, 0, 3, 0, 4, \dots$ 并非 ∞ , 但是无界的

迁移到 $\bigcap_{k \geq 1} \bigcup_{n \geq k}$ 的例子

Example 19

$A_1 = \{0, 1\}, A_2 = \{2\}, A_3 = \{0, 3\}, \dots$, 则

$$\bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n \geq k} A_n = \{0\}, \quad \bigcap_{k=1}^{\infty} A_k = \emptyset$$

其中 $\bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n \geq k}$ 也即 \limsup

但我们推理得到的“常返”和定义里的并不等价

$$\bigcap_{k \geq 1} \bigcup_{n \geq k} \{X_n = i\} \not\Leftarrow \bigcup_{n \geq 1} \{X_n = i\}$$

且 LHS 是 RHS 的子集, 因此由定义的 $\mathbb{P}(RHS) = 1$ 不能推出 $\mathbb{P}(LHS) = 1$. 于是我们疑惑为什么会叫它常返. 这里要用到高阶知识“停时”, 我们最后会回到这个问题.

下面给出几种判断常返/暂留的方法.

2.4.2 从数学角度: 并改写成不交并

$$i \text{ 常返} \Leftrightarrow \mathbb{P}_i(\bigcup_{n \geq 1} \{X_n = i\}) = 1$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}_i(\text{有限步到达 } i) = 1$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}(\text{从 } i \text{ 出发条件下, 有限时间内回到 } i) = 1$$

$$B_1(i) = \{X_1 = i\}, B_2(i) = \{X_2 = i\} \setminus \{X_1 = i\} = \{X_2 = i, X_1 \neq i\}, \dots, B_n(i) = \{X_n = i, X_{n-1} \neq i, \dots, X_1 \neq i\}$$

由练习 2,

$$\Rightarrow \sum_{n \geq 1} B_n(i) = \bigcup_{n \geq 1} \{X_n = i\}$$

$$i \text{ 常返} \Leftrightarrow 1 = \mathbb{P}_i(\sum_{n \geq 1} B_n(i)) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}_i(B_n(i)), \text{ 第二个等号由可列可加性得到 (定义 5)}$$

$$\mathbb{P}_i(B_n(j)) = \mathbb{P}_i(X_n = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_1 \neq j)$$

$$= \mathbb{P}_i(\text{首次访问 } j \text{ 的时刻为 } n)$$

$$= \mathbb{P}_i(\text{走 } n \text{ 步首次到达 } j)$$

故

$$\mathbb{P}_i\left(\sum_{n \geq 1} B_n(j)\right) = \mathbb{P}_i(\text{首次访问 } j \text{ 的时刻为有限时间}) = \mathbb{P}_i(\text{有限时间内首次访问 } j)$$

记号

$$\begin{cases} f_{ij} := \mathbb{P}_i\left(\sum_{n \geq 1} B_n(j)\right) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}_i(B_n(j)) = \mathbb{P}_i(\text{首次访问 } j \text{ 的时刻为有限时间}) \\ f_{ij}(n) := \mathbb{P}_i(B_n(j)) = \mathbb{P}_i(\text{首次访问 } j \text{ 的时刻为 } n) \end{cases} \quad (2.6)$$

Proposition 4

(不交并视角下) 常返和暂留的等价命题

1. i 常返 \iff

$$1 = f_{ii} = \sum_{n \geq 1} f_{ii}(n) \quad (2.7)$$

2. i 暂留 \iff

$$1 > f_{ii} = \sum_{n \geq 1} f_{ii}(n) \quad (2.8)$$

证明：由可列可加性, $f_{ii} = \sum_{n \geq 1} f_{ii}(n)$ 总是成立. 而 $f_{ii} = \mathbb{P}_i(\sum_{n \geq 1} B_n(i)) = \mathbb{P}_i(\cup_{n \geq 1} \{X_n = i\})$, 即 i 常返的定义, 因此 $f_{ii} = 1$. 若 i 暂留, 则 $f_{ii} \neq 1$, 由概率测度的定义, f_{ii} 不能大于 1, 所以 $f_{ii} < 1$. \square

2.4.3 从“多步转移概率”角度判别定义新记号 (P 不是转移矩阵)

$$P_{ij}(s) := \sum_{n \geq 0} s^n p_{ij}(n) \quad F_{ij}(s) := \sum_{n \geq 0} s^n f_{ij}(n)$$

其中, $p_{ij}(0) = \delta_{ij}, f_{ij}(0) = 0$

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$$

注：当 $|s| < 1$ 时, $P_{ij}(s), F_{ij}(s)$ 绝对收敛

由 Abel 连续性定理,

$$\lim_{s \uparrow 1} F_{ij}(s) = \sum_{n \geq 1} f_{ij}(n) = f_{ij} \in [0, 1]$$

$$\lim_{s \uparrow 1} P_{ij}(s) = \sum_{n \geq 0} p_{ij}(0) = \text{finite} / +\infty$$

Lemma 4 (Grimmett [3], Thm 6.3.3)设 $|s| < 1$, 则

$$P_{ij}(s) = \delta_{ij} + P_{jj}(s)F_{ij}(s) \quad (2.9)$$

其中

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$$

证明：构造不交并, $B_m(i) = \{X_m = i, X_{m-1} \neq i, \dots, X_1 \neq i\}, m \geq 1$

$$\sum_{m \geq 1} B_m(i) = \cup_{n \geq 1} \{X_n = i\}, B_m(i) \subseteq \{X_n \neq i\}, m \geq n + 1$$

$$\begin{aligned} p_{ij}(n) &= \mathbb{P}_i(X_n = j) = \mathbb{P}_i(\{X_n = j\} \cap \sum_{m \geq 1} B_m(j)) \\ &= \sum_{m \geq 1} \mathbb{P}_i(\{X_n = j\} \cap B_m(j)) = \sum_{m=1}^n \mathbb{P}_i(\{X_n = j\} \cap B_m(j)) \end{aligned} \quad (2.10)$$

最后一个等号成立是因为 $m \geq n + 1$ 时 $\{X_n = j\} \cap B_m(j)$ 为空集

$$\sum_{m=1}^n \mathbb{P}_i(\{X_n = j\} \cap B_m(j)) = \sum_{m=1}^n \mathbb{P}_i(X_n = j | B_m(j)) \mathbb{P}_i(B_m(j)) \quad (2.11)$$

其中 $X_m = j, X_{n-1} \neq j, \dots, X_1 \neq j, X_{n-1} \in S \setminus \{j\}$

用一般而非单点的马氏性(2.2)

$$\begin{aligned} \sum_{m=1}^n \mathbb{P}_i(X_n = j | B_m(j)) \mathbb{P}_i(B_m(j)) &= \sum_{m=1}^n \mathbb{P}(X_n = j | X_m = j) \cdot f_{ij}(m) \\ &= \sum_{m=1}^n p_{jj}(n-m) \cdot f_{ij}(m) \end{aligned} \quad (2.12)$$

整合(2.10), (2.11), (2.12),

$$p_{ij}(n) = \sum_{m=1}^n p_{jj}(n-m) \cdot f_{ij}(m) \quad (2.13)$$

当 $n \geq 1$ 时,

$$\begin{aligned} P_{ij}(s) &= s^0 p_{ij}(0) + \sum_{n \geq 1} s^n \cdot p_{ij}(n) \\ &= \delta_{ij} + \sum_{n \geq 1} s^n \sum_{m=1}^n p_{jj}(n-m) f_{ij}(m) \\ &= \delta_{ij} + \sum_{n \geq 1} \sum_{m=1}^n s^n p_{jj}(n-m) f_{ij}(m) \\ &= \delta_{ij} + \sum_{n \geq 1} \sum_{m=1}^n (s^{n-m} p_{jj}(n-m)) (s^m f_{ij}(m)) \\ &= \delta_{ij} + \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{m=1}^{\infty} \mathbb{I}_{\{1 \leq m \leq n\}} (s^{n-m} p_{jj}(n-m)) (s^m f_{ij}(m)) \end{aligned}$$

【重要技巧】 把 $\mathbb{I}_{\{1 \leq m \leq n\}} (s^{n-m} p_{jj}(n-m)) (s^m f_{ij}(m))$ 看作 $a_{n,m}$, 由推论1考察绝对收敛

$0 \leq s < 1, |s| = s$

正向级数一定有意义, 就看是有限/ ∞

$$\begin{aligned}
& \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{m=1}^{\infty} \mathbb{I}_{\{1 \leq m \leq n\}} s^{n-m} p_{jj}(n-m) s^m f_{ij}(m) \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{I}_{\{1 \leq m \leq n\}} s^{n-m} p_{jj}(n-m) s^m f_{ij}(m) \\
&= \sum_{m=1}^{\infty} \left(\sum_{n=m}^{\infty} s^{n-m} p_{jj}(n-m) \right) s^m f_{ij}(m) \\
&= \left(\sum_{n=0}^{\infty} s^n p_{jj}(n) \right) \left(\sum_{m=1}^{\infty} s^m f_{ij}(m) \right) < \infty \quad [\text{变量代换 } n \leftarrow n-m]
\end{aligned}$$

因为 $s^0 f_{ij}(0) = 0$, 则 $\sum_{m=0}^{\infty} s^m f_{ij}(m) = \sum_{m=1}^{\infty} s^m f_{ij}(m)$. 代回原式

$$P_{ij}(s) = \delta_{ij} + P_{jj}(s) \cdot F_{ij}(s)$$

Proposition 5

(多步转移概率视角下) 常返和暂留的等价命题

1. j 常返 \iff

$$1 = f_{jj} \iff \sum_{n \geq 0} p_{jj}(n) = \infty \quad (2.14)$$

2. j 暂留 \iff

$$\begin{aligned}
1 > f_{jj} &\iff \sum_{n \geq 0} p_{jj}(n) < \infty \\
&\Rightarrow \sum_{n \geq 0} p_{ij}(n) < \infty, \forall i \in S \\
&\Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}(n) = 0, \forall i \in S
\end{aligned} \quad (2.15)$$

证明: 只证 (1). $|s| < 1$ 时, $P_{ij}(s) = \delta_{ij} + P_{jj}(s)F_{ij}(s)$

令 $i = j$, $P_{jj}(s) = 1 + P_{jj}(s)F_{jj}(s)$

$$P_{jj}(s) = \frac{1}{1 - F_{jj}(s)} \quad (2.16)$$

由(2.7), j 常返 $\iff 1 = f_{jj} = F_{jj}(1) \stackrel{\text{Abel}}{=} \lim_{s \uparrow 1} F_{jj}(s)$

对(2.16), 令 $s \rightarrow 1$, 有 $\sum_{n \geq 0} p_{jj}(n) = +\infty$ □

Problem 6 (作业 5-1)

证明: j 暂留 $\Rightarrow \sum_{n \geq 0} p_{ij}(n) < \infty, \forall i \in S$

2.4.4 从“首次回访时间”角度判别

$$\begin{aligned}
 j \text{ 常返} &\iff 1 = \mathbb{P}_j(X_n = j \text{ 对某个 } n \geq 1) = \mathbb{P}_j(\text{有限时间内回访 } j) \\
 &\iff 1 = f_{jj} = \mathbb{P}_j(\underbrace{\text{首次回访 } j \text{ 的时刻有限}}_{T_j < \infty}) \\
 1 &= \sum_{n \geq 1} f_{jj}(n) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}_j(\underbrace{\text{首次回访 } j \text{ 的时刻是 } n}_{T_j = n})
 \end{aligned}$$

Definition 35 (首次回访时间)

首次回访 j 的时刻

$$T_j = \min\{n \geq 1 | X_n = j\} \quad (2.17)$$

约定 $\min \emptyset = +\infty$

注: $\{T_j = \infty\} \iff \{\omega | \{n \geq 1 | X_n(\omega) = j\} = \emptyset\}$

$$\iff \{\omega | X_n(\omega) \neq j, \forall n \geq 1\} = \cap_{n \geq 1} \{X_n \neq j\}$$

$$\{T_j < \infty\} = (\{T_j = \infty\})^c = (\cap_{n \geq 1} \{X_n \neq j\})^c = \cup_{n \geq 1} (\{X_n \neq j\})^c = \cup_{n \geq 1} \{X_n = j\}$$

这个式子串联起常返的定义和 T_j 的关系, 于是有以下性质.

Property 17

$$f_{jj} = \mathbb{P}_j(T_j < \infty), f_{jj}(n) = \mathbb{P}_j(T_j = n)$$

由(2.6)知, $f_{ij}, f_{ij}(n)$ 是由不交并定义的, 对于“首次回放时间”这一角度, 定义新的符号

$$\rho_{ij} := \mathbb{P}_i(T_j < \infty) \quad (2.18)$$

Proposition 6

(首次回放时间视角下) 常返和暂留的等价命题

1. j 常返 \iff

$$1 = \rho_{jj} = \mathbb{P}_j(T_j < \infty) \iff 0 = \mathbb{P}_j(T_j = \infty) \quad (2.19)$$

2. j 暂留 \iff

$$1 > \rho_{jj} = \mathbb{P}_j(T_j < \infty) \iff 0 < \mathbb{P}_j(T_j = \infty) \quad (2.20)$$

证明: 由(2.14), (2.15), j 常返 $\iff 1 = f_{jj} = \rho_{jj} \iff 0 = 1 - \rho_{jj}$, 其余同理. \square

Definition 36 (平均回访时间)

j 的平均回访时间

$$m_j := \mathbb{E}_j T_j = \mathbb{E}(T_j | X_0 = j) \quad (2.21)$$

Theorem 18

$$m_j = \mathbb{E}_j T_j = \begin{cases} \sum_{n \geq 1} n f_{jj}(n) & j \text{ 常返} \\ \infty & j \text{ 暂留} \end{cases} \quad (2.22)$$

证明:

(1) j 暂留 $\Rightarrow \mathbb{P}_j(T_j = \infty) > 0$

$$T_j = T_j \mathbb{I}_{\{T_j = \infty\}} + T_j \mathbb{I}_{\{T_j < \infty\}}$$

$$\mathbb{E} T_j = \mathbb{E} T_j \mathbb{I}_{\{T_j = \infty\}} + \mathbb{E} T_j \mathbb{I}_{\{T_j < \infty\}} \geq \mathbb{E} T_j \mathbb{I}_{\{T_j = \infty\}} = \infty \cdot \mathbb{P}_j(T_j = \infty) = \infty$$

(2) j 常返 $\Rightarrow \mathbb{P}_j(T_j = \infty) = 0$

取期望时不起作用, 因为 $0 \cdot \infty$ 是不定形

$$\mathbb{E}_j T_j = \mathbb{E}_j T_j \mathbb{I}_{\{T_j < \infty\}} = \mathbb{E}_j T_j \mathbb{I}_{\sum_{n \geq 1} \{T_j = n\}} \stackrel{(1.1)}{=} \mathbb{E}_j \sum_{n \geq 1} T_j \mathbb{I}_{\{T_j = n\}} = \sum_{n \geq 1} n \mathbb{P}_j(T_j = n) = \sum_{n \geq 1} n f_{jj}(n)$$

Definition 37 (正常返/零常返)

j 常返时

1. $\mathbb{E}_j T_j < \infty$ 称 j 是正常返
2. $\mathbb{E}_j T_j = \infty$ 称 j 是零常返 (平均意义上再也不回来)

$$j \text{ 常返} \Leftrightarrow 1 = f_{jj} \Leftrightarrow \sum_{n \geq 0} p_{jj}(n) = \infty$$

$$\Leftrightarrow 1 = \rho_{jj} = \mathbb{P}_j(T_j < \infty) \Leftrightarrow 0 = \mathbb{P}_j(T_j = \infty)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_j(T_j < \infty) &= \mathbb{P}(\text{从 } j \text{ 出发条件下, 首次回到 } j \text{ 的时刻有限}) \\ &= \mathbb{P}(\text{从 } j \text{ 出发条件下, 有限时间内至少访问 } j \text{ 有 } 1 \text{ 次}) \\ &= \mathbb{P}(\text{从 } j \text{ 出发条件下, 有限时间内回访 } j \text{ 的次数 } \geq 1) \end{aligned} \quad (2.23)$$

Definition 38 (访问次数)

链在时刻 0 之后, 访问 j 的次数

$$N(j) := \#\{n \geq 1 | X_n = j\} = \sum_{n \geq 1} \mathbb{I}_{\{X_n = j\}} \quad (2.24)$$

注: $N(j) : \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, \dots\} \cup \{+\infty\}$

至此, 我们已经从四个角度表示了常返

1. 常返的定义
2. 不交并
3. 多步转移概率
4. 首次访问时间

做个阶段性小结, 回顾 i 常返的几种等价表示

$$\begin{aligned}
 i \text{ 常返} &\stackrel{\text{Def}}{\iff} 1 = \mathbb{P}_i\left(\bigcup_{n \geq 1} \{X_n = i\}\right) \\
 &\iff 1 = f_{ii} := \sum_{n \geq 1} f_{ii}(n) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}_i(X_1 \neq i, \dots, X_{n-1} \neq i, X_n = i) \\
 &\iff \sum_{n \geq 1} p_{ii}(n) = \infty \\
 &\iff 1 = \rho_{ii} = \mathbb{P}_i(T_i^{(1)} := T_i < \infty)
 \end{aligned}$$

由(2.23), $\mathbb{P}_i(T_i < \infty) = \mathbb{P}_i(N(i) \geq 1)$, 因此可得“回访次数”视角下 i 常返的条件

Proposition 7

(回访次数视角下) 常返和暂留的等价命题

1. i 常返 \iff

$$\mathbb{P}_i\{N(i) \geq 1\} = 1 \quad (2.25)$$

2. i 暂留 \iff

$$\mathbb{P}_i\{N(i) \geq 1\} < 1 \quad (2.26)$$

另一方面, 我们从“常返”的文字含义推理.

无数次地回访 \leftrightarrow 访问次数 $= \infty \leftrightarrow$

$$\mathbb{P}_i(N(i) = \infty) = 1$$

两种表述的等价条件互相等价吗? 即

$$\mathbb{P}_i(N(i) \geq 1) \stackrel{?}{\iff} \mathbb{P}_i(N(i) = \infty)$$

需要 Strong Markov Property (SMP) 使上面 \iff 成立. 这里先补充一些关于 $N(j)$ 的内容, 然后再回到证明.

考察 $\{N(y) = \infty\} = \cap_{k \geq 1} \{N(y) \geq k\}$

由概率测度的连续性 (性质3)

$$\mathbb{P}_x(N(y) = \infty) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{P}_x(N(y) \geq k)$$

其中,

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}_x(N(y) \geq k) &= \mathbb{P}(\text{从 } x \text{ 出发条件下, 访问 } y \text{ 的次数} \geq k) \\
 &= \mathbb{P}(\text{从 } x \text{ 出发条件下, 至少访问 } y \text{ 有 } k \text{ 次}) \\
 &= \mathbb{P}(\text{从 } x \text{ 出发条件下, 第 } k \text{ 次访问 } y \text{ 的时刻有限})
 \end{aligned}$$

Definition 39 (第 k 次访问时间)

由 $T_y^{(1)} := T_y := \min\{n \geq 1 | X_n = y\}$, $T_y^{(2)} := \min\{n > T_y^{(1)} | X_n = y\}, \dots$, 得到

$$T_y^{(k)} := \min\{n > T_y^{(k-1)} | X_n = y\}, \quad \forall k \geq 2 \quad (2.27)$$

Claim 3. $N(y) \geq k$ 与 “第 k 次访问 y 的时刻有限” 等价,

$$\mathbb{P}_x(N(y) \geq k) = \mathbb{P}_x(T_y^{(k)} < \infty) \quad (2.28)$$

Definition 40

(1) 第 k 次访问概率

$$\rho_{xy}^{(k)} := \mathbb{P}_x(T_y^{(k)} < \infty) \quad (2.29)$$

其中, $\rho_{xy}^{(1)} = \rho_{xy}$, rf.(2.18)

(2) 第 k 次回访概率

$$\rho_{yy}^{(k)} := \mathbb{P}_y(T_y^{(k)} < \infty) \quad (2.30)$$

注: $\rho_{yy}^{(2)} \stackrel{?}{=} \rho_{yy} \cdot \rho_{yy}$

直观上是这样, 但严格证明要求 SMP

这是因为不同时间对应的是不同的随机过程, 如

- $t = 0$ 时, 过程是 $\{X_n, n \geq 0\}$
- $t = T_j$ 时, 过程是 $\{X_{T_j+n}, n \geq 0\}$

SMP 是一个使得 $X_{T_j+n} = X_n, \forall T_j$ 的性质, 之后会详细说. 以上结论可总结成下面引理.

Lemma 5

(由 SMP 知) $\rho_{xy}^{(k)} = \rho_{xy} \rho_{yy}^{(k-1)}$

特别地, $\rho_{yy}^{(k)} = \rho_{yy}^k$

接着我们回到证明

$$\mathbb{P}_i(N(i) \geq 1) = 1 \Leftrightarrow \mathbb{P}_i(N(i) = \infty) = 1 \quad (2.31)$$

证明: \Leftarrow 显然, 因为 $\{N(i) = \infty\}$ 相对 $N(i) \geq 1$ 是小集合

\Rightarrow

$$\mathbb{P}_i(N(i) = \infty) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{P}_i(N(i) \geq k) \stackrel{\text{SMP}}{=} \lim_{k \rightarrow \infty} \rho_{ii}^k = 1$$

暂留的证明同理:

$$\begin{aligned} i \text{ 暂留} &\Leftrightarrow 1 > \rho_{ii} \\ &\Leftrightarrow \mathbb{P}_i(N(i) = \infty) = \lim_{k \rightarrow \infty} \rho_{ii}^k = 0 \end{aligned}$$

2.4.5 从 “平均回访次数” 角度判别

回顾(2.24)

$$N(y) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{I}_{\{X_n=y\}} = \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\{N(y) \geq k\}}$$

Lemma 6 (Durrett [2], lem 1.11)

$$\mathbb{E}_y N(y) = \begin{cases} \infty & y \text{ 常返} \\ \frac{\rho_{yy}}{1 - \rho_{yy}} & y \text{ 暂留} \end{cases} \quad (2.32)$$

证明:

$$\mathbb{E}_y N(y) = \mathbb{E}_y \sum_{k \geq 1} \mathbb{I}_{\{N(y) \geq k\}} \stackrel{\text{Exa(6)}}{=} \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}_y(N(y) \geq k) = \sum_{k \geq 1} \mathbb{P}_y(T_y^{(k)} < \infty) = \sum_{k \geq 1} \rho_{yy}^{(k)} \stackrel{\text{SMP}}{=} \sum_{k \geq 1} \rho_{yy}^k$$

$$\rho_{yy} = 1 \Rightarrow \mathbb{E}_y N(y) = \infty$$

$$\rho_{yy} < 1 \Rightarrow \mathbb{E}_y N(y) = \rho_{yy} / (1 - \rho_{yy}) \quad \square$$

Proposition 8

(平均回访次数视角下) 常返和暂留的等价命题

1. i 常返 \iff

$$\mathbb{E}_i N(i) = \infty \quad (2.33)$$

2. i 暂留 \iff

$$\mathbb{E}_i N(i) < \infty \quad (2.34)$$

证明 (1): \Rightarrow 由(2.32), 显然

$\Leftarrow N(y)$ 为非负 r.v., 有当 $k \rightarrow \infty$ 时, $\forall \omega, \sum_{n=1}^k \mathbb{I}_{\{X_n=y\}}(\omega) \uparrow \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{I}_{\{X_n=y\}}(\omega)$

$$\mathbb{E}_y N(y) := \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{E}_y \sum_{n=1}^k \mathbb{I}_{\{X_n=y\}} = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^k \mathbb{E}_y \mathbb{I}_{\{X_n=y\}} = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^k \mathbb{P}_y(X_n = y) = \sum_{n=1}^{\infty} p_{yy}(n) = \infty$$

由(2.14), y 常返 \square

将上面几个角度总结成下面定理

Theorem 19 (链的状态: 等价表述)

$$\begin{aligned} i \text{ 常返} & \stackrel{\text{Def}}{\iff} 1 = \mathbb{P}_i\left(\bigcup_{n \geq 1} \{X_n = i\}\right) \quad [\text{回访发生的概率}] \\ & \iff 1 = f_{ii} := \sum_{n \geq 1} f_{ii}(n) = \sum_{n \geq 1} \mathbb{P}_i(X_1 \neq i, \dots, X_{n-1} \neq i, X_n = i) \\ & \iff \sum_{n \geq 1} p_{ii}(n) = \infty \\ & \iff 1 = \rho_{ii} = \mathbb{P}_i(T_i^{(1)} := T_i < \infty) = \mathbb{P}_i\{N(i) \geq 1\} = 1 \\ & \stackrel{\text{why the name}}{\iff} \mathbb{P}_i(N(i) = \infty) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{P}_i(N(i) \geq k) \stackrel{\text{SMP}}{=} \lim_{k \rightarrow \infty} \rho_{ii}^k = 1 \\ & \iff \mathbb{E}_i N(i) = \infty \end{aligned}$$

2.4.6 停时与强马氏性

Definition 41 (停时/Stopping time)

随机变量 $\tau : \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, \dots\} \cup \{+\infty\}$, 满足 $\forall \infty > n \geq 0, \{\tau = n\} \in \sigma(X_0, \dots, X_n)$, 称 τ 是关于 $(X_n)_{n \geq 0}$ 的停时

Example 20

首次回访时刻是一个停时

$$T_y^{(1)} := T_y := \min\{n \geq 1 | X_n = y\}$$

$$\begin{aligned} \{T_y^{(1)} = n\} &= \{X_1 \neq y, \dots, X_{n-1} \neq y, X_n = y\} \quad n \geq 1 \\ &= \{(X_0, X_1, \dots, X_n) \in S \times (S \setminus \{y\}) \times \dots \times (S \setminus \{y\}) \times \{y\}\} \\ &\in \sigma(X_0, \dots, X_n) = (X_0, \dots, X_n)^{-1} \left(\bigotimes_{n+1} 2^S \right) \end{aligned}$$

Definition 42 (停止 σ 代数)

τ 是关于 $(X_n)_{n \geq 0}$ 的停时, 定义

$$\mathcal{F}_\tau := \{A | A \cap \{\tau = n\} \in \sigma(X_0, \dots, X_n), \forall n\}$$

注: $B \in \mathcal{F}_\tau \Leftrightarrow B$ 是由 X_0, \dots, X_τ 决定的事件 (这是直观上的解释, 因为 τ 是随机的, 我们不知道 “...” 是什么) $\Leftrightarrow B \cap \{\tau = n\} \in \sigma(X_0, \dots, X_n), \forall n$

停止 σ -代数的定义是为了形式化 “到随机时间 τ 为止的信息”. 因为 τ 本身是随机的, 我们不能直接写 $\sigma(X_0, \dots, X_\tau)$ (因为 τ 不确定), 所以需要通过对所有可能的 $\tau = n$ 进行分解.

Problem 7 (作业 5-2)

设 τ 为关于 $(X_n)_{n \geq 0}$ 的停时, 即对任意的 $\infty > n \geq 0$, 有

$$\{\tau = n\} \in \sigma(X_0, \dots, X_n)$$

证明:

1. (停止 σ 代数的定义) $\mathcal{F}_\tau := \{A | A \cap \{\tau = n\} \in \sigma(X_0, \dots, X_n), \forall n \geq 1\}$ 是一个 σ -代数
2. $\sigma(X_\tau) \in \mathcal{F}_\tau$

以下内容来自强马氏性讲义 [1].

Lemma 7 (马氏性的小推广)

若 X 为马氏链, 则对任意 $n, m \geq 0, x_n \in S, A \in \otimes_{n+1} 2^S, B \in \otimes_{m+1} 2^S$ (即 $A \subset S^{n+1}, B \subset S^{m+1}$), 有

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A, (X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) \\ &= \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A) \times \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) \end{aligned} \quad (2.35)$$

即 $(X_0, \dots, X_n) \perp_{\{X_n=x_n\}} (X_n, \dots, X_{n+m})$ 的定义, rf.(1.3)

证明: 回顾马氏性, rf.(2.3)

不妨设 $A = A_0 \times \dots \times A_n, B = B_n \times \dots \times B_{n+m}$

(Case 1) 若 $x_n \notin A_n$ 或 $x_n \notin B_n$, 则

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A) = 0 \text{ 或 } \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) = 0$$

且

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A, (X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) = 0$$

从而, (2.35) 得证

(Case 2) 设 $x_n \in A_n$, 且 $x_n \in B_n$. 若 $n = 0, m = 0$, 则显然有

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A) = \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) = 1$$

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A, (X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) = 1$$

此时, 显然有 (2.35) 成立. 若 $n \geq 1, m \geq 1$, 则

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A) = \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}\{X_j \in A_j, 0 \leq j \leq n-1\}$$

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) = \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}\{X_j \in B_j, n+1 \leq j \leq n+m\}$$

且

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}((X_0, \dots, X_n) \in A, (X_n, \dots, X_{n+m}) \in B) \\ &= \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}\{X_j \in A_j, 0 \leq j \leq n-1, X_k \in B_k, n+1 \leq k \leq n+m\} \\ &\stackrel{(2.3)}{=} \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}\{X_j \in A_j, 0 \leq j \leq n-1\} \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}\{X_k \in B_k, n+1 \leq k \leq n+m\} \end{aligned}$$

故而 (2.35) 得证. 对于其他情形 $n \geq 1, m = 0$ 或 $n = 0, m \geq 1$, 可类似证明. □

Proposition 9 (强马氏性)

$X := \{X_n, n \geq 0\} \sim \text{Markov}(\mu, P)$, τ 是关于 $(X_n)_{n \geq 0}$ 的停时, 则

1. 在 $\{\tau < \infty\}$ 和 $\{X_\tau = x\}$ 条件下

$$(X_{\tau+n})_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\delta_x, P)$$

其中 $\delta_x = (\delta_{xy})_{y \in S}$, 记号

$$\delta_{xy} = \begin{cases} 1 & y = x \\ 0 & y \neq x \end{cases}$$

注: $(X_{\tau+n})_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\delta_x, P)$ under $\mathbb{P}(\cdot | \tau < \infty, X_\tau = x)$. 在原先的概率测度 \mathbb{P} 下, $(X_{\tau+n})_{n \geq 0}$ 不是马氏链

2. $\forall J \subseteq \mathbb{N}_0, \#J < \infty$, 有

$$\sigma(X_{\tau+n}, n \in J) \perp\!\!\!\perp_{\{\tau < \infty, X_\tau = x\}} \mathcal{F}_\tau$$

注:

- (a) $(X_{\tau+n})_{n \geq 0}$ 与 X_0, \dots, X_τ 独立
- (b) $(X_{\tau+n})_{n \geq 0} \perp\!\!\!\perp \mathcal{F}_\tau$ under $\mathbb{P}(\cdot | \tau < \infty, X_\tau = x)$

证明: (1) 回顾马氏链的有限维分布, rf.(2.4),

根据此结论, 我们只需考察链 $\{X_{\tau+n}, n \geq 0\}$ 的有限维分布.

(Step 1) 设 $j_0 \neq x$. 则对任意的 $n \geq 1, m \geq 0$, 有

$$\mathbb{P}(X_{\tau+0} = j_0, \dots, X_{\tau+n} = j_n, \tau = m, X_\tau = x) = 0$$

关于 $m \geq 0$ 求和, 并注意到 $\{\tau < \infty\} = \sum_{m=0}^{\infty} \{\tau = m\}$, 得:

$$\mathbb{P}(X_{\tau+0} = j_0, \dots, X_{\tau+n} = j_n, \tau < \infty, X_\tau = x) = 0$$

两边同除 $P(\tau < \infty, X_\tau = x)$, 有

$$\mathbb{P}(X_{\tau+0} = j_0, \dots, X_{\tau+n} = j_n | \tau < \infty, X_\tau = x) = 0 = \delta_{xj_0} \prod_{k=0}^{n-1} p_{j_k j_{k+1}}$$

(Step 2) 设 $j_0 = x$. 注意到, 对任意的 $m \geq 0$, 有

$$\{\tau = m\} \in \sigma(X_0, \dots, X_m)$$

故而, 由(2.35): 对任意的 $n \geq 1, m \geq 0$, 有

$$\{\tau = m\} \perp\!\!\!\perp_{\{X_m = x\}} \{X_m = j_0, X_{m+1} = j_1, \dots, X_{m+n} = j_n\}$$

从而, 对任意的 $m \geq 0$, 有

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}(X_{\tau+0} = j_0, \tau = m, X_\tau = x) &= \mathbb{P}(X_{m+0} = j_0, \tau = m, X_m = x) \\
&\stackrel{(1.2)}{=} \mathbb{P}(X_{m+0} = j_0, \tau = m | X_m = x) \times \mathbb{P}(X_m = x) \\
&\stackrel{(M_1)}{=} \mathbb{P}(X_{m+0} = j_0 | X_m = x) \times \mathbb{P}(\tau = m | X_m = x) \times \mathbb{P}(X_m = x) \\
&\stackrel{(1.2)}{=} 1 \times \mathbb{P}(\tau = m, X_m = x) \\
&= \delta_{xx} \mathbb{P}(\tau = m, X_m = x)
\end{aligned}$$

以及, 对任意的 $n \geq 1, m \geq 0$, 有

$$\begin{aligned}
&\mathbb{P}(X_{\tau+0} = j_0, X_{\tau+1} = j_1, \dots, X_{\tau+n} = j_n, \tau = m, X_\tau = x) \\
&= \mathbb{P}(X_{m+1} = j_1, \dots, X_{m+n} = j_n, \tau = m, X_m = x) \\
&\stackrel{(1.2)}{=} \mathbb{P}(X_{m+1} = j_1, \dots, X_{m+n} = j_n, \tau = m | X_m = x) \times \mathbb{P}(X_m = x) \\
&\stackrel{(M_1)}{=} \mathbb{P}(X_{m+1} = j_1, \dots, X_{m+n} = j_n | X_m = x) \times \mathbb{P}(\tau = m | X_m = x) \times \mathbb{P}(X_m = x) \\
&= \frac{\mathbb{P}(X_{m+1} = j_1, \dots, X_{m+n} = j_n, X_m = x)}{\mathbb{P}(X_m = x)} \times \mathbb{P}(\tau = m | X_m = x) \times \mathbb{P}(X_m = x) \\
&\stackrel{(2.4)}{=} \frac{\mu_x^{(m)} p_{x,j_1} p_{j_1,j_2} \cdots p_{j_{n-1},j_n}}{\mu_x^{(m)}} \times \mathbb{P}(\tau = m, X_m = x) \\
&= \delta_{xx} p_{x,j_1} p_{j_1,j_2} \cdots p_{j_{n-1},j_n} \times \mathbb{P}(\tau = m, X_m = x)
\end{aligned}$$

其中, $\mu_x^{(m)} := P(X_m = x)$. 综上, 关于 $m \geq 0$ 求和 (注意到 $\{\tau < \infty\} = \sum_{m=0}^{\infty} \{\tau = m\}$), 再两边同除以 $P(\tau < \infty, X_\tau = x)$, 得: 当 $j_0 = x$, 对任意的 $n \geq 0$, 有

$$\mathbb{P}(X_{\tau+0} = j_0, \dots, X_{\tau+n} = j_n | \tau < \infty, X_\tau = x) = \delta_{xj_0} \prod_{k=0}^{n-1} p_{j_k j_{k+1}}.$$

(Step 3) 综上, 链的 $(X_{\tau+n})_{n \geq 0}$ 的有限维分布为

$$\mathbb{P}(X_{\tau+0} = j_0, \dots, X_{\tau+n} = j_n | \tau < \infty, X_\tau = x) = \delta_{xj_0} \prod_{k=0}^{n-1} p_{j_k j_{k+1}}.$$

即有 $(X_{\tau+n})_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\delta_x, P)$ under $\mathbb{P}(\cdot | \tau < \infty, X_\tau = x)$.

(2) 作业.

Problem 8 (作业 5-3)

$\forall J \subseteq \mathbb{N}_0, \#J < \infty$, 有

$$\sigma(X_{\tau+n}, n \in J) \perp\!\!\!\perp_{\{\tau < \infty, X_\tau = x\}} \mathcal{F}_\tau$$

注:

1. $(X_{\tau+n})_{n \geq 0}$ 与 X_0, \dots, X_τ 独立
2. $(X_{\tau+n})_{n \geq 0} \perp\!\!\!\perp \mathcal{F}_\tau$ under $\mathbb{P}(\cdot | \tau < \infty, X_\tau = x)$

用下面方法表述两次返回之间的等待时间 $S_y^{(k)}$

$$T_y^{(0)} := 0, T_y^{(1)} := T_y, \text{ 对于 } k \geq 2, T_y^{(k)} := \min\{n \geq T_{y+1}^{(k-1)} | X_n = y\}$$

$$S_y^{(k)} = \begin{cases} T_y^{(k)} - T_y^{(k-1)} & \text{若 } T_y^{(k-1)} < \infty \\ 0 & \text{否则} \end{cases}$$

$$\text{注意到 } T_y^{(k)} = T_y^{(k-1)} + \min\{n \geq 1 | X_{T_y^{(k-1)}+n} = y\}$$

$$\Rightarrow S_y^{(k)} = \min\{n \geq 1 | X_{T_y^{(k-1)}+n} = y\}, \text{ if } T_y^{(k-1)} < \infty$$

即 $(X_{T_y^{(k-1)}+n})_{n \geq 0}$ 的首次回访时刻 $S_y^{(k)}$

Lemma 8

对 $k \geq 2$, 有 $\sigma(S_y^{(k)}) \perp\!\!\!\perp_{\{T_y^{(k-1)} < \infty\}} \mathcal{F}_{T_y^{(k-1)}}$, 且

$$\mathbb{P}(S_y^{(k)} < \infty | T_y^{(k-1)} < \infty) = \mathbb{P}(T_y^{(1)} < \infty | X_0 = y) =: \rho_{yy} \quad (2.36)$$

Corollary 8

对 $k \geq 0$ 有 $\rho_{yy}^{(k)} = \rho_{yy}^k$, 即

$$\mathbb{P}_y(N(y) \geq k) = \mathbb{P}_y(T_y^{(k)} < \infty) = \rho_{yy}^k$$

证明：第 k 次访问 y 的时刻有限，即第 $k-1$ 次访问 y 的时刻有限且时间间隔有限，即

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_y(T_y^{(k)} < \infty) &= \mathbb{P}_y(S_y^{(k)} < \infty, T_y^{(k-1)} < \infty) \\ &= \mathbb{P}_y(S_y^{(k)} < \infty | T_y^{(k-1)} < \infty) \mathbb{P}_y(T_y^{(k-1)} < \infty) \end{aligned}$$

递归

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_y(T_y^{(k)} < \infty) &= \mathbb{P}_y(S_y^{(k)} < \infty | T_y^{(k-1)} < \infty) \cdots \mathbb{P}_y(S_y^{(2)} < \infty | T_y^{(1)} < \infty) \mathbb{P}_y(T_y^{(1)} < \infty) \\ &\stackrel{(2.36)}{=} \rho_{yy}^k \quad \square \end{aligned}$$

2.5 类结构

2.5.1 状态 i 间的关系：可达与互通

Definition 43 (可达)

$i, j \in S$, 若 $\exists n \geq 0$, s.t. $p_{ij}(n) > 0$, 则称 i 可达 j , 记作 $i \rightarrow j$

注: $i \rightarrow i, p_{ii}(0) = 1 > 0$ 包括在内

Definition 44 (互通)

若 $i \rightarrow j, j \rightarrow i$ 称 i 与 j 互通, 记作 $i \leftrightarrow j$

Theorem 20

对不同的 i 与 j , 下面命题等价

1. $i \rightarrow j$
2. $0 < f_{ij} = \rho_{ij} = \mathbb{P}_i(T_j < \infty)$ [Durrett [2], Def1.1]
3. \exists 某些状态, $i_0 = i, i_1, \dots, i_{n-1}, i_n = j$, s.t. $p_{i_0, i_1} \cdots p_{i_{n-1}, i_n} > 0$
4. $\mathbb{P}_i(\exists n \geq 0, X_n = j) > 0$

Problem 9 (作业 6-1)

证明: 定理20命题的等价性, 即 $1 \Leftrightarrow 2, 1 \Leftrightarrow 3, 1 \Leftrightarrow 4$

Problem 10 (作业 6-2)

定义 first hitting time

$$H^j := \min\{n \geq 0 | X_n = j\}$$

1. 证明: H^j 是一个关于 $(X_n)_{n \geq 0}$ 的停时
2. 利用 H^j 定义“可达”, 并且证明该新定义与原定义等价

Property 18 (Durrett [2], Lem1.4)

若 $i \rightarrow j, j \rightarrow k$, 则 $i \rightarrow k$

证明: $i \rightarrow j \Leftrightarrow \exists n \geq 0$, s.t. $p_{ij}(n) > 0$

$j \rightarrow k \Leftrightarrow \exists n \geq 0$, s.t. $p_{jk}(n) > 0$

$$p_{ik}(n+m) \stackrel{\text{C-K}}{=} \sum_{r \in S} p_{ir}^{(n)} p_{rk}^{(m)} \geq p_{ij}^{(n)} p_{jk}^{(m)} > 0, \quad \therefore i \rightarrow k$$

Property 19

互通关系 (\leftrightarrow) 在 S 上是等价关系, 即

1. (自反的) $i \leftrightarrow i$
2. (对称的) $i \leftrightarrow j$, 则 $j \leftrightarrow i$
3. (传递的) $i \leftrightarrow j, j \leftrightarrow k$, 则 $i \leftrightarrow k$

2.5.2 常返与暂留是类性质

Lemma 9 (Durrett [2], Thm1.5&Lem1.6)

设 $i \rightarrow j, \rho_{ij} > 0$, 则

1. i 常返的 $\Rightarrow \rho_{ji} = 1 (> 0 \Rightarrow j \rightarrow i)$
2. $\rho_{ji} < 1 \Rightarrow i$ 非常返/暂留的

注: 直观上 (2) $i \rightarrow j \xrightarrow{\text{prob}>0} i$, 则 i 暂留

证明: $i \neq j, \rho_{ji} < 1 \Rightarrow 0 < 1 - \rho_{ji} = 1 - \mathbb{P}_j(T_i < \infty) = \mathbb{P}_j(T_i = \infty)$

为了证 i 暂留, 即证 $\rho_{ii} < 1$, 即 $\mathbb{P}_i(T_i = \infty) > 0$

(Step 1) $\rho_{ij} > 0, i \rightarrow j \Rightarrow \exists k \geq 1, \text{s.t. } p_{ij}(k) > 0$

$$K := \min\{k \geq 1 | p_{ij}(k) > 0\}$$

由 C-K 方程(2.5), \exists 与 i, j 不同的状态 $i_1, \dots, i_{K-1}, \text{s.t.}$

$$p_{i,i_1} p_{i_1,i_2} \cdots p_{i_{K-1},j} > 0$$

(Step 2)

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}_i(T_i = \infty) &= \mathbb{P}_i\left(\bigcap_{n \geq 1} \{X_n \neq i\}\right) \\
&\geq \mathbb{P}_i\left(\bigcap_{k=0}^{K-1} \{X_k = i_k\}, X_K = j, \bigcap_{n \geq K+1} \{X_n \neq i\}\right) \\
&= \mathbb{P}\left(\bigcap_{k=0}^{K-1} \{X_k = i_k\}, X_K = j, \bigcap_{n \geq K+1} \{X_n \neq i\}\right) / \mathbb{P}(X_0 = i) \\
&= \mathbb{P}\left(\bigcap_{k=0}^{K-1} \{X_k = i_k\} | X_K = j\right) \cdot \mathbb{P}\left(\bigcap_{n \geq K+1} \{X_n \neq i\} | X_K = j, \bigcap_{k=0}^{K-1} \{X_k = i_k\}\right) \cdot \mathbb{P}(X_K = j) / \mathbb{P}(X_0 = i) \\
&\stackrel{\text{Markov}}{=} \mathbb{P}\left(\bigcap_{k=0}^{K-1} \{X_k = i_k\} | X_K = j\right) \cdot \mathbb{P}\left(\bigcap_{n \geq K+1} \{X_n \neq i\} | X_K = j\right) \cdot \mathbb{P}(X_K = j) / \mathbb{P}(X_0 = i) \\
&= \underbrace{\mathbb{P}\left(\bigcap_{k=0}^{K-1} \{X_k = i_k\}, X_K = j\right)}_{\text{有限维分布}} \cdot \mathbb{P}\left(\bigcap_{n \geq K+1} \{X_n \neq i\} | X_K = j\right) / \mathbb{P}(X_0 = i) \\
&= \frac{\mu_i^{(0)} \cdot p_{i,i_1} \cdot p_{i_1,i_2} \cdots p_{i_{K-1},j}}{\mu_i^{(0)}} \cdot \lim_{m \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{n=K+1}^{K+m} \{X_n \neq i\} | X_K = j\right) / \mathbb{P}(X_0 = i)
\end{aligned}$$

由 (Step 1), $p_{i,i_1} \cdot p_{i_1,i_2} \cdots p_{i_{K-1},j} > 0$, 因此只需证明后面概率的极限也为正, 即可证明 $\mathbb{P}_i(T_i = \infty) > 0$.

假设 $(X_n)_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\mu, P)$

$\tau_1 = 0, \tau_2 = K$ 为关于 $(X_n)_{n \geq 0}$ 的停时, 则由 SMP 知

1. 在 $\tilde{\mathbb{P}}(\cdot) := \mathbb{P}(\cdot | X_K = j)$ 下, $(X_{K+n})_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\delta_j, P)$
2. 在 $\mathbb{P}_j(\cdot) := \mathbb{P}(\cdot | X_0 = j)$ 下, $(X_n)_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\delta_j, P)$

发现在测度 $\tilde{\mathbb{P}}(\cdot)$ 下的 $(X_{K+n})_{n \geq 0}$, 与测度 $\mathbb{P}_j(\cdot)$ 下的 $(X_n)_{n \geq 0}$ 遵循同样的有限维分布

$$\begin{aligned}
&\mathbb{P}\left(\bigcap_{n=K+1}^{K+m} \{X_n \neq i\} | X_K = j\right) \\
&= \tilde{\mathbb{P}}(X_{K+n} \neq i, 1 \leq n \leq m) \\
&\stackrel{\text{SMP}}{=} \mathbb{P}_j(X_n \neq i, 1 \leq n \leq m) \xrightarrow{m \rightarrow \infty} \mathbb{P}_j\left(\bigcap_{n \geq 1} \{X_n \neq i\}\right) = \mathbb{P}_j(T_i = \infty) = 1 - \rho_{ji} > 0
\end{aligned}$$

因此 $\mathbb{P}_i(T_i = \infty) > 0$

Corollary 9

$i \rightarrow j, i$ 常返 $\Rightarrow j$ 常返

证明: $i \neq j, i \rightarrow j, i$ 常返, 由推论9, 知 $\rho_{ji} = 1 > 0$, 所以 $j \rightarrow i, i \leftrightarrow j$

$\exists m, n \geq 0$, s.t. $p_{ij}(m) > 0, p_{ji}(n) > 0$

$\forall r \geq 0, p_{jj}(n+r+m) \stackrel{\text{C-K}}{\geq} p_{ji}(n)p_{ii}(r)p_{ij}(m)$

两边同时求和

$$\sum_{r \geq 0} p_{jj}(n+r+m) \geq p_{ji}(n) \left(\sum_{r \geq 0} p_{ii}(r) \right) p_{ij}(m) = \infty$$

其中 $p_{ji}(n) > 0, p_{ij}(m) > 0, \sum_{r \geq 0} p_{ii}(r) = \infty$ (i 常返)

$$\therefore \sum_{r \geq 0} p_{jj}(r) = \infty \Rightarrow j \text{ 常返} \quad \square$$

Corollary 10

$i \leftrightarrow j$, 则 i 常返 $\Leftrightarrow j$ 常返

Definition 45 (集合的不可约)

$C \subseteq S, \forall i, j \in C$, 有 $i \leftrightarrow j$, 则称 C 不可约

Definition 46 (链的不可约)

若 S 不可约, 则称链不可约

Theorem 21

若 $C \subseteq S$ 不可约, 则 C 中状态要么全是常返的, 要么全是暂留的

2.5.3 状态空间分解

Definition 47 (闭集)

$C \subseteq S$, 若 $i \in C, j \notin C \Rightarrow p_{ij} = 0$, 则称 C 为闭集

Problem 11 (作业 6-3)

证明 $C \subseteq S$ 闭集等价于

$$i \in C, i \rightarrow j \Rightarrow j \in C \quad (j \notin C \Rightarrow i \nrightarrow j)$$

Example 21

若 $\{i\}$ 闭, 则 $\forall j \neq i, p_{ij} = 0 \Leftrightarrow p_{ii} = 1$, 称 i 为吸收态

Theorem 22

每一个有限的不可约闭集都是常返的

证明之前先介绍一个引理

Lemma 10

每一个有限闭集中都至少有一个常返态

(反证法) 设 C 为有限闭集, 非常返的

$$\forall i \in C \Rightarrow i \text{ 暂留} \Rightarrow \sum_{n \geq 1} p_{ji}(n) < \infty, \forall j \in S$$

$$\infty > \sum_{i \in C} \sum_{n \geq 1} p_{ji}^{(n)} = \sum_{n \geq 1} \sum_{i \in C} p_{ji}^{(n)}$$

这里不是 $i \in S$ 而是 $i \in C$, 所以还要考虑 $i \in C^c$

$$\forall i \in C^c, j \in C \xrightarrow{C \text{ 闭}} j \nrightarrow i \Rightarrow \forall n \geq 0, p_{ji}(n) = 0$$

$$\infty > \sum_{n \geq 1} \sum_{i \in C} p_{ji}^{(n)} = \sum_{n \geq 1} \left(\sum_{i \in S} p_{ji}^{(n)} \right) = \sum_{n \geq 1} 1 = \infty$$

矛盾

□

在一个不可约闭集 C 中, 至少有一个常返态 $i \in C$, 由不可约定义和推论10, $\forall j \in C, j \leftrightarrow i, j$ 常返

Corollary 11

状态空间 S 有限, 则 S 中必存在一个常返态

Theorem 23 (分解定理)

状态空间 S 可分解为

$$S = T + R_1 + R_2 + \cdots$$

其中 T 中所有状态非常返, R_r 为常返不可约闭集

证明: (Step 1) 首先把所有暂留态拿出来

$$T := \{j \in S | j \text{ 暂留}\}$$

(Step 2) $i_1 \in S \setminus T \neq \emptyset$ (若 $S \setminus T = \emptyset$, 则在 Step 1 结束)

i_1 常返, 定义 $R_1 = \{j \in S | j \leftrightarrow i_1\}$

$R_1 \subseteq S \setminus T$, R_1 常返互通类

(Step 3) $i_2 \in S \setminus (T \cup R_1)$, $R_2 = \{j \in S | i_2 \leftrightarrow j\} \Rightarrow R_2 \subseteq S \setminus (T \cup R_1)$

若 $j \in R_2, j \in R_1 \Rightarrow j \leftrightarrow i_2, j \leftrightarrow i_1 \Rightarrow i_1 \leftrightarrow i_2 \Rightarrow i_2 \in R_1$, 矛盾

(Step 4) 迭代

2.6 平稳分布与特殊例子

$$(X_n)_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\mu^{(0)}, P)$$

初始分布 $\mu^{(0)} = (\mu_i^{(0)})_{i \in S}$, 其中 $\mu_i^{(0)} = \mathbb{P}(X_0 = i)$

在 n 时刻的分布, $\mu^{(n)} = (\mu_i^{(n)})_{i \in S}$, 其中 $\mu_i^{(n)} = \mathbb{P}(X_n = i)$

$$\mu^{(n)} = \mu^{(0)} P^n$$

Definition 48 (平稳分布)

称概率分布 $\pi = (\pi_i)_{i \in S}$ 是转移矩阵 P 的平稳分布, 若

$$\pi P = \pi \quad (2.37)$$

注: $\mu^{(n+1)} = \pi P^{n+1} = \pi P \cdot P^n = \pi P^n = \pi P = \pi = \mu^{(0)}$

Problem 12 (作业 6-4)

设 $(X_n) \sim \text{Markov}(\pi, P)$, π 是 P 的平稳分布, 证明: 对固定 $m \geq 0$, 有 $(X_{m+n})_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\pi, P)$

2.6.1 双随机链 (Doubly Stochastic Chain)

回顾随机矩阵定义15, 现在由行和为 1, 拓展到列和也为 1.

Definition 49

称转移矩阵 $(p_{xy})_{x,y \in S}$ 是双随机的, 若 $\sum_{x \in S} p_{xy} = 1$

Theorem 24

设 $P = (p_{xy})_{x,y \in S}$ 为具有 $N < \infty$ 个状态的马氏链的转移概率矩阵, 则均匀分布 $\pi_x = \frac{1}{N}, x \in S$ 是 P 的平稳分布 $\Leftrightarrow P$ 双随机

证明: $\forall y \in S, \pi_y = \frac{1}{N}$

$$(\pi P)_y = \sum_{x \in S} \pi_x p_{xy} = \frac{1}{N} \sum_{x \in S} p_{xy}$$

1. P 双随机, $(\pi P)_y = \frac{1}{N} = \pi_y, (\forall y \in S) \Rightarrow \pi P = \pi$
2. $(\pi P)_y = \pi_y, \forall y \in S, \frac{1}{N} \sum_{x \in S} p_{xy} = \frac{1}{N} \Rightarrow \sum_{x \in S} p_{xy} = 1 \Rightarrow P$ 双随机 □

2.6.2 细致平衡条件 (Detailed Balance Condition)

Definition 50

称概率分布 π 满足 DBC, 若

$$\pi_x p_{xy} = \pi_y p_{yx} \quad (\forall x, y \in S) \quad (2.38)$$

注: $\text{DBC} \not\Rightarrow \pi P = \pi$

证明: $\pi P = \pi \Leftrightarrow (\pi P)_y = \pi_y, \forall y \Leftrightarrow \sum_{x \in S} \pi_x p_{yx} \pi_y = \sum_{x \in S} \pi_x p_{xy}, \forall y$. 因此

$$\sum_{x \neq y} \pi_x p_{xy} = \sum_{x \neq y} \pi_y p_{yx} \quad (2.39)$$

由 (2.38) 可以推出 (2.39), 但反之不然 □

Example 22 (DBC 反例)

$S = \{1, 2, 3\}, N = 3$

$$P = \begin{bmatrix} 0.5 & 0.5 & 0 \\ 0.3 & 0.1 & 0.6 \\ 0.2 & 0.4 & 0.4 \end{bmatrix}$$

P 双随机, $\pi = (1/3, 1/3, 1/3)$ 是 P 的平稳分布

Claim 4. π 不满足 DBC

反证: π 满足 DBC $\Rightarrow \pi_x p_{xy} = \pi_y p_{yx}$ 与 $p_{12} = 0.5 \neq p_{21} = 0.3$ 矛盾 □

Example 23 (生灭链)

状态空间 $S = \{l, l+1, \dots, r-1, r\} \subseteq N_0$, 设 P 满足

1. 一步转移不超过 1, 当 $|x - y| \geq 2$ 时, $p_{xy} = 0$
2. $p_{x, x+1} = p_x (\forall x < r)$
3. $p_{x, x-1} = q_x (\forall x > l)$
4. $p_{x, x} = 1 - p_x - q_x (\forall x \in S)$

问: P 的满足 DBC 的平稳分布 π ? rf.(2.38)

1. $|x - y| \geq 2$ 时, $p_{xy} = p_{yx} = 0$
2. $x = y$ 时, $p_{xy} = p_{yx}, \pi_x = \pi_y$
3. $y = x + 1$ 时, $(x < r), \pi_x p_{x, x+1} = \pi_{x+1} p_{x+1, x}$

$$\begin{aligned} \pi_{x+1} &= \frac{\pi_x p_{x, x+1}}{p_{x+1, x}} = \pi_x \frac{p_x}{q_{x+1}} \\ \pi_{l+n} &= \underbrace{\pi_l}_{\pi_{l+1}} \frac{p_l}{q_{l+1}} \frac{p_{l+1}}{q_{l+2}} \dots \frac{p_{l+n-1}}{q_{l+n}} \end{aligned}$$

令 $a_0 = 1, a_1 = \frac{p_l}{q_{l+1}}, a_2 = \frac{p_l p_{l+1}}{q_{l+1} q_{l+2}}, \dots, a_{r-l} = \frac{p_l p_{l+1} \dots p_{r-1}}{q_{l+1} q_{l+2} \dots q_r}$, 则 $\pi = (\pi_l a_0, \pi_l a_1, \dots, \pi_l a_{r-l})$

又 $\sum_{x \in S} \pi_x = 1$, 则

$$\pi_l \sum_{0 \leq n \leq r-l} a_n = 1 \Rightarrow \pi_l = \frac{1}{\sum_{0 \leq n \leq r-l} a_n}$$

记 $a := \sum_{0 \leq n \leq r-l} a_n$, 则 $\pi = (\frac{a_0}{a}, \frac{a_1}{a}, \dots, \frac{a_{r-l}}{a})$ □

2.6.3 可逆性

Theorem 25

设 $(X_n)_{n \geq 0} \sim \text{Markov}(\pi, P)$, 其中 π 是 P 的平稳分布. 固定 n , 令 $Y_m := X_{n-m}$ ($0 \leq m \leq n$), 则

$$(Y_m)_{0 \leq m \leq n} \sim \text{Markov}(\pi, \hat{P})$$

其中 $\hat{P} = (\hat{p}_{ij})_{i,j \in S}$

$$\hat{p}_{ij} = \frac{\pi_j p_{ji}}{\pi_i}$$

这里 \hat{p}_{ij} 称为对偶 (dual) 转移概率

证明: 先验证 $(Y_m)_{0 \leq m \leq n} \sim \text{Markov}(\pi, \hat{P})$, 用定义/有限维分布
用定义验证

(Step 1) 验证 \hat{P} 是随机矩阵

1. 元素非负 $\hat{p}_{ij} \geq 0$
2. $\sum_{j \in S} \hat{p}_{ij} = \sum_{j \in S} \frac{\pi_j p_{ji}}{\pi_i} = \frac{\pi_i}{\pi_i} = 1$, rf.(2.37)

(Step 2) 验证初始分布. 由 (2.37), 初始分布 $Y_0 = X_n \sim \pi$

(Step 3) 验证马氏性

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Y_{m+1} = i_{m+1} | Y_m = i_m, \dots, Y_1 = i_1, Y_0 = i_0) &= \frac{\mathbb{P}(Y_{m+1} = i_{m+1}, \dots, Y_0 = i_0)}{\mathbb{P}(Y_m = i_m, \dots, Y_0 = i_0)} \\ &= \frac{\mathbb{P}(X_{n-m-1} = i_{m+1}, \dots, X_{n-1} = i_1, X_n = i_0)}{\mathbb{P}(X_{n-m} = i_m, \dots, X_n = i_0)} \\ &= \frac{\pi_{i_{m+1}} P_{i_{m+1}, i_m} \cdots P_{i_1, i_0}}{\pi_{i_m} P_{i_m, i_{m-1}} \cdots P_{i_1, i_0}} \\ &= \frac{\pi_{i_{m+1}} P_{i_{m+1}, i_m}}{\pi_{i_m}} = \hat{p}_{i_m, i_{m+1}} \quad \square \end{aligned}$$

Corollary 12 (可逆性)

若 P 的平稳分布为 π , 满足 DBC 条件(2.38), 则 $\hat{P} = P$. 即原来的链 $\stackrel{(d)}{=}$ 逆向链 (记号 $\stackrel{(d)}{=}$ 表示同分布)

证明:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{\pi_j p_{ji}}{\pi_i} \stackrel{\text{DBC}}{=} \frac{\pi_i p_{ij}}{\pi_i} = p_{ij} \quad \square$$

2.6.4 求 P 的平稳分布 (若唯一)

$$\begin{cases} \pi P = \pi \\ \sum_x \pi_x = 1 (\pi_x \geq 0, \forall x) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \pi(P - \mathbb{I}) = 0 \\ \sum_x \pi_x = 1 \end{cases}$$

Example 1.19 (Brand Preference (Continuation of 1.5)).

$$\begin{array}{c} \mathbf{1} \ \mathbf{2} \ \mathbf{3} \\ \mathbf{1} \ .8 \ .1 \ .1 \\ \mathbf{2} \ .2 \ .6 \ .2 \\ \mathbf{3} \ .3 \ .3 \ .4 \end{array}$$

Example 24 (Durrett, 1.19)

$$P - \mathbb{I} = \begin{bmatrix} -0.2 & 1 & 1 \\ 0.2 & -0.4 & 0.2 \\ 0.3 & 0.3 & -0.6 \end{bmatrix}$$

$$\begin{cases} \pi P = \pi \\ \sum_x \pi_x = 1 (\pi_x \geq 0, \forall x) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} -0.2\pi_1 + 0.2\pi_2 + 0.3\pi_3 = 0 \\ \pi_1 - 0.4\pi_2 + 0.3\pi_3 = 0 \\ \pi_1 + 0.2\pi_2 - 0.6\pi_3 = 0 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1 \end{cases}$$

前三个等式是线性相关的, 删去一个等式

$$A = \begin{bmatrix} -0.2 & 1 & 1 \\ 0.2 & -0.4 & 1 \\ 0.3 & 0.3 & 1 \end{bmatrix}, \quad b = [0, 0, 1]$$

$\pi A = b \Rightarrow \pi = bA^{-1}$, 即 A^{-1} 的最后一行

2.7 极限行为与平稳分布的存在唯一性

研究 $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)}$

1. j 暂留 $\Rightarrow \sum_n p_{ij}^{(n)} < \infty, \forall i \in S \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = 0, \forall i \in S$. 下面可以把注意力放在常返上
2. $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)}$ 不存在的反例

$$S = \{1, 2\}, P = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}, P^2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$P^{2n} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, P^{2n+1} = P = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$p_{ij}^{(2n)} \neq p_{ij}^{(2n+1)}, \forall i, j \in S$, 所以 $p_{ij}^{(n)}$ 不收敛

Definition 51 (周期)

令 $I_x := \{n \geq 1 | P_{xx}^{(n)} > 0\}$, 定义 x 的周期 $d(x) = \gcd(I_x)$

1. $d(x) > 1$, 称 x 周期的
2. $d(x) = 1$, 称 x 非周期的
3. $I_x = \emptyset$, 称 x 周期为 ∞

Definition 52

称链是周期的, 若所有状态是周期的

Theorem 26 (收敛定理)

马氏链不可约, 非周期, 且存在平稳分布 π , 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = \pi_j \quad (\forall i, j \in S)$$

注: 找到周期不是件容易的事, 我们通常讨论非周期的链

Problem 13 (作用 7-1)

设 S 有限, $\exists i \in S$, s.t. $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = \pi_j (\forall j \in S)$. 证明: $\pi = (\pi_j)_{j \in S}$ 是 $P = (p_{ij})_{i, j \in S}$ 的平稳分布

Theorem 27 (渐进频率)

马氏链不可约, 常返, 则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{N(y)}{n} = \frac{1}{\mathbb{E}_y T_y}$$

注:

1. $N_n(y) = \sum_{k=1}^n \mathbb{I}_{\{X_k=y\}}$ (n 时刻前, 访问 y 的总次数)
2. $\frac{N_n(y)}{n}$, n 时刻前, 访问 y 的频率/时间比例, 因此 $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{N(y)}{n}$ 为在状态 y 上花费的时间比例的极限
3. $\mathbb{E}_y T_y = \begin{cases} < \infty & y \text{ 正常返} \\ \infty & y \text{ 暂留/零常返} \end{cases}$, rf.37

Theorem 28

马氏链不可约

1. (平稳分布唯一性, Durrett, Thm 1.21) 若平稳分布存在, 则

$$\pi_y = \frac{1}{\mathbb{E}_y T_y}$$

则 π 唯一

2. (平稳测度存在性) 若马氏链常返, 则 \exists 平稳测度, $\mu = (\mu_x)_{x \in S}$, 且 $\mu_x > 0, \forall x$

注: $\mu = (\mu_x)_{x \in S}$ 是一个平稳测度

1. (测度) $\mu_x \geq 0, \forall x \in S$
2. $\mu^P = \mu$

相对于上面的大定理, 下面的推论对我们更有用

Corollary 13

马氏链具有有限状态, 不可约, 则

1. 存在唯一平稳分布 $\pi = (\pi_x)_{x \in S}$, 且 $\pi_x = \frac{1}{\mathbb{E}_x T_x} > 0, \forall x \in S$
2. $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{N_n(y)}{n} = \frac{1}{\mathbb{E}_x T_x} = \pi_x$

证明:

1. S 有限不可约, 闭集 \Rightarrow 不可约, 常返

(a) 由定理28(2) 知, 存在 $\mu = (\mu_x)_{x \in S}, \mu_x \geq 0, \mu^P = \mu$. 令 $\pi_x = \frac{\mu_x}{\sum_{x \in S} \mu_x}$ (正则化 μ), $\pi_x > 0$, 且

$$\pi^P = \frac{1}{\sum_{x \in S} \mu_x} \mu^P = \frac{1}{\sum_{x \in S} \mu_x} \mu = \pi$$

(b) 由定理28(1) 知, π 唯一且 $\pi_x = \frac{1}{\mathbb{E}_x T_x}$

2. 由定理27

□

参考文献

- [1] 强马氏性 v2. 03 2025. [\[Link\]](#).
- [2] Rick Durrett. Essentials of Stochastic Processes. 01 1999. doi:10.1007/978-1-4614-3615-7.
- [3] Geoffrey Grimmett and David Stirzaker. Probability and random processes. Oxford University Press, Oxford; New York. doi:10.1017/mag.2022.154.
- [4] Sidney I. Resnick. Adventures in stochastic processes. Birkhauser Verlag, CHE, 1992. [\[Link\]](#).
- [5] 菲赫金哥尔茨. 微积分学教程, volume 2. 高等教育出版社, 北京, 8 edition, 2006.