Lecture 1

事件与概率

Probability and Statistics Beihang University

1.1 课程内容

- ∥ 预备知识: 微积分, 多元微积分, 线性代数
- 本课程是概率论与数理统计的入门课程,将向初学者介绍:概率论,统计推断和随机过程;(1)概率论:概率空间,事件与概率,条件概率,随机变量,多元随机变量,随机变量的期望与方差,大数定理与中心极限定理等(2)统计推断:Bayes 估计,极大似然估计,样本估计量及其分布,假设检验(3)随机过程:平稳随机过程,平稳 Gaussian 过程,遍历过程, Markov 链等
- * 教学参考书目以及讲稿等课程相关内容可在课程中心或是 https://scistats.github.io/ 找到

1.2 作业与评估

- # 课程时间: 周一, 周三(单); J3-311.
- ₡ 助教安排: 助教主要负责批改平时作业以及期末答疑辅导.
- 平时作业: 从第二周开始每周一课间交作业,请尽量不要迟 交或缺交,以免影响总评成绩.
- ₩ 评估方法: 平时作业(15%) + 期末考试(85%). 统一闭卷考试.

1.3 概率与不确定性

几个常见例子:

- 〃 在一个计算机网络系统中, 网络出现拥挤的概率有多大?
- 同一生产线生产的某产品,其合格率如何估计?
- 如何使用随机模型估算基于股票走势的金融产品的价格?
- // 某一机构为客户提供服务,怎样分配资源才能让服务更有效?
- **✗** Google 搜索引擎是如何对页面进行排序的?
- 语音识别系统如何使用概率模型对音频序列进行识别?



1.4 集合

定义 1.4.1 集合是由一些对象组成的,这些对象称为集合的元素. 如果 S 是一个集合并且 x 是 S 的一个元素,我们写作 $x \in S$. 反之则写作 $x \notin S$. 空集记为 \emptyset .

例题 1.4.1 $S = \{x_1, x_2\}$ 是一个有限集. $S = \{x_1, x_2, x_3,\}$ 是一个可数集合. $S = \{x | 0 \le x \le 1\}$ 是区间 [0, 1] 中所有实数组成的集合,这是一个不可数集合.

定义 1.4.2 如果集合 S 的元素同时也属于 T, 我们就称 S 是 T 的 **子集**,并记为 $S \subset T$. 如果 $S \subset T$ 并且 $T \subset S$, 那么 S = T.

例题 1.4.2 包含所有元素的集合称是一个全集 Ω. 全集的定义 取决于所考虑的问题. 当全集给定之后,所有集合都是全集的子集,特别地 Ø 是全集的子集.

1.5 集合的运算

集合S的**余集**

$$S^c = \{x | x \notin S\} = \Omega \backslash S$$

并集

$$S \cup T = \{x | x \in S$$
或者 $x \in T\}$

交集

$$S \cap T = \{x | x \in S \not \exists \exists x \in T\}$$

$$\bigcap_{k=1}^{n} S_{n} = \{x | x \in S_{k} \, \forall \text{MA} \}$$

一些相关性质(其中 Ω 为全集)

定理 1.5.1 (De Morgan's Law) 对任意集合 $S_1, ..., S_n$, 我们有

$$\left(\bigcup_{k=1}^{n} S_{k}\right)^{c} = \bigcap_{k=1}^{n} S_{k}^{c}, \left(\bigcap_{k=1}^{n} S_{k}\right)^{c} = \bigcup_{k=1}^{n} S_{k}^{c}$$

■ 我们证明第一个等式. $x \in (\bigcup S_k)^c \iff x \notin \bigcup S_k \iff x \notin S_k$ 对所有 $k \iff x \in S_k^c$ 对所有 $k \iff x \in \bigcap S_k^c$.

7

1.6 排列组合知识点复习

- n 个不同对象的不同的排列方法总数为: n!
- N 从 n 个不同对象中选择 k 个组成一个 k- 序列,不同的 k- 序列总数为:

$$\frac{n!}{(n-k)!}$$

M 从 n 个不同对象中任选 k 个(不计顺序)的方法总数为:

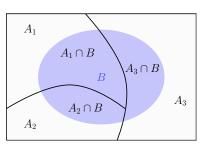
$$C_n^k = \frac{n!}{(n-k)!k!}$$

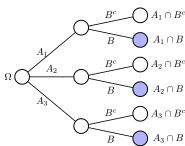
$$C_n^{n_1,n_2,\ldots,n_r} = \frac{n!}{n_1!n_2!\cdots n_r!}$$

1.7 概率模型

定义 1.7.1 概率模型由样本空间和概率组成. 样本空间是所有实验结果的集合. 样本空间的子集称为**事件**. **概率**则是集合上的函数,它赋予每一个事件一个非负数.

很多概率模型可以通过图形或是树形结构来表示:



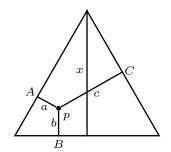


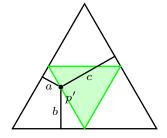
样本空间

- **例题 1.7.1** 在一次游戏中,玩家连续投掷一个硬币 10 次. 每出现一次正面,玩家赢得 1 元.
- 在这个游戏中,影响到游戏结果的是正面出现的个数. 令 s_k (k=0,...,10) 表示在 10 次连续投掷中正面出现 k 次的事件. 那 么我们可以定义样本空间为 $\Omega = \{s_0,s_1,...,s_{10}\}$.
- **例题 1.7.2** 在一次游戏中,玩家连续投掷一个硬币 10 次. 在第一个正面出现之前,每投一次硬币玩家赢得 1 元. 在第一个正面出现之后,直到第二个正面出现,每投一次硬币玩家赢得 2 元. 以此类推......
- 在这个游戏中正面出现的次数以及何时出现都将影响到游戏结果. 因此合适的样本空间应该包括所有可能出现的 10-投掷序列.
- 例题 1.7.3 将一根长度为 x 的木棍分为三段,它们正好组成一

个三角形的概率是多少?

■ 提示: 考虑一个高为 x 的等边三角形. 从该三角形的内部任意一点 p 向三边作垂线. 三条垂线段对应着一个分割木棍的方法. 注意到在图形中 x = a + b + c. a,b,c 能组成一个三角形当且仅当 p 点位于绿色三角形中,绿色三角形是通过连接三边中点形成的. 所以所求的事件概率为 1/4.





概率公理

给定样本空间,**概率律**将赋予每一个事件 A 一个非负数 P(A),称之为事件 A 的概率. 概率律应满足一下公理

- $P(A) \geqslant 0;$
- $P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty}A_{n}\right)=\sum_{n=1}^{\infty}P\left(A_{n}\right)$ 如果 A_{n} 互不相交, 即. $A_{i}\cap A_{j}=\varnothing$ 如果 $i\neq j$;
- $P(\Omega) = 1.$

例题 1.7.4 假设 C_n , n = 1, ..., N 为互不相交的集合, 即, $C_i \cap C_j = \emptyset$ 对于 $i \neq j$, 那么

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{N} C_{n}\right) = \sum_{n=1}^{N} P\left(C_{n}\right).$$

取 $A_n = C_n$, 如果 n = 1, ..., N, $A_n = \emptyset$ 如果 n > N. 然后对 $A_1, A_2, ..., A_n$... 运用概率公理.

12

从概率公理可以推出一些简单的性质, 它们可以通过图形直接验证:

"
$$P(\varnothing) = 0$$

$$P(\Omega) = P(\Omega \cup \varnothing) = P(\Omega) + P(\varnothing) = 1 + P(\varnothing)$$

$$\prime\prime$$
 由于 $\Omega = A \cup A^c$, 总有 $P(A^c) = 1 - P(A)$

$$M$$
 如果 $A \subset B$, 那么 $P(A) \leqslant P(B)$
$$P(B) = P(A \cap B) + P(A^c \cap B)$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

注意到 $A \cup B$ 可以写成两个不相交集合的并集 $A \cup B = B \cup (A \cap B^c)$, 因此

$$P(A \cup B) = P(B) + P(A \cap B^{c})$$

= $P(B) + P(A) - P(A \cap B)$

$$P(A \cup B) \leqslant P(A) + P(B)$$

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{N} A_n\right) \leqslant \sum_{n=1}^{N} P\left(A_n\right)$$

$$/\!\!/ P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(A^c \cap B) + P(A^c \cap B^c \cap C)$$

例题 1.7.5 投掷两个硬币并假设样本空间 $S = \{HH, HT, TH, TT\}$ 中的每一个事件是等概率的, 即. $\frac{1}{4}$. 令

$$E = \{$$
第一个硬币出现正面 $\}$

$$F = \{$$
第二个硬币出现正面 $\}$

试计算 $P(\{ 至少有一个硬币出现正面 \})$.

■ 直接计算

$$P\left(\left\{ \mathbf{\underline{\Sigma}} \mathcal{D} \mathbf{\overline{\eta}} - \mathbf{\overline{\eta}} \mathbf{\overline{u}} \mathbf{\overline{u}} \mathbf{\overline{u}} \right\} \right) = P\left(\left\{ HH, HT, TH \right\} \right) = \frac{3}{4}$$

或者运用概率的性质

$$P\left(\left\{ \Xi$$
少有一个硬币显示正面 $\right\} \right) = P\left(E \cup F\right)$
= $P\left(E\right) + P\left(F\right) - P\left(E \cap F\right)$
= $P\left(\left\{HH, HT\right\}\right) + P\left(\left\{HH, TH\right\}\right) - P\left(\left\{HH\right\}\right)$
= $\frac{1}{2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$.

lh

例题 1.7.6 水电公司希望对水电需求进行预先规划. 为此工程人员将水需求量标记在 X 轴上,而将电需求量标记在 Y 轴上. 假设水的需求通常在 0 至 200 单位之间,而电需求量则在 0 至 150 之间. 那么水电需求量分布在平面上的一个矩形区域里. 假设任何一个水电需求量事件 E 的发生概率等于事件所占区域面积与总水电分布区域面积的比值. 试求出用水量和用电量都至少在 100 以上的区域概率.

$$A = \{$$
用水量至少在 100 以上的区域 $\}$
 $B = \{$ 用电量至少在 100 以上的区域 $\}$

由题设
$$P(A) = (200 - 100) / 200 = 0.5$$
, $P(B) = (150 - 100) / 150 \approx 0.3$,

$$P(A \cap B) = \frac{(200 - 100) \cdot (150 - 100)}{200 \cdot 150} \approx 0.15$$

因此

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) \approx 0.65$$

概率为零并不表明不可能发生,例如令

$$E = \{ 用水量为100, 用电量在0至150之间 \},$$

///

那么在水电需求的矩形区域中(通过简单的极限计算可知),

$$P(E)=0.$$

但这一事件 E 仍然是有可能发生的. 同样地推理可知 P(E) = 1 也并不表示该事件一定发生.

定义 1.7.2 如果事件 A 满足 P(A) = 1, 那么我们称事件 A 是几乎必然发生的.

事件概率的收敛性质

定理 1.7.1 任给递增事件序列 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty}, A_1 \subset A_2 \subset$ 令 $A = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n$. 那么

$$P(A) = \lim_{n \to \infty} P(A_n)$$

■ $\diamondsuit B_1 = A_1, B_2 = A_1^c \cap A_2, B_3 = A_2^c \cap A_3, \dots$ 那么 B_1, B_2, B_3, \dots

互不相交,并且

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

由概率的性质

$$P(A_n) = \sum_{i=1}^{n} P(B_i)$$

对n 取极限

$$\lim_{n \to \infty} P(A_n) = \lim_{n \to \infty} \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i)$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i)$$

$$= P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right)$$

$$= P(A)$$

最后一个等号运用了概率公理.

h

定理 1.7.2 任给递减事件序列 $\{A_n\}_{n=1}^{\infty}, A_1 \supset A_2 \supset$ 令 $A = \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n$. 那么

$$P(A) = \lim_{n \to \infty} P(A_n)$$

■ 令 $B_1 = A_1$, $B_2 = A_2^c$, $B_3 = A_3^c$, ... 那么 B_1 , B_2 , B_3 , ... 是递增事件序列, 并且

$$\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i = \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i^c = A^c$$

对 $\{B_i\}_{i=1}^{\infty}$ 运用已证明的定理得到

$$P\left(A^{c}\right) = \lim_{n \to \infty} P\left(B_{n}\right)$$

运用概率的性质改写为

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

因此定理成立

并集的概率

定理 1.7.3 对任意集合序列 $\{A_i\}_{i=1}^n$,下列公式成立

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_{i}\right) = \sum_{i=1}^{n} P\left(A_{i}\right) - \sum_{i < j \leqslant n} P\left(A_{i} A_{j}\right)$$
$$+ \sum_{i < j < k \leqslant n} P\left(A_{i} A_{j} A_{k}\right) - \cdots$$
$$+ \left(-1\right)^{n+1} P\left(A_{1} A_{2} ... A_{n}\right)$$

lli

■ 用归纳法证明. 假设定理对 n 成立, 希望证明 n+1 时上式仍然成立, 也就是, 需要证明

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{n+1} A_{i}\right) = \sum_{i=1}^{n+1} P(A_{i}) - \sum_{i < j \le n+1} P(A_{i}A_{j})$$

$$+ \sum_{i < j < k \le n+1} P(A_{i}A_{j}A_{k}) - \cdots$$

$$+ (-1)^{n+2} P(A_{1}A_{2}...A_{n+1})$$

为此,我们用 I_{RHS} 表示上面等式的右侧,希望证明

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{n+1} A_i\right) = I_{RHS}.$$

用 I_{n+1} 表示 I_{RHS} 不含有 n+1 的各项之和, J_{n+1} 表示 I_{RHS} 含有 n+1 的各项之和. 那么 $I_{RHS}=I_{n+1}+J_{n+1}$, 运用对 n 个集合并集

时的归纳假设容易看出

$$I_{n+1} = P\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_i\right)$$

而

$$J_{n+1} = P(A_{n+1}) - \sum_{i < n+1} P(A_i A_{n+1})$$

$$+ \sum_{i < j < n+1} P(A_i A_j A_{n+1}) - \cdots$$

$$+ (-1)^{n+2} P(A_1 A_2 ... A_{n+1}).$$

进一步地观察并再次运用对 n 个集合并集时的归纳假设可以看出, J_{n+1} 中除去第一项后余下的部分(连同符号)等于

$$-P\left(\bigcup_{i=1}^{n}\left(A_{i}\cap A_{n+1}\right)\right)=-P\left(\left(\bigcup_{i=1}^{n}A_{i}\right)\cap A_{n+1}\right).$$

换言之

$$J_{n+1} = P(A_{n+1}) - P\left(\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_i\right) \cap A_{n+1}\right).$$

这样我们证明了

$$I_{RHS} = I_{n+1} + J_{n+1}$$

$$= P\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_i\right) + P\left(A_{n+1}\right) - P\left(\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_i\right) \cap A_{n+1}\right)$$

$$= P\left(\bigcup_{i=1}^{n+1} A_i\right).$$

j,

例题 1.7.7 现有 n 张写有不同数字的卡片, 对应每一张卡片都有 1 个信封,它内侧写有一个与对应卡片相同的数字. 现在将 n

张卡片随机地放入信封,至少有一张卡片装入与之对应信封的 概率是多大?

■ $A_i = \{$ 第i 张卡片放入正确的信封 $\}$,那么我们需要计算 $P(\bigcup_{i=1}^n A_i)$. 这需要用到并集的概率公式. 首先 $P(A_i) = \frac{1}{n}$,于是

$$\sum_{i=1}^{n} P(A_i) = n \cdot \frac{1}{n} = 1.$$

当 $i < j, P(A_i A_j) = \frac{1}{n(n-1)}$,于是

$$\sum_{i < i < n} P(A_i A_j) = C_n^2 \cdot \frac{1}{n(n-1)} = \frac{1}{2!}.$$

当 $i < j < k, P(A_i A_j A_k) = \frac{1}{n(n-1)(n-2)}$, 于是

$$\sum_{i < j < k < n} P(A_i A_j A_k) = C_n^3 \cdot \frac{1}{n(n-1)(n-2)} = \frac{1}{3!}.$$

以此类推,
$$P(A_1A_2...A_n) = \frac{1}{n(n-1)(n-2)...1} = \frac{1}{n!}$$
. 所以

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_{i}\right) = 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{n+1} \frac{1}{n!} \to 1 - e^{-1}.$$



1.8 条件概率

条件概率是在有限的信息中对事件概率的估计

定义 1.8.1 在事件 B 发生的条件下,事件 A 发生的概率, 记为 P(A|B), 定义为

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}, P(B) > 0.$$

P(A|B) 没有定义,如果 P(B) = 0. 非负数 P(A|B) 则称为事件 A 在事件 B 发生时的**条件概率**

条件概率是一个概率律

定理 1.8.1 如果 P(B) > 0, 那么 $P(\cdot|B)$ 概率公理中的所有条件.

(i)

$$P\left(\Omega|B\right) = \frac{P\left(\Omega \cap B\right)}{P\left(B\right)} = \frac{P\left(B\right)}{P\left(B\right)} = 1;$$

(ii) 对任意的事件集 A_n , 总有

$$\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) \cap B = \bigcup_{n=1}^{\infty} \left(A_n \cap B\right).$$

如果 A_n 互不相交, 那么

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \middle| B\right) = \frac{P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} (A_n \cap B)\right)}{P\left(B\right)}$$
$$= \frac{\sum_{n=1}^{\infty} P\left(A_n \cap B\right)}{P\left(B\right)} = \sum_{n=1}^{\infty} P\left(A_n \middle| B\right).$$

乘法法则

定理 1.8.2 如果 P(B) > 0, 那么 $P(A \cap B) = P(B) P(A|B)$.

定理 1.8.3 如果 $P(A_1 \cap A_2 \cap ... A_{n-1}) > 0$, 那么

$$P(A_1 \cap A_2 \cap ...A_n) = P(A_1) P(A_2|A_1) P(A_3|A_1 \cap A_2) ...P(A_n|A_1 \cap A_2 \cap ...A_{n-1}).$$

■ 右侧公式为

$$P(A_1) \frac{P(A_1 \cap A_2)}{P(A_1)} \frac{P(A_1 \cap A_2 \cap A_3)}{P(A_1 \cap A_2)} \dots \frac{P(A_1 \cap A_2 \cap ... A_n)}{P(A_1 \cap A_2 \cap ... A_{n-1})}.$$

由于 $P(A_1 \cap A_2 \cap ... A_{n-1}) > 0$, 上式中所有分母均为正数.

例题 1.8.1 一个盒子中装有 $r \ge 2$ 个红球和 $b \ge 2$ 个蓝球. 任取 4 个球并不再放回. 试确定取出的小球依次为红, 蓝, 红, 蓝的概率.

■ 令 $R_j = \{\hat{\mathbf{x}}_j \mid \hat{\mathbf{x}}_j \in \{\hat{\mathbf{x}$

$$P(R_1) = \frac{r}{r+b}, P(B_2|R_1) = \frac{b}{r+b-1},$$

$$P(R_3|B_2\cap R_1)=\frac{r-1}{r+b-2}, P(B_4|R_3\cap B_2\cap R_1)=\frac{b-1}{r+b-3}.$$

因此

$$P(R_1 \cap B_2 \cap R_3 \cap B_4)$$
= $P(R_1) P(B_2|R_1) P(R_3|B_2 \cap R_1) P(B_4|R_3 \cap B_2 \cap R_1)$
= $\frac{r}{r+b} \cdot \frac{b}{r+b-1} \cdot \frac{r-1}{r+b-2} \cdot \frac{b-1}{r+b-3}$.

例题 1.8.2 三个人将他们的帽子放在桌上. 打乱帽子顺序, 然后三个人从中任意取走一顶帽子. 每一个人都正好拿到自己原本帽子的概率有多大?

■ 令 $E_j = \{\hat{\mathbf{y}}_j \land \hat{\mathbf{y}}_j \land \hat{\mathbf{y}}_j \in \mathcal{E}_1 E_2 E_3\}$. 根据乘法法则,

$$P(E_1E_2E_3) = P(E_1) P(E_2|E_1) P(E_3|E_1E_2).$$

易见

$$P(E_1) = \frac{1}{3}, P(E_2|E_1) = \frac{1}{2}, P(E_3|E_1E_2) = 1.$$

因此

$$P(E_1E_2E_3) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot 1 = \frac{1}{6}.$$



乘法法则对条件概率同样成立

定理 1.8.4 如果 P(B) > 0, $P(A_1 \cap A_2 \cap ...A_{n-1}|B) > 0$, 那么

$$P(A_1 \cap A_2 \cap ...A_n | B)$$

= $P(A_1 | B) P(A_2 | A_1 \cap B) ...P(A_n | A_1 \cap A_2 \cap ...A_{n-1} \cap B)$.

■ 右侧公式为

$$\frac{P\left(A_{1}\cap B\right)}{P\left(B\right)}\frac{P\left(A_{1}\cap A_{2}\cap B\right)}{P\left(A_{1}\cap B\right)}...\frac{P\left(A_{1}\cap A_{2}\cap ...A_{n}|B\right)}{P\left(A_{1}\cap A_{2}\cap ...A_{n-1}\cap B\right)}.$$

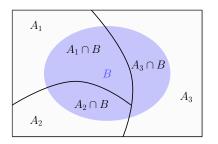
由于
$$P(A_1 \cap A_2 \cap ...A_{n-1}|B) > 0$$
, 上式所有分母为正.

全概率公式

定义 1.8.2 令 S 为一个集合. 如果 A_n , n = 1, ..., N 互不相交并且 $\bigcup_{n=1}^{N} A_n = S$, 那么 $\{A_n\}$ 称为集合 S 的一个**划分**.

例如, 在如下图示中 $B \cap A_1$, $B \cap A_2$, $B \cap A_3$ 是集合 B 的一个划分,并且容易看到

$$P(B) = \sum_{n=1}^{3} P(B \cap A_n).$$



一般地,下面的定理告诉我们,为了求出集合的概率,可以首先确定一个样本空间的划分,再尝试求出在每一个划分集合上的条件概率.

定理 1.8.5 如果 $\{A_n\}$ 是样本空间 S 的划分, $P(A_n) > 0$,n = 1, ..., N 那么

$$P(B) = \sum_{n=1}^{N} P(B \cap A_n) = \sum_{n=1}^{N} P(A_n) P(B|A_n).$$

■ 直接运用划分以及条件概率的定义得出.

li

例题 1.8.3 投掷一个均匀的骰子. 假设第一次投掷中出现的点数为 X, 继续投掷直到出现点数 $Y \ge X$. 令 A 表示 Y = 6 这一事件,试求出其概率

■ 如果 X = i, 那么 Y 可能是 i, i + 1,..., 6, 并且它们是等可能的. 因此(参见本例附注)

$$P(A|X=i) = \frac{1}{7-i},$$

从而

$$P(A) = \sum_{i=1}^{6} P(A|X=i) P(X=i)$$
$$= \frac{1}{6} \left(\frac{1}{6} + \frac{1}{5} + \frac{1}{4} + \frac{1}{3} + \frac{1}{2} + 1 \right).$$

注意本例的样本空间是 $\{Y \geqslant X\}$, P(A) 的慨率也可以通过细分样本空间来完成,令 N_k 表示至停止投掷时所用去的投掷次数, 根据题意投掷次数至少为 2. 如果已知 X=i 并且投掷次数为 k, 那么 A 发生时最后一次点数始终是 6, 而其前面的点数只能出现在 $\{1, ..., i-1\}$ 这 i-1 个数中, 特别地 X=1 时投掷次数只有一种可能,即 2 次. 因此

$$P(A) = \sum_{i=1}^{6} P(A|X=i) \cdot P(X=i)$$

$$\begin{split} &= \sum_{i=1}^{6} \sum_{k=2}^{\infty} P(A \cap N_k | X = i) \cdot P(X = i) \\ &= \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} + \sum_{i=2}^{6} \sum_{k=2}^{\infty} \left(\frac{i-1}{6}\right)^{k-2} \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \quad (i = 1 \text{ 算}) \\ &= \frac{1}{36} \sum_{i=1}^{6} \frac{6}{7-i} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^{6} \frac{1}{7-i}. \end{split}$$

例题 1.8.4 投掷一个均匀四面体骰子. 如果出现 1 或者 2, 那么你可以继续投掷一次, 否则停止投掷. 投掷总点数至少为 4 的概率是多少?

■ 令 $E_j = \{$ 第一次点数为 $j\}$, $E = \{$ 总点数至少为4 $\}$. 如果第一次点数为 1, 那么第二次投掷必须是 3 或者 4. 因此 $P(E|E_1) = 2/4 = 1/2$. 类似地 $P(E|E_2) = 3/4$. 如果第一次点数为 3, 那么停止投掷,总点数只能是 3, 因此 $P(E|E_3) = 0$. 如果第一次点数为 4, 那么停止投掷,总点数为 4, 因此 $P(E|E_4) = 1$. 运用全

概率公式得到

$$P(E) = \sum_{n=1}^{4} P(E_n) P(E|E_n)$$

$$= \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{4} + \frac{1}{4} \cdot 0 + \frac{1}{4} \cdot 1$$

$$= \frac{9}{16}$$



Bayes's 法则

定理 1.8.6 假设 $\{A_i\}_{i=1}^n$ 是样本空间的一个划分. 并假设 $P(A_i) > 0, \forall i.$ 对于任意具有正概率的事件 B, 都成立

$$P\left(A_{i}|B\right) = \frac{P\left(A_{i}\right)P\left(B|A_{i}\right)}{P\left(B\right)} = \frac{P\left(A_{i}\right)P\left(B|A_{i}\right)}{\sum_{i=1}^{n}P\left(A_{i}\right)P\left(B|A_{i}\right)}.$$

■ 由条件概率与全概率公式得到

li

例题 1.8.5 当飞机出现时, 雷达探测到飞机并发出警报的概率为 0.99. 如果飞机没有出现, 那么雷达对以 0.1 的概率发出错误的 警报. 假设飞机出现的概率为 0.05. 那么当雷达发出警报时飞机确实出现了的概率有多大?

$$P(B|A) = 0.99, P(B|A^c) = 0.1, P(A) = 0.05.$$

需要计算 P(A|B). 由 Bayes's 法则

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

$$= \frac{P(B|A) P(A)}{P(B|A) P(A) + P(B|A^c) P(A^c)}$$

$$= \frac{0.99 \cdot 0.05}{0.99 \cdot 0.05 + 0.1 \cdot 0.95}$$

$$\approx 0.34.$$

h

例题 1.8.6 在回答多项选择的问题时,学生要么知道如何解答要么用猜的办法来解答. 假设 p 是学生知道如何解答的概率,而 1-p 是学生通过猜来解答的概率. 同时假设不知道如何解答的学生会以 1/4 的概率来选择 4 个选项中的任何一个. 已知一个学生选对了正确答案,那么有多大的概率是这个学生真正知道正确的解题方法?

■ 令 $A = \{$ 学生知道解答方法 $\}$, $B = \{$ 学生回答正确 $\}$. 根据题设已知 P(B|A) = 1, $P(B|A^c) = 1/4$ 以及 P(A) = p. 要计算 P(A|B) 由 Bayes's 法则

$$P(A|B) = \frac{P(B|A) P(A)}{P(B|A) P(A) + P(B|A^c) P(A^c)}$$
$$= \frac{1 \cdot p}{1 \cdot p + \frac{1}{4} \cdot (1 - p)}$$
$$= \frac{4p}{1 + 3p}$$



1.9 独立性

定义 1.9.1 事件 A 和 B 称为相互**独立**的, 如果

$$P(A \cap B) = P(A) P(B).$$

定理 1.9.1 如果 P(A) = 0, 那么 A 与任何事件相互**独立**.

■ 由于 $A \cap B \subset A$, 因此 $P(A \cap B) = 0 = P(A)P(B)$

III

定理 1.9.2 如果事件 A 和 B 独立, 那么事件 A^c 和 B 独立, 事件 A^c 和 B^c 独立.

氧 我们证明 A^c 和 B 独立. 事实上

$$P(A^{c} \cap B) = P(B) - P(A \cap B)$$

$$= (1 - P(A)) P(B)$$
$$= P(A^c) P(B)$$

lh

例题 1.9.1 如果 P(A) = 1, 那么 A 与任何事件相互**独立**.

■ 由于 P(A) = 1, $P(A^c) = 0$, 因此 A^c 与任何事件相互独立, 从而 A 与任何事件相互独立

定理 1.9.3 如果 A 与任何事件相互独立, 那么 P(A) = 0 或 P(A) = 1.

■ 由假设, A 与自身相互独立, 因此

$$P(A) = P(A \cap A) = P(A) P(A),$$

由此可知结论成立



定理 1.9.4 如果 P(B) > 0, 那么不难, 事件 A 和 B 相互独立当且 仅当

$$P(A|B) = P(A)$$
.

■ 由条件概率的定义看出

$$P(A|B)P(B) = P(A \cap B)$$

因此事件 A 和 B 相互独立当且仅当 P(A|B) P(B) = P(A) P(B), 这正是 P(A|B) = P(A)

运用这一事实我们有

例题 1.9.2 如果 P(B) > 0, $P(B^c) > 0$ 那么事件 A 和 B 相互独立 当且仅当

$$P(A|B) = P(A|B^c)$$

例题 1.9.3 一个均匀的硬币投掷两次. 令 $A = \{$ 第一次为 $H \}$, $B = \{$ 第二次为 $T \}$. 那么事件 A 和 B 独立.

■ 样本空间为 {HH, HT, TH, TT}. 每一个单一事件概率为 1/4.

$$P(A) = P({HH, HT}) = \frac{1}{2}, P(B) = P({HT, TT}) = \frac{1}{2}.$$

因此

$$P(B \cap A) = \frac{1}{4} = P(A) P(B).$$

lir

- **例题 1.9.4** 投掷一个均匀硬币直到正面出现. 假设各次投掷是相互独立的. 那么有多大的概率, 正面最终出现?
- 令 p_n 为正面首次出现在第 n 次投掷的概率. 那么正面最终出现的概率应该是

$$\sum_{n=1}^{\infty} p_n = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{8} \dots = 1.$$

因此在连续投掷一个均匀硬币时,正面可能很早出现,可能很晚才出现,但可以肯定正面最终会以概率1出现. //

43

定义 1.9.2 一列集合族 $\{A_i\}_{i=1}^n$ 称为是相互独立的,如果对于任何子集 $\{j_1,...,j_s\}\subset\{1,...,n\}$,都有

$$P\left(A_{j_{1}}A_{j_{2}}...A_{j_{s}}\right) = P\left(A_{j_{1}}\right)P\left(A_{j_{2}}\right)...P\left(A_{j_{s}}\right).$$

// 从定义容易看出,如果集合族 $\{A_i\}_{i=1}^n$ 是相互独立的. 从中选择任意多个集合组成一个新的集合族,那么这个新的集合族也是相互独立的.

两两独立不能推出相互独立.

例题 1.9.5 投掷两个均匀的相互独立的硬币. 令

 $E = \{$ 第一次为正 $\}$,

 $F = \{$ 第二次为正 $\}$,

 $G = \{$ 两次投掷一正一反 $\}$.

这些事件两两独立,但它们不是相互独立的.

■ 由于 P(E) = 1/2, P(F) = 1/2, P(G) = 1/2, 但 $P(EFG) = 0 \neq 1/8 = P(E)P(F)P(G)$, 所以它们不是独立的. 由前面的例

题已经知道 E 和 F 独立. 为证明 E 和 G 独立, 只需注意

$$egin{aligned} P\left(G|E
ight) &= rac{P\left(G\cap E
ight)}{P\left(E
ight)} \ &= rac{P\left(\left\{\mathfrak{R}- ilde{\mathcal{K}}
ight)\hspace{-0.5cm}\mathrm{L},\,\mathfrak{R} extsup{\mathbb{Z}}\hspace{-0.5cm}\mathrm{L}
ight)\hspace{-0.5cm}\mathrm{D}}{P\left(E
ight)} \ &= rac{rac{1}{4}}{rac{1}{2}} = rac{1}{2} = P\left(G
ight). \end{aligned}$$

同样地,F和G独立.

/h

撞击时间

例题 1.9.6 考虑这样一个游戏. 假设 n 为正整数, $i \in [0, n]$ 为非负整数. 一个小球停留在 i 处. 现投掷一个硬币, 正面出现的概率为 p. 当硬币为正面时小球移动到 i+1, 反之移动到 i-1. 假设硬币的投掷是互不影响的. 如果小球抵达 0, 那么游戏结束,

你不会得到任何奖励. 如果小球抵达 n, 那么游戏也结束,并且你可以获得奖励. 试求出你赢得奖励的概率 a_i .

■ 令

$$A_i = \{$$
小球起始位置为 $i \}, W = \{$ 赢得奖励 $\}$.

由题,我们要求出

$$a_i = P(W|A_i)$$
.

注意到,由于硬币的投掷互不影响,每一次投掷硬币之后,游戏又回到原有的状态,唯一的区别是,小球的起始位置发生了改变. 若 $i\in(0,n)$,令 $B=\left\{ 第一次投掷是正面\right\} , 那么由 (条件概率的) 全概率公式$

$$P(W|A_{i}) = P(WB|A_{i}) + P(WB^{c}|A_{i})$$

$$= P(W|BA_{i}) P(B|A_{i}) + P(W|B^{c}A_{i}) P(B^{c}|A_{i})$$

$$= pP(W|A_{i+1}) + (1-p) P(W|A_{i-1})$$

也就是

$$a_i = pa_{i+1} + (1-p) a_{i-1}.$$
 (1.1)

另外,根据题意 $a_0 = 0$, $a_n = 1$.

我们需要求解方程 (Equation 1.1).

$$a_1 = pa_2$$

$$a_2 = pa_3 + (1 - p) a_1$$

$$\vdots$$

$$a_{n-1} = p + (1-p) a_{n-2}$$

将左侧的 a_j 写作 $pa_j + (1-p)a_j$ 的形式, 那么上述方程可以写作

$$a_2 - a_1 = \frac{1 - p}{p} a_1$$

$$a_3 - a_2 = \frac{1 - p}{p} (a_2 - a_1) = \left(\frac{1 - p}{p}\right)^2 a_1$$

47

$$1 - a_{n-1} = \frac{1 - p}{p} (a_{n-1} - a_{n-2}) = \left(\frac{1 - p}{p}\right)^{n-1} a_1$$

相加得到,

$$1 - a_1 = a_1 \sum_{k=1}^{n-1} \left(\frac{1-p}{p} \right)^k. \tag{1.2}$$

例题 1.9.7 均匀硬币时的抵达时间, p = 1/2.

■ 将 p = 1/2 代入 (Equation 1.1) 得到 $a_1 = 1/n$. 因此

$$a_k = \frac{k}{n}, k = 1, ..., n - 1.$$

lli

例题 1.9.8 非均匀硬币时的抵达时间, $p \neq 1/2$.

■ 由于 $p \neq 1/2$, (Equation 1.1) 等价于

$$1 - a_1$$

$$= a_1 \sum_{k=1}^{n-1} \left(\frac{1-p}{p}\right)^k$$

$$= a_1 \frac{\left(\frac{1-p}{p}\right) - \left(\frac{1-p}{p}\right)^n}{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)}$$

因此

$$1 = a_1 \frac{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)^n}{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)}$$

于是

$$a_1 = \frac{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)}{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)^n}$$

这样每一个 ai 都可以被依次求解出,

$$a_k = \frac{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)^k}{1 - \left(\frac{1-p}{p}\right)^n}, k = 1, ..., n - 1.$$

