# 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: 2025/03/12

# 目录

准	备知记		2
	0.1	事件概率	3
		0.1.1 事件域	3
		0.1.2 概率测度	4
	0.2	独立性	7
	0.3	条件概率与条件独立	11
	0.4	期望与条件期望	13
		0.4.1 离散随机变量的期望	13
		0.4.2 条件期望	15
	0.5	随机过程	23
		0.5.1 什么是随机过程	23
		0.5.2 随机过程的分布	23
		0.5.3 随机过程的存在性	24
		0.5.4 随机过程的基本类型	25
1	马氏	·····································	26
	1.1	离散时间马氏链	26
	1.2	时齐马氏链与转移概率	29
	1.3	多步转移概率与矩阵乘法	33
		1.3.1 Chapman-Komolgorov 方程	33
2	泊松	过 <del>程</del>	35

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。

$$X:\Omega\to S$$

S 的  $\sigma$ -代数记为 S, 是个 Borel  $\sigma$ -代数 (由开集/闭集生成)

Q: 为什么要给  $\Omega$  一个  $\sigma$ -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,

将信息具象化,

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

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

随机过程: 一族随机变量  $\{X_t\}_{t\in\mathbb{T}}$ 其中  $\mathbb{T}$  为指标集,  $X_t:\Omega\to S$ 

#### Example 1

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

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

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

### 0.1 事件概率

#### 0.1.1 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:  $\Omega$  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  $A \subseteq B$  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**

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

1.  $\Omega \subset \mathcal{F}$ 

2. (对补封闭)  $A \in \mathcal{F} \to A^c \in \mathcal{F}$ 

3. (对可列并封闭)  $A_n \in \mathcal{F}, n \geqslant 1 \Rightarrow \bigcup_{n \geqslant 1} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}$ 

 $\sigma$  代数是满足以上特定条件的集类,是由 $\Omega$  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  $\sigma$  代数:  $\{\emptyset, \Omega\}$ 

最大的  $\sigma$  代数:  $2^{\Omega}$ 

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

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

这是由 A 生成的  $\sigma$  代数

#### Definition 4 (划分/分割)

称  $\Pi_{\Omega} := \{\Lambda_n, n \geq 1\}$  是  $\Omega$  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

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

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

#### **Problem 1** (作业 1-1)

证明:

- 1.  $\sigma(\Pi_{\Omega})$  是一个  $\sigma$  代数
- 2.  $\sigma(\Pi_{\Omega})$  是包含集类  $\Pi_{\Omega}$  的最小  $\sigma$  代数
- $(S,S)=(S,2^S)$ : S 可列时, 取  $2^S$  为  $\sigma$  代数
- $(S,S)=(\mathbb{R},\mathcal{B}(\mathbb{R}))$ : S 为实数集时,取博雷尔集  $\mathcal{B}(\mathbb{R})$  为  $\sigma$  代数

#### 0.1.2 概率测度

#### Definition 5 (概率测度)

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

- 1. 非负性
- 2. 归一性
- 3. 可列可加性\*

#### **Property 1**

₽ 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  $\mathbb{B} = \mathbb{A} + \mathbb{P}(BA^c) \geqslant \mathbb{P}(A)$
- 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接在一起的,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()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)

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

$$\mathbb{P}(\bigcup_{n\geqslant 1} A_n) \leqslant \sum_{n\geqslant 1} \mathbb{P}(A_n)$$

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

#### Problem 2 (作业 1-2)

证明  $\cup_{n\geqslant 1}A_n=\sum_{n\geqslant 1}B_n$ 

证明:

1. 先证  $\bigcup_{n\geqslant 1} A_n \subseteq \sum_{n\geqslant 1} B_n$ 。 假设  $x \in \bigcup_{n\geqslant 1} A_n$ , 若  $x \in A_1$ ,则  $x \in B_1$ ,

 $A = A \subset B_1, \quad A = A \subset B_1,$ 

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

. . .

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

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

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

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

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

由 B 的定义

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

$$\therefore x \in A_{n_0} \subseteq \bigcup_{n \geqslant 1} A_n$$
$$\therefore \bigcup_{n \geqslant 1} A_n = \sum_{n \geqslant 1} B_n$$

#### Property 3 (连续性)

- (1)  $A_n$  个单调上升,即  $A_n \subset A_{n+1}$ , $\lim_{n \to \infty} A_n = \bigcup_{n \geqslant 1} A_n$ ,则  $\mathbb{P}(\lim_{n \to \infty} A_n) = \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(A_n)$
- $(2) \ B_n \downarrow \ \ \text{単调下降}, \ \ \mathbb{P} \ B_n \supset B_{n+1}, \ \ \lim_{n \to \infty} B_n = \cap_{n \geqslant 1} B_n, \ \ \mathbb{P}(\lim_{n \to \infty} B_n) = \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(B_n)$

证明:  $(1) \cup_{n \geqslant 1} A_n = A_1 + A_2 \setminus A_1 + A_3 \setminus A_2 + \cdots$ 

$$\mathbb{P}(\bigcup_{n\geqslant 1} A_n) = \mathbb{P}(A_1) + \sum_{n\geqslant 1} \mathbb{P}(A_{n+1} \setminus A_n)$$

$$= \mathbb{P}(A_1) + \lim_{m\to\infty} \sum_{n=1}^m \mathbb{P}(A_{n+1} \setminus A_n)$$

$$= \mathbb{P}(A_1) + \lim_{m\to\infty} \sum_{n=1}^m [\mathbb{P}(A_{n+1}) - \mathbb{P}(A_n)]$$

$$= \mathbb{P}(A_1) + \lim_{m\to\infty} [\mathbb{P}(A_{m+1}) - \mathbb{P}(A_1)]$$

$$= \lim_{m\to\infty} \mathbb{P}(A_{m+1})$$

$$= \lim_{n\to\infty} \mathbb{P}(A_n) \quad \square$$

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

$$\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(\cap_{n\geqslant 1} B_n) = 1 - \mathbb{P}((\cap_{n\geqslant 1} B_n)^c)$$

$$= 1 - \mathbb{P}(\cup_{n\geqslant 1} B_n^c)$$

$$= 1 - \mathbb{P}(B_1^c \cup (\cup_{n\geqslant 2} (B_n^c \setminus B_{n-1}^c)))$$

$$= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \sum_{n\geqslant 2} (\mathbb{P}(B_n^c) - \mathbb{P}(B_{n-1}^c))$$

$$= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \lim_{m \to \infty} \sum_{n=2}^m (\mathbb{P}(B_n^c) - \mathbb{P}(B_{n-1}^c))$$

$$= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \lim_{m \to \infty} (\mathbb{P}(B_m^c) - \mathbb{P}(B_1^c))$$

$$= 1 - \mathbb{P}(B_1^c) - \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(B_n^c) + \mathbb{P}(B_1^c)$$

$$= 1 - \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(B_n^c)$$

$$= \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(B_n) \quad \square$$

第二个等式用到 De Morgan's Law

### 0.2 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  $A \perp \!\!\! \perp B$ 

#### 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  $\forall J\subset \mathbb{N}, \#J\geq 2$ 

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

#### **Property 4**

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

#### **Definition 8** ( $\sigma$ 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  $A_1 \perp \!\!\! \perp A_2$ ,记为  $\mathcal{F}_1 \perp \!\!\! \perp \mathcal{F}_2$ 

#### **Definition 9** ( $\sigma$ 代数间相互独立)

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

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

#### **Property 5**

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

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  $\cap_{k \geq 1} A_k \to \cap_{k \in J} A_k$  即从  $k \in \mathbb{N} \to k \in J$ 。 思路是把  $k \in \mathbb{N} \to k \in J$  和  $k \in J^c$ ,在  $k \in J^c$  上取  $A_k = \Omega$ ,再利用性质  $\Omega \perp \!\!\! \perp A$ 。

对于  $\forall J \subseteq \mathbb{N}$ 

$$\begin{split} \bigcap_{k\geqslant 1} A_k &= \left(\bigcap_{k\in J} A_k\right) \cap \left(\bigcap_{k\in J^c} \Omega\right) \\ \mathbb{P}(\bigcap_{k\geqslant 1} A_k) &= \mathbb{P}\left(\left(\bigcap_{k\in J} A_k\right) \cap \left(\bigcap_{k\in J^c} \Omega\right)\right) \\ &= \mathbb{P}(\bigcap_{k\in J} A_k) \mathbb{P}(\bigcap_{k\in J^c} \Omega) \qquad [\Omega \perp \!\!\! \perp A_k] \\ &= \mathbb{P}(\bigcap_{k\in J} A_k) \end{split}$$

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

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

$$\mathbb{P}(\bigcap_{k\in J}A_k)=\prod_{k\in J}\mathbb{P}(A_k)\quad \Box$$

#### Definition 10 (离散随机变量)

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

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

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  $\omega$  所在的划分  $\Lambda_k$  决定

由于随机变量是个可测函数

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

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

#### Property 6

 $\sigma(X):=X^{-1}(2^S), \ \mathbb{N}$ 

- 1.  $\sigma(X) = \sigma(\Pi_{\Omega})$  故称  $\sigma(X)$  为由 X 生成的  $\sigma$  代数。其中  $\Pi_{\Omega} = \{\Lambda_k, k \geqslant 1\}, \Lambda_k = \{X = x_k\}$
- $2. \ X: (\Omega, \sigma(X)) o (S, 2^S).$  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  $\sigma(\Pi_X)=\{\sum_{k\in J}\Lambda_k|J\subseteq\mathbb{N}\}\text{ 由划分生成, }\sigma(X)=X^{-1}(2^S)\text{ 由 }X\text{ 生成 下证 }\sigma(X)\subseteq\sigma(\Pi_X)$ 

$$\forall A \in 2^S, X^{-1}(A) = \{\omega | X(\omega) \in A\}$$

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

$$= \sum_{x_k \in A} \{X = x_k\}$$

$$= \sum_{x_k \in A} \Lambda_k \in \sigma(\Pi_X)$$

第二个等式用到离散 r.v. 定义10 下证  $\sigma(\Pi_X) \subseteq \sigma(X)$ 

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

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

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

 $\sigma(\Pi_A) = \{\varnothing, A, A^c, \Omega\} = \sigma(A) = \sigma(A^c)$ 其中  $\sigma(\Pi_A)$  由划分生成, $\sigma(A)$  由 A 生成,两者相等 另外, $\sigma(X) = \sigma(\Pi_A) = \sigma(\Pi_X) = \{\varnothing, A, A^c, \Omega\} = \sigma(A) \Rightarrow \sigma(\mathbb{I}_A) = \sigma(A)$ 

#### Definition 11 (离散随机变量间的独立性)

 $X:\Omega \to S_1, Y:\Omega \to S_2$  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

 $X \perp \!\!\!\perp Y \Leftrightarrow \forall x \in S_X, y \in S_Y \not \exists \mathbb{P}(X = x, Y = y) = \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y = y)$ 

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  $\Leftarrow$ 

$$\mathbb{P}(X \in E_1, Y \in E_2) = \mathbb{P}(\bigcup_{x \in E_1} \{X = x\} \cap \{Y \in E_2\}) \\
= \sum_{x \in E_1} \mathbb{P}(\{X = x\} \cap \sum_{y \in E_2} \{Y = y\}) \\
= \sum_{x \in E_1} \sum_{y \in E_2} \mathbb{P}(X = x, Y = y) \\
= \sum_{x \in E_1} (\sum_{y \in E_2} \mathbb{P}(X = x) \mathbb{P}(Y = y)) \\
= \sum_{x \in E_1} \mathbb{P}(X = x) \mathbb{P}(Y \in E_2) \\
= \mathbb{P}(X \in E_1) \mathbb{P}(Y \in E_2)$$

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。

#### Theorem 2

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

用定理1证明

 $\Rightarrow$  已知  $X \perp \!\!\! \perp Y$ ,由定义 $\frac{11}{1}$ , $\forall E_1 \subseteq S_1, E_2 \subseteq S_2$ ,有  $\mathbb{P}(X \in E_1, Y \in E_2) = \mathbb{P}(X \in E_1)\mathbb{P}(Y \in E_2)$ 。取  $E_1 = \{\omega | X(\omega) \leqslant x\}, E_2 = \{\omega | Y(\omega) \leqslant y\}$   $\Leftarrow$ 

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

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

#### **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.  $\{A_n\}_{n\geqslant 1}$  相互独立
- 2.  $\sigma(A_n), n \ge 1$  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  $(1) \to (2)$ ,  $\sigma(A_n) = \{A_n, A_n^c, \varnothing, \Omega\}$ ,  $\varnothing \coprod A_n, \Omega \coprod A_n$ , 由性质4,  $\varnothing \coprod A_n^c, \Omega \coprod A_n^c$  由定理5,  $\forall A_k \in \sigma(A_n), \mathbb{P}(\cap_{k \geqslant 1} A_k) = \prod_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_k)$ 

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

### 0.3 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)

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

$$\mathbb{P}(\bigcap_{k=1}^{n} A_{k}) = \mathbb{P}(A_{1})\mathbb{P}(A_{2}|A_{1})\mathbb{P}(A_{3}|A_{1}A_{2})\cdots\mathbb{P}(A_{n}|\bigcap_{k=1}^{n-1} A_{k})$$

#### Theorem 5 (全概公式)

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

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

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

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  $A=A\cap\Omega=A\cap(\sum_{k\geqslant 1}\Lambda_k)=\sum_{k\geqslant 1}(A\cap\Lambda_k)$ ,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

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

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  $\mathbb{P}(AB_0) = 0$ 

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{n\geqslant 0} \mathbb{P}(AB_n)$$
 [可列可加性] 
$$= \sum_{n\geqslant 1} \mathbb{P}(AB_n) \quad [\mathbb{P}(AB_0) = 0]$$
 
$$= \sum_{n\geqslant 1} \mathbb{P}(A|B_n)\mathbb{P}(B_n) \quad [全概公式] \quad \Box$$

#### 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

 $\mathbb{P}_B: \mathcal{F} \to [0,1]$  也是  $(\Omega, \mathcal{F})$  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

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

记为  $A \perp \!\!\! \perp_C B$  (条件独立)

#### Theorem 8

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

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

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

### 0.4 期望与条件期望

#### 0.4.1 离散随机变量的期望

#### Definition 15 (X 的期望)

 $X:\Omega \to S$ 

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

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)

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

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

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  $\mathbb{E}(\mathbb{I}_BX)$ 

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

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

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

所以  $A_x = \{A_{x_k}\}_{k \ge 1}$  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  $\forall \omega \in B$ 

$$\mathbb{I}_{B}X(\omega) = \mathbb{I}_{B}(\omega) \sum_{x \in S} (x \cdot \mathbb{I}_{A_{x}}(\omega))$$
$$= \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_{x} \cap B}(\omega)$$

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

 $\{A_xB,x\in S\}\cup\{B^c\}$  构成了样本空间  $\Omega$  的一个划分。因为  $A_x$  本身是对  $\Omega$  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

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

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

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

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

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

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,  $g: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ , 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  $\Pi_X$  上  $x_1,x_2$  对应的样本空间是  $\Omega_1,\Omega_2$ ,但在  $\Pi_{g(X)}$  上是  $\Omega_1\cup\Omega_2$ 。这一项在  $\Pi_X$  里有,因为  $\sigma$  代数对可列并封闭。但  $\Omega_1,\Omega_2$  分别在  $\Pi_{g(X)}$  上没有。把  $\sigma$  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)。

 $3. \ X \perp \!\!\!\perp Y, \quad g,h: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ ,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

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

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

#### Theorem 11

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

证明:

#### 0.4.2 条件期望

1°关于"给定集合"的条件期望

#### **Definition 17**

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

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

#### 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**

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

证明:

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

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:  $\mathbb{E}(XY|A) = c\mathbb{E}(X|A)$ 

 $2^{\circ}$  关于"给定划分生成的  $\sigma$  代数"的条件期望

#### **Definition 18**

设  $\Pi = \{\Lambda_k\}_{k\geq 1}$  是  $\Omega$  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

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

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

$$\begin{split} \mathbb{E}(X|\{\varnothing,\Omega\}) &= \mathbb{E}(X|\sigma(\Omega)) \\ &= \mathbb{I}_{\Omega} \mathbb{E}(X|\Omega) \qquad [ \not \in \mathbb{X} (\mathbf{18}) ] \\ &= \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X=x|\Omega) \qquad [ \not \in \mathbb{X} (\mathbf{17}), \Omega \perp \!\!\! \perp X ] \\ &= \sum_{x \in S} x \mathbb{P}(X=x) \\ &= \mathbb{E}(X) \end{split}$$

独立可以理解为: 什么信息也没提供

#### Example 11

$$\mathbb{E}(\mathbb{I}_B|\sigma(A)) = \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|\{A, A^c, \Omega, \varnothing\})$$

$$= \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|\sigma(A, A^c))$$

$$= \mathbb{I}_A \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|A) + \mathbb{I}_{A^c} \mathbb{E}(\mathbb{I}_B|A^c)$$

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

可以把这个结果推广:

#### **Property 11**

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

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  $\Pi=\{\Lambda_k,k\geqslant 1\}$ 

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

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

$$= \sum_{k\geqslant 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \sum_{x\in S} x \mathbb{P}(X = x|\Lambda_k)$$

$$= \sum_{k\geqslant 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \sum_{x\in S} x \mathbb{P}(X = x)$$

$$= \sum_{k\geqslant 1} \mathbb{I}_{\Lambda_k} \mathbb{E}(X)$$

$$= \mathbb{I}_{\Omega} \mathbb{E}(X)$$

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

#### 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  $\mathbb{I}_X = \{\{X = x\} | x \in S\}$ 

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

#### Property 12 (提取已知量)

设  $\Pi=\{\Lambda_k,k\geqslant 1\}$  为  $\Omega$  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  $Y = \mathbb{I}_{\Omega}$ 

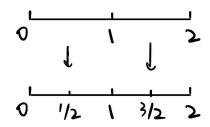
 $X = \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_x}$ , 其中  $A_x := \{X = x\}$ 

(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  $\{x_k\}_{k\geqslant 1}$  (可能有相同元素),使得  $X = \sum_{k\geqslant 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k}$ ,其中  $\cup_{k\geqslant 1} \{x_k\} = S_x$  ( $S_x$  为取值空间)

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



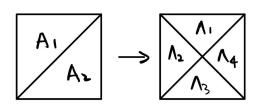


图 1: 加细划分

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

$$\mathbb{E}(XY|\sigma(\Pi))(\omega) = \mathbb{E}(\sum_{k\geqslant 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k} Y | \sigma(\Pi))(\omega) \qquad [X = \sum_{k\geqslant 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k}]$$

$$= \mathbb{E}(\sum_{k\geqslant 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k} Y | \Lambda_j) \qquad [\sigma(\Pi) \color \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot ]$$

$$= \mathbb{E}(\sum_{k\geqslant 1} x_k \mathbb{I}_{\Lambda_k} Y \mathbb{I}_{\Lambda_j}) / \mathbb{P}(\Lambda_j) \qquad [\text{if } \cdot \cdot (2)]$$

$$= \mathbb{E}(Y x_j \mathbb{I}_{\Lambda_j}) / \mathbb{P}(\Lambda_j) \qquad [\mathbb{I}_{\Lambda_k} \mathbb{I}_{\Lambda_j} \cdot \cdot \Lambda_k \ne \Lambda_j \cdot \cdot = 0]$$

$$= x_j \mathbb{E}(Y \mathbb{I}_{\Lambda_j}) / \mathbb{P}(\Lambda_j)$$

$$= x_j \mathbb{E}(Y \mathbb{I}_{\Lambda_j}) / \mathbb{P}(\Lambda_j)$$

$$= x_j \mathbb{E}(Y | \mathbb{I}_{\Lambda_j})$$

$$= X(\omega) \mathbb{E}(Y | \mathbb{I}_{\Lambda_j})$$

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

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

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

- 1. Y 仍是一个离散随机变量,且  $\mathbb{E}|Y| \geqslant \mathbb{E}|X| < \infty$
- 2.  $\sigma(Y) \subset \sigma(\Pi)$  (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:  $(1)E|X| = \sum_{x \in S_n} |x| \mathbb{P}(X = x) < \infty$ 

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

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

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

我们知道  $\sum_{x\in S}|x|\sum_{k\geqslant 1}\mathbb{P}(\Lambda_k\cap\{X=x\})$  绝对收敛,若求和次序交换后的  $\sum_{k\geqslant 1}\sum_{x\in S}|x|\mathbb{P}(\{X=x\}\cap\Lambda_k)$  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 (菲赫金哥尔茨《微积分学教程》(2).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.  $|\mathbb{E}(X|\Lambda_k)| \leq \mathbb{E}(|X| \mid \Lambda_k), |\mathbb{E}(X|\sigma(\Pi))| \leq \mathbb{E}(|X| \mid \sigma(\Pi))$ 

(2) 由定义, $Y=\sum_{k\geqslant 1}y_k\mathbb{I}_{\Lambda_k}$ ,其中  $y_k:=\mathbb{E}(X|\Lambda_k)$  记  $S_Y=\cup_{k\geqslant 1}\{y_k\}$ ,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

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

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

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

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

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

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

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

#### 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.  $|\mathbb{E}(X|Z)| \leq \mathbb{E}(|X| \mid Z)$

#### 4°关于多个离散随机变量的条件期望

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

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

怎样生成  $\sigma$  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  $\sigma$  代数, 因为它对可列并不封闭。

每个  $\sigma(X_k)$  是一个  $\sigma$  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  $\{\sigma(X_k)\}_{k\geqslant 1}$  交互的部分 怎样把  $\bigcup_{k=1}^\infty \sigma(X_k)$  变成  $\sigma$  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  $\sigma$  代数

$$\begin{split} \sigma(X_1,\cdots,X_n) &:= (X_1,\cdots,X_n)^{-1}(2^{S_1}\times\cdots\times 2^{S_n})\\ &:= \{\underbrace{(X_1,\cdots,X_n)^{-1}(A_1\times\cdots\times A_n)}_{\text{柱集}} | A_1\times\cdots\times A_n\subseteq\underbrace{S_1\times\cdots\times S_n}_{\text{集积空间}} \}\\ &= \{\bigcap_{k=1}^\infty X_k^{-1}(A_k) | A_k\in 2^{S_k}, 1\leqslant k\leqslant n \} \end{split}$$

#### Theorem 13

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

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

则

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

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

2.  $\sigma(X_1,\cdots,X_n)=\sigma(\Pi_{(X_1,\cdots,X_n)})$  (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

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

#### **Definition 22**

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

#### 有了上述定义,可以推广:

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

#### **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  $B_2 = \Omega$ 

$$\mathbb{P}(Y \in A, X_1 \in B_1) = \mathbb{P}(Y \in A, X_1 \in B_1, X_2 \in S_2)$$

$$= \mathbb{P}(Y \in A)\mathbb{P}(X_1 \in B_1, X_2 \in S_2) \qquad [Y \perp \!\!\! \perp (X_1, X_2)]$$

$$= \mathbb{P}(Y \in A)\mathbb{P}(X_1 \in B_1)$$

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

#### Corollary 4

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

### 0.5 随机过程

#### 0.5.1 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

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

为  $(S ext{ } ext{$ 

- 1.  $forallt \in \mathbb{T}$ ,  $X_t$  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

$$\mathbb{T}\backslash S\subseteq\mathbb{R}$$
 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

#### 0.5.2 随机过程的分布

- 1.  $\forall t \in \mathbb{T}, X_t : \Omega \to S$  为随机变量/可测映射
- $2. X: \mathbb{T} \times \Omega \to S$  二元映射
- 3.  $X: \Omega \to S^{\mathbb{T}} \not = \{f | f: \mathbb{T} \to \S\}, X: \omega \to X(\omega) = X(\cdot, \omega)$

分布可用有限维分布族刻画

#### **Definition 24**

固定样本点  $\omega$ ,则  $X.(\omega)$  为  $\mathbb{T}\to S$  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, \cdots, t_n \$ 

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

为X的n维分布

#### Definition 26 (过程的有限维分布族)

定义

$$\{F_{t_1,t_2,\cdots,t_n}|n\geqslant 1,t_1,\cdots,t_n\in\mathbb{T}\}$$

#### 0.5.3 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,···, n}  $\to$  {1,···, 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≥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

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

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  $F \neq X$  的有限维分布族

#### 0.5.4 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

## 1 马氏链

### 1.1 离散时间马氏链

马尔可夫性 ↔ 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  $\{X_n, n \ge 0\}$  为马氏链, 若 X 满足以下马氏性:  $\forall n \ge 0, x_0, x_1, \cdots, x_n, y \in S$ ,

$$\mathbb{P}(\underbrace{X_{n+1} = y}_{\text{$\frac{1}{2}$}} | \underbrace{X_0 = x_0, \cdots, X_{n-1} = x_{n-1}}_{\text{$\frac{1}{2}$}, \text{$\frac{1}{2}$}}, \underbrace{X_n = x_n}_{\text{$\frac{1}{2}$}, \text{$\frac{1}{2}$}}) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x_n) \tag{M_1}$$

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<sub>1</sub>)

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

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

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

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

 $(M_1)$  未来  $\coprod_{\mathfrak{A}_{\underline{A}}}$  过去

$$\mathbb{P}_{\mathfrak{V}_{\underline{A}}}(\mathbf{x},\mathbf{x}) = \mathbb{P}_{\mathfrak{V}_{\underline{A}}}(\mathbf{x},\mathbf{x})$$

#### Lemma 2 (马氏性的等价表示)

[GS] 下面三个命题等价

- 1. (M<sub>1</sub>) 马氏性
- 2.  $\forall k \geq 0, 0 \leq n_1 < \dots < n_k \leq n$ , 对于  $y, x_{n_1}, \dots, x_{n_k} \in S$ ,

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_1} = x_{n_1}, \dots, X_{n_k} = x_{n_k}) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_k} = x_{n_k})$$
 (M<sub>2</sub>)

即

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

3. 对  $\forall m \ge 1, n \ge 0, \{y, x_i, 0 \le i \le n\} \subseteq S$ , 有

$$\mathbb{P}(X_{n+m} = y | X_0 = x_0, \dots, X_n = x_n) = \mathbb{P}(X_{n+m} = y | X_n = x_n) \tag{M_3}$$

即

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

证明:  $(2) \rightarrow (1)$ , 取  $n_1 = 0, \dots, n_k = n-1$ , 显然

 $(2) \to (3)$ , (3) 的 n 对应 (2) 的  $n_k$ 

 $(3) \rightarrow (1)$  显然

只需证  $(3) \to (2), (1) \to (3)$ 

这里回顾独立的三种写法

1. A ⊥ <sub>B</sub> 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  $(3) \rightarrow (2)$ 

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

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

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

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,  $\sum_{x \in S} \mathbb{P}(X = x) = \mathbb{P}(\Omega), \sum_{(x,y) \in S^2} \mathbb{P}(X = x, Y = y) = \mathbb{P}(\Omega), \cdots$ ,  $\sum_{(x^{(1)}, \cdots, x^{(u)}) \in S^u} \mathbb{P}(X^{(1)} = x^{(1)}, \cdots, X^{(u)} = x^{(u)}) = \mathbb{P}(\Omega) = 1$ 

(Step 2) 下证  $(1) \rightarrow (3)$ 

1. m = 1 时, 即 (1)

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

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

$$\mathbb{P}(X_{n+k} = y | X_0 = x_0, \cdots, X_n = x_n) = \mathbb{P}(X_{n+k} = y | X_n = x_n)$$

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

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

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

$$\tilde{\mathbb{P}}_{n}(X_{n+k+1} = y) = \sum_{x_{n+1} \in S} \tilde{\mathbb{P}}_{n}(X_{n+k+1} = y | X_{n+1} = x_{n+1}) \cdot \tilde{\mathbb{P}}_{n}(X_{n+1} = x_{n+1})$$

$$= \sum_{x_{n+1} \in S} \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y | X_{n+1} = x_{n+1}, X_n = x_n) \cdot \mathbb{P}(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n) \quad \text{[by (*)]}$$

$$= \sum_{x_{n+1} \in S} \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y, X_{n+1} = x_{n+1}, X_n = x_n) / \mathbb{P}(X_n = x_n) \quad \text{[**\text{$\frac{1}{2}$} \times \text{$\frac{1}{2}$} \text{$\f$$

即 m=k+1 得证

#### **Corollary 5**

若 X 时马氏链,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

$$S^n := \underbrace{S \times \cdots \times S}_{\text{n } \uparrow}$$

乘积 σ 代数

$$\bigotimes_n 2^S := \underbrace{2^S \times \cdots \times 2^S}_{\text{n } \uparrow \text{-}}$$

#### Property 16 (马氏性的等价条件)

下列三个命题等价

- 1. 马氏性 (M<sub>1</sub>)
- 2. 对  $\forall n \geqslant 1, m \geqslant 1, A \in \otimes_n 2^S, B \in \otimes_m 2^S,$ 即  $(A \subseteq S^n, B \subseteq S^m), 有$

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

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

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

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

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

 $(3) \to (1)$ , 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  $\forall n \ge 1, m \ge 1, \{x_0, x_1, \dots, x_{n+m} \subseteq S\}$ , 有

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

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

\* 只要对单点集合成立, 对一般情况也成立, 证明见独立性部分

只证 m=2, 令

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

 $\Rightarrow$ 

$$\tilde{\mathbb{P}}_{n}((X_{n+1},X_{n+2}) = (x_{n+1},x_{n+2})) = \tilde{\mathbb{P}}_{n}(X_{n+1} = x_{n+1}) \cdot \tilde{\mathbb{P}}_{n}(X_{n} + 2 = x_{n+2}|X_{n+1} = x_{n+2})$$

$$= \mathbb{P}(X_{n+1} = x_{n+1}|X_{n} = x_{n}) \cdot \mathbb{P}(X_{n+2} = x_{n+2}|X_{n+1} = x_{n+1}) \qquad [M_{1}]$$

$$= \mathbb{P}(X_{n+1} = x_{n+1}|X_{n} = x_{n}) \cdot \mathbb{P}(X_{n+2} = x_{n+2}|X_{n+1} = x_{n+1}, X_{n} = x_{n}) \qquad [推论(5)]$$

$$= \mathbb{P}_{\{X_{n} = x_{n}\}}(X_{n+1} = x_{n+1}) \cdot \mathbb{P}_{\{X_{n} = x_{n}\}}(X_{n+2} = x_{n+2}|X_{n+1} = x_{n+1})$$

$$= \mathbb{P}_{\{X_{n} = x_{n}\}}((X_{n+1}, X_{n+2}) = (x_{n+1}, x_{n+2})) \qquad [乘法公式-定理(4)]$$

#### Corollary 6

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

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

### 1.2 时齐马氏链与转移概率

### Definition 30 (时间齐次马氏链)

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

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

#### **Definition 31**

X 是时齐马氏链, 称

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

为X从状态i到i的(一步)转移概率,并称矩阵

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

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:

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

#### Theorem 15 (转移矩阵的刻画)

转移矩阵是一个随机矩阵,即

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

即转移矩阵的每一行  $(p_{ij})_{i \in S}$  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:

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

#### Definition 32 (时齐马氏链)

设  $X = \{X_n, n \ge 0\}$  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  $\forall n \geq 1, i_n, \dots, i_{n-1}, i, j \in S$

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

则称 X 具有初始分布  $\mu$  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 (M1) 马氏链定义28等价

证明:  $(2) \rightarrow (M_1)$ 

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(X_{n+1}=j) = \sum_{(i_0,\cdots,i_{n-1})\in S^n} \mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(X_{n+1}=j|X_0=i_0,\cdots,X_{n-1}=i_{n-1})$$

$$\mathbb{P}_{\{X_n=x_n\}}(X_0=i_0,X_{n-1}=i_{n-1}) \stackrel{(2)}{=} p_{ij} \sum_{\substack{(i_0,\cdots,i_{n-1})\in S^n}} \mathbb{P}(X_0=i_0,\cdots,X_{n-1}=x_{n-1}|X_n=i) = p_{ij}$$

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, 3rd ed] 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.  $\{X_n, n \ge 0\}$  为(时齐)马氏链

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

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

$$= \mathbb{P}(X_{n+1} = i + 1 | X_n = i) = 0.4 = \mathbb{P}(\Re n + 1$$
 ) 場局贏一元)
$$\mathbb{P}(X_{n+1} = i - 1 | X_n = i, X_0 = i_0, \cdots, X_{n-1} = i_{n-1})$$

$$= \mathbb{P}(X_{n+1} = i - 1 | X_n = i) = 0.6 = \mathbb{P}(\Re n + 1$$
 ) 場局輸一元)

2. 
$$\mathbb{P}(X_{n+1}=0|X_n=0,X_0=i_0,\cdots,X_{n-1}=i_{n-1})=1=\mathbb{P}(X_{n+1}=0|X_n=0)$$
  $\mathbb{P}(X_{n+1}=N|X_n=N,X_0=i_0,\cdots,X_{n-1}=i_{n-1})=1=\mathbb{P}(X_{n+1=N|X_n=N})$  最后一个等号是由题目设定得到,从  $0\to 0$  或  $N\to N$  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

图 3: N=5

#### **Example 17** (Two-Stage Markov Chains)

[Durrett, 3rd ed] 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.  $Y_n = (X_n, X_{n-1}), n \ge 1$  则  $\{Y_n, n \ge 1\}$  是(时齐)马氏链,  $Y_n : \Omega \to \{HH, HM, MH, MM\}$ 

证明:

$$\mathbb{P}(Y_{n+1} = HH|Y_n = HH, Y_j = (x_j, x_{j-1}), 1 \leqslant j \leqslant n-1)$$

$$= \mathbb{P}(X_{n+1} = H, X_n = H|X_n = H, X_{n-1} = H, X_j = x_j, X_{j-1} = x_{j-1}, 0 \leqslant j \leqslant n-1)$$

$$= \mathbb{P}(X_{n+1} = H|X_n = H, X_{n-1} = H)$$

$$= 3/4 \quad [3.]$$

对 1.2. 同理

Claim 3. 设  $P = (p_{ij})_{i,j \in S}$  为随机矩阵,  $\mu = (\mu_i)_{i \in S}$  为概率分布,  $X = \{X_n, n \ge 0\}$  为 S 值离散时间的随机过程, 则  $X \sim Markov(\mu, P)$  当且仅当 X 有有限维分布,

$$\mathbb{P}(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \cdots, X_n = i_n) = \mu_{i_0} P_{i_0, i_1} P_{i_1, i_2} \cdots P_{i_{n-1}, i_n} \quad (\forall n \geqslant 0, i_j \in S)$$

证明: ⇒

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

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 Adventures in stochastic processes, 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.

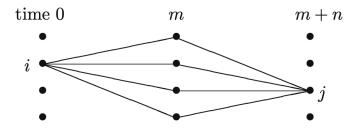
$$\mathbb{P}(X_{n+1} = i_{n+1} | X_0 = i_0, \cdots, X_n = x_n) = \frac{\mathbb{P}(X_0 = i_0, \cdots, X_{n+1} = i_{n+1})}{\mathbb{P}(X_0 = i_0, \cdots, X_n = i_n)} = P_{i_n, i_{n+1}}$$

由时齐马氏链定义,初始分布和转移矩阵都符合定义32

$$X \sim \operatorname{Markov}(\mu, P)$$

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

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



### 1.3 多步转移概率与矩阵乘法

#### **Definition 33**

设  $X = \{X_n, n \ge 0\}$  为马氏链,称

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

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?

#### 1.3.1 Chapman-Komolgorov 方程

Theorem 16 (C-K 方程)

设  $\{X_n, x \ge 0\}$  为马氏链

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

其中  $i, j \in S, m, n, r \ge 0$ , 即

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

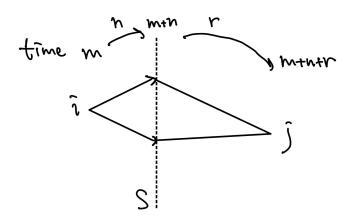


图 5: Multi-steps

证明:

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

#### Corollary 7

设 
$$X$$
 为时齐马氏链,则  $P(m,m+n)=P^n(m,n\geqslant 0)$ . 其中, $n=0$  时, $P(m,m)=P^0:=I($ 单位矩阵) 从而,可记  $p_{ij}^{(n)}:=p_{ij}(n):=p_{ij}(m,m+n)$ , $P(n):=P(m,m+n)=P^n$  由 C-K 方程, $P(m+n)=P(m)P(n),p_{ij}(m+n)=\sum_{k\in S}p_{ik}(m)p_{kj}(n)$ 

证明:

$$P(m, m+n) = P(m, m+1) \cdot P(m+1, m+n)$$
 [C-K]  
=  $P \cdot P(m+1, m+n)$  [时齐]  
=  $P^n$  □

# 2 泊松过程