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

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 σ -代数记为 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,

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: 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 $A \subseteq B$ 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 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. $\Omega \subset \mathcal{F}$

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

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

 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

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

这是由 A 生成的 σ 代数

Definition 4 (划分/分割)

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

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 σ 代数
- 2. $\sigma(\Pi_{\Omega})$ 是包含集类 Π_{Ω} 的最小 σ 代数
- $(S,S)=(S,2^S)$: S 可列时, 取 2^S 为 σ 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 σ 代数

0.1.2 概率测度

Definition 5 (概率测度)

 (Ω, \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

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 $\mathbb{B} = \mathbb{A} + \mathbb{P}(BA^c) \geqslant \mathbb{P}(A)$
- 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??(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 $x \in B_1$,

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

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

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)

- $(1) \ A_n \uparrow \ \mathring{\mathtt{P}} \ \mathit{lim}_{n \to \infty} \ A_n = \cup_{n \geqslant 1} A_n, \ \ \mathbb{P}(\lim_{n \to \infty} A_n) = \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(A_n)$
- $(2) \ B_n \downarrow \ \ \text{单调下降}, \ \ \mathbb{P} \ B_n \supset B_{n+1}, \ \ \lim_{n \to \infty} B_n = \cap_{n \geqslant 1} B_n, \ \ \mathbb{P}(\lim_{n \to \infty} B_n) = \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(B_n)$

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 (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 $A_1 \perp \!\!\! \perp A_2$,记为 $\mathcal{F}_1 \perp \!\!\! \perp \mathcal{F}_2$

Definition 9 (σ 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 $\cap_{k \geqslant 1} A_k \to \cap_{k \in J} A_k$ 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 ω 所在的划分 Λ_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 σ 代数表示为 $\sigma(X) := X^{-1}(2^S) = \{X^{-1}(A) | A \in 2^S\}$

Property 6

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

- $1. \ \sigma(X) = \sigma(\Pi_{\Omega})$ 故称 $\sigma(X)$ 为由 X 生成的 σ 代数。其中 $\Pi_{\Omega} = \{\Lambda_k, k \geqslant 1\}, \Lambda_k = \{X = x_k\}$
- $2. X: (\Omega, \sigma(X)) \to (S, 2^S).$ 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?? 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??],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??,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??证明

 \Rightarrow 已知 $X \perp \!\!\! \perp Y$,由定义??, $\forall E_1 \subseteq S_1, E_2 \subseteq S_2$,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??, $\sigma(\mathbb{I}_{A_n}) = \sigma(A_n)$, 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 $(1) \to (2)$, $\sigma(A_n) = \{A_n, A_n^c, \varnothing, \Omega\}$, $\varnothing \perp \!\!\!\perp A_n, \Omega \perp \!\!\!\perp A_n$, 由性质??, $\varnothing \perp \!\!\!\perp A_n^c, \Omega \perp \!\!\!\perp A_n^c$ 由定理??, $\forall A_k \in \sigma(A_n), \mathbb{P}(\cap_{k \geq 1} A_k) = \prod_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_k)$

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

条件概率与条件独立 0.3

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 Ø,而是叫零测集

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

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

(2)
$$\Omega = (\sum_{n \geqslant 1} B_n) + (\sum_{n \geqslant 1} B_n)^c = \sum_{n \geqslant 0} B_n$$
, $\sharp \, P : B_0 = (\sum_{n \geqslant 1} B_n)^c$
 $\mathbb{P}(B_0) = 1 - \mathbb{P}(\sum_{n \geqslant 1} B_n) = 0 \to 0 \leqslant \mathbb{P}(AB_0) \leqslant \mathbb{P}(B_0) = 0$

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

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{n\geqslant 0} \mathbb{P}(AB_n)$$
 [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??

Theorem 7

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

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??

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??, $X=\sum_{x\in S}x\mathbb{I}_{A_x}$,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 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 $\omega \in \Lambda_k$ 。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 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??

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??

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

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??和练习??所示

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

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

只有在"求和绝对收敛"(见定义??)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 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)。

 $3. \ X \perp \!\!\!\perp Y, \quad g,h: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$,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) $X \perp \!\!\!\perp Y, g, h : \mathbb{R} \to \mathbb{R}, \mathbb{E}[g(X)] < \infty, \mathbb{E}[h(Y)] < \infty$

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

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??

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

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

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??成立。

Example 10

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Property 12 (提取已知量)

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

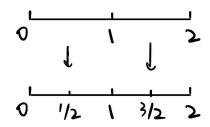
 $X = \sum_{x \in S} x \mathbb{I}_{A_x}$, 其中 $A_x := \{X = x\}$

(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 $\{x_k\}_{k\geqslant 1}$ (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



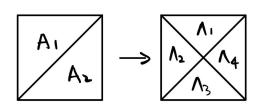


图 1: 加细划分

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

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

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

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

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

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

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

Example 15

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

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

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

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

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 $\{\sigma(X_k)\}_{k\geqslant 1}$ 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

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

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 Ω 的划分,定义

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

则

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

Problem 4 (作业 2-2)

证明定理??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:

$$Y \perp \!\!\! \perp (X_1, X_2) \Leftrightarrow \forall y \in S_Y, x_1 \in S_1, x_2 \in S_2$$

有 $\mathbb{P}(Y = y, (X_1, X_2) = (x_1, x_2))$
 $= \mathbb{P}(Y = y)\mathbb{P}((X_1, X_2) = (x_1, x_2))$

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??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 ω ,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 \geqslant 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 $\sigma: \{1, \dots, n\} \to \{1, \dots, n\}$ 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≥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: $\forall n \ge 0, x_0, x_1, \cdots, x_n, y \in S$,

$$\mathbb{P}(\underbrace{X_{n+1} = y}_{\stackrel{\star}{\uparrow} \stackrel{\star}{\uparrow}} | \underbrace{X_0 = x_0, \cdots, X_{n-1} = x_{n-1}}_{\stackrel{\star}{\downarrow} \stackrel{\star}{\downarrow}}, \underbrace{X_n = x_n}_{\stackrel{\star}{\downarrow} \stackrel{\star}{\downarrow}}) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x_n) \tag{M_1}$$

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 (M₁)

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

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

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

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

 (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. (M₁) 马氏性
- 2. $\forall k \geqslant 0, 0 \leqslant n_1 < \dots < n_k \leqslant n, \ \ \forall f \ \ y, x_{n_1}, \dots, x_{n_k} \in S$,

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_1} = x_{n_1}, \dots, X_{n_k} = x_{n_k}) = \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_{n_k} = x_{n_k})$$
 (M₂)

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

$$1. A \coprod_B C$$
 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 $(3) \rightarrow (2)$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$$= \sum_{x_{n+1} \in S} \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y, X_{n+1} = x_{n+1}, X_n = x_n) / \mathbb{P}(X_n = x_n) \quad \text{[乘法公式-定理(??)]}$$

$$= \mathbb{P}(X_{n+k+1} = y, X_n = x_n) / \mathbb{P}(X_n = x_n)$$

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

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 (M₁)
- 2. 对 $\forall n \geq 1, m \geq 1, A \in \otimes_n 2^S, B \in \otimes_m 2^S,$ 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

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

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

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

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

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

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. $\forall i \in S, \sum_{i \in S} p_{ij} = 1$

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 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??等价

证明: $(2) \rightarrow (M_1)$

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

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

即然有 (M_1) , 为什么还要定义??? 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: ⇒

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

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

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

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

2 泊松过程