第2周讲稿

等可能概型存在的问题:

★Bertrand 悖论 (在圆内任意作一弦,求其长超过圆内接正三角形边长的概率?)

问题的提法不确定,这里的"任意"至少有3种解释,相对于各自的解释,每种解法都正确。原因:当随机试验有无穷多个可能结果时,有时很难规定"等可能"这一概念。

☆抛硬币之例(书中例子介绍例 1.3; 例 1.4, 例 1.5);

☆有限样本空间的非古典概型例子。

§3 概率空间及概率的计算

1. 事件域的引入

定义:事件族(Ω 的子集族)F称为 σ -域(也称为 σ -代数或事件体),如果它满足下列条件:

- i) $\Omega \in \mathcal{F}$;
- ii) 若 $A \in \mathcal{F}$, 则 $A^c \in \mathcal{F}$;

iii) 若
$$A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$$
,则 $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{F}$,

几个特殊的 σ -域介绍(例子)。

2. 概率的公理化定义

定义: 概率(也称为**概率测度**)P 为 F 上的非负值函数,即对每一事件 $A \in F$,都可定义 一个数 P(A),满足下列条件:

(1) 非负性: 对一切
$$A \in \mathcal{F}$$
,有 $P(A) \ge 0$ (1.2)

(2) 规范性:
$$P(\Omega) = 1$$
. (1.3)

(3) 可数可加性: 若 $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$ 为一列两两互不相容的事件,则

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n)$$
 (1.4)

则称 P(A)为事件 A 的概率。试验的样本空间 Ω 、事件 σ -域 τ 及定义在 τ 上的概率 P 所构成的三元组 (Ω , τ , P),称为描述该随机试验的概率空间.

注 1) 如果 Ω 只包含n 个点,则每个单点集 $\left\{\omega_{j}\right\}$ j=1,2,…,n 是一个基本事件,取 $_{F}$ 为 Ω

的所有子集的全体,则对每个 $\left\{\omega_{j}\right\}$ 指定概率就足够了。因为对任意 $A\in\mathcal{F}$,我们有

 $P(A) = \sum_{\omega \in A} P(\omega)$ 。 当基本事件都是等可能的情况下,我们进一步可推得

$$P(\lbrace \omega_j \rbrace) = \frac{1}{n}$$
 $j=1,2,\dots,n$

此时, $P(A) = \frac{\#A}{n}$ ($A \in \mathcal{F}$)。由此可见古典概型仅仅是 Kolmogorov 模型中的一个非常小的子模型。

例(有限概率空间,但不等可能)从1,2,…,100 中选取一数,取到不超过 50 的数的概率为 p, 取到不超过 50 的数的概率为 3p, 求取一数它为平方数的概率? 【 ½ 】

- 2) 如果 Ω 包含可数个点,我们就不能对基本事件做等可能的假设,但仍然可以通过对每个基本事件 $\{\omega\}$ 指定概率,而得到概率 P。因为对任意 $A \in \mathcal{F}$ (其中 \mathcal{F} 为 Ω 的所有子集的全体),令 $P(A) = \sum_{i} P(\omega)$,就得到满足概率公理的概率测度 P 。
- 3) 如果 Ω 包含不可数多个点,每个单点集是一基本事件,虽然这时各单点集可能完全对称,它们出现的可能性也相同,但是这时我们不能简单地指定每个基本事件的概率,因为这个值为零。更深层的原因是:此时 F 一般不能取 Ω 的所有子集的全体,这相当于实分析中"难测度问题"。

3. 概率的简单性质

性质 1 $P(\phi) = 0$,从而有

(**有限可加性**) 若 $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{F}$ 为一列两两互不相容的事件,则

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{n} A_{n}\right) = \sum_{n=1}^{n} P(A_{n})$$

性质 2 (求逆公式) 如果 $A \in \mathcal{F}$,则 $P(A^c) = 1 - P(A)$.

性质 3 (减法公式) 如果 $A, B \in \mathcal{F}$, 则 P(A-B) = P(A) - P(AB);

特别地, 当 $A \supset B$ 时, 有 P(A - B) = P(A) - P(B), 从而 $P(A) \ge P(B)$ (单调性). 性质 **4** (一般的加法公式) 如果 $A, B \in \mathcal{F}$, 则

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) \le P(A) + P(B)$$

一般地,若 $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{F}$,则

$$P(\bigcup_{i=1}^{n} A_{i}) = \sum_{i} P(A_{i}) - \sum_{i < j} P(A_{i} A_{j}) + \sum_{i < j < k} P(A_{i} A_{j} A_{k}) - \dots + (-1)^{n+1} P(\bigcap_{i=1}^{n} A_{i})$$

注:可数可加性⇒有限可加性;可数可加性与加法公式区别.

性质 $\mathbf{5}$ (概率的下 (上) 连续性) 设 $\{A_n\}$ 是 \mathbf{F} 中的非减 (或非增) 事件序列(即 $A_n \in \mathbf{F}$, 并

且 $A_n \subset A_{n+1}$ (或 $A_n \supset A_{n+1}$), $n = 1,2,\cdots$),则

$$\lim_{n\to\infty} P(A_n) = P(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n) \qquad (\text{Ri} \lim_{n\to\infty} P(A_n) = P(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n))$$

注: 可数可加性 ⇔ 有限可加性 + 概率的连续性(思考)

例 从(0,1) 中任取一数,它为 $\frac{1}{3}$ 的概率等于 0.

提示: 记 $A_n = \{ (0,1) \text{ 中任取一数,它的前 n 位小数为} \underbrace{33\cdots3}_n \}, A_n \downarrow A = \{ \frac{1}{3} \}, P(A_n) = \frac{1}{10^n} \}$

补充:事件序列的极限

设 $\{A_n\}$ 为样本空间 Ω 中的事件序列,

定义 $\{A_n\}$ 的上极限为: $\lim_{n\to\infty}A_n=\bigcap_{n=1}^\infty\bigcup_{k=n}^\infty A_k$; (当且仅当有无穷个 A_n 发生)

$$\{A_n\}$$
 的下极限为: $\lim_{n\to\infty}A_n=\bigcup_{n=1}^\infty\bigcap_{k=n}^\infty A_k$ 。(当且仅当至多有有限个 A_n 不发生)

如果 $\lim_{n\to\infty} A_n = \lim_{n\to\infty} A_n$, 则称事件序列 $\{A_n\}$ 的极限存在,记为 $\lim_{n\to\infty} A_n$ 。

- §4 条件概率与 Bayes 公式,独立性的概念
- 1. 条件概率与事件独立性的定义
 - ★ 样本空间缩减法: $\Omega \rightarrow B$

★ 条件概率定义:
$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$
 $P(B) > 0$

注:条件概率也是一种概率,故概率的运算规则同样适用于条件概率。

例1 从 $1\sim100$ 这 100 个整数中,任取一数,已知取出的一数是不超过 50 的数,求它是 2 或 3 的倍数的概率.

例2(教材中嘉宾猜奖游戏的样本空间解法)可以证明:

$$P($$
嘉宾猜中 $|$ 嘉宾永远改变自己的选择 $) = \frac{2}{3}$

2. 独立性的有关重要性质

- (1) 独立性的定义
- (2) 条件概率与独立性的联系

 \bigstar A, B \in 罗相互独立, 即 P(AB) = P(A)P(B)

$$\Leftrightarrow P(A \mid B) = P(A) \qquad P(B) > 0$$

$$\Leftrightarrow P(A \mid \overline{B}) = P(A) \qquad P(\overline{B}) > 0$$

$$\Leftrightarrow P(A \mid B) = P(A \mid \overline{B}) \qquad 0 < P(B) < 1$$

注: 两事件独立性的实质及与两事件互不相容的关系

结论 1: 若 4 对事件 $\{A,B\}$, $\{\overline{A},B\}$, $\{\overline{A},\overline{B}\}$, 中有一对是相互独立的,则另外 3 对也都是相互独立的。

结论 2: 当 P(A), P(B) > 0 时,如果 A 与 B 互不相容,则 A 与 B 一定不相互独立;如果 A 与 B 相互独立,则 A 与 B 一定不会互不相容.

- (3) 多个事件的独立性的定义及其实质

$$P(A_{i_1} A_{i_2} \cdots A_{i_k}) = P(A_{i_1}) P(A_{i_2}) \cdots P(A_{i_k})$$

其中 i_1, i_2, \dots, i_k 是满足 $1 \le i_1 < i_2 < \dots < i_k \le n$ 的任意k个自然数.

★ 独立性的实质(事件 σ 域相互独立)

定理 如果事件 A_1, A_2, \dots, A_n 相互独立,那么将该事件序列分成互不重叠的 m 组 $(m \le n)$,则这 m 组事件各自所生成的 σ -域也是相互独立的,后者的含义是指: 在此 $m \land \sigma$ – 域任意各取一个事件,则此 m 个事件总是相互独立的。(大家不会证明)

★ 注意: 与两两独立的区别与联系

$$\bigstar P(\bigcup_{i=1}^{n} A_i) = 1 - P(\bigcap_{i=1}^{n} \overline{A}_i) = 1 - P(\overline{A}_1)P(\overline{A}_2) \cdots P(\overline{A}_n)$$

3条件概率的三大公式(乘法公式、全概率公式与 Bayes 公式)及应用

$$\bigstar$$
 乘法公式: 若 $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{F}$ 满足 $P(\bigcap_{j=1}^{n-1} A_j) > 0$,则

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

解: 依次取出后,排成一列,设 A_1 = {第 1 次取到字母 M}, A_2 = {第 2 次取到字母 A}, A_3 = {第 3 次取到字母 X}, A_4 = {第 4 次取到字母 A}, A_5 = {第 5 次取到字母 M},则

 $P(A_1 A_2 A_3 A_4 A_5) = P(A_1) P(A_2 | A_1) P(A_3 | A_1 A_2) P(A_4 | A_1 A_2 A_3) P(A_5 | A_1 A_2 A_3 A_4)$ $= \frac{2}{5} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot 1 = \frac{1}{30}$

例4 (可靠性)

已知某装置的**故障强度(死亡率或风险率)函数为** $\lambda(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{h(t + \Delta t; t)}{\Delta t}$, 其中,

 $h(t + \Delta t; t)$ 是装置在(0, t]上无故障的情况下,在 $(t, t + \Delta t]$ 上出现故障的条件概率。

试求装置的**可靠性函数** g(t) (即在时间段(0,t]上无故障的概率。其中设 g(0)=1,即假定设备在开始时刻都是无故障的)。**参见教材**

 \bigstar **全概率公式:** 设事件 $B_1, B_2...$ 为样本空间 Ω 的一个正划分,则对任何一个事件 A,有

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

例 5 已知甲、乙两箱中装有同种产品,其中甲箱中装有 3 件合格品和 3 件次品,乙箱中仅装有 3 件合格品,从甲箱中任取 3 件放入乙箱后,求从乙箱中任取一件产品是次品的概率.

$$\left(\frac{1}{4}\right)$$

$$\mathbf{P}(A) = \sum_{k=0}^{3} P(A \mid X = k) P(X = k) = 0 \times \frac{C_3^0 C_3^3}{C_6^3} + \frac{1}{6} \times \frac{C_3^1 C_3^2}{C_6^3} + \frac{2}{6} \times \frac{C_3^2 C_3^1}{C_6^3} + \frac{3}{6} \times \frac{C_3^3 C_3^0}{C_6^3} = \frac{1}{4}$$

例 6 (**赌徒输光问题**) 设甲有赌本 $i(i \ge 1)$ 元,其对手乙有赌本a-i > 0元.每赌一次甲以概率p赢一元,而以概率q=1-p输一元.假定不欠不借,赌博一直到甲乙中有一人输光才结束.因此,两个人中的赢者最终有总赌资a元. 求甲输光的概率.

解决思路首步分析法(类似的思想可以应用到抽签问题,Polya 模型等)

例7 r个人相互传球,从甲开始,每次传球时,传球者等可能地把球传给其余r-1个人中的任意一个,求第n次传球时仍由甲传出的概率?

$$[p_n = \frac{1}{r}[1 - (\frac{-1}{r-1})^{n-2}], n \ge 2]$$

解决思路末步分析法

★ Bayes 公式(逆概率公式): 设 B_1, B_2, \cdots 为样本空间 Ω 的一个正划分, $A \in \mathcal{F}$ 满足P(A) > 0,则

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

若将它与全概率公式结合起来, 就是 Bayes 公式的以下的常用形式

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_{i=1}^{m} P(B_i)P(A|B_i)} \qquad (m \le +\infty, \ i = 1, 2, \dots m).$$

例8 (**续例5**) 已知从乙箱中取出的一件产品是次品的条件下,求从甲箱中取出的3件中有2件次品的概率?

例 9 (Jailer's Paradox)甲乙丙三名囚犯获知他们中将有两人获释,一人被判死刑,而监狱里只有狱卒知道确切的结果。于是,甲写了一封家信,找到狱卒希望狱卒告诉他乙或丙那个将获释,以便让获释的那个囚犯将家信带出去。狱卒拒绝透露任何信息给甲,解释说,如果他告诉了甲,乙或丙那个获释,那么甲被判死刑的概率就从原来的 $\frac{1}{3}$ 变为 $\frac{1}{2}$ 了,是这样的吗,解释之?

例 10 (嘉宾猜奖游戏的 Bayes 公式解法) 见教材

注: 1. 问题判断: 若随机试验可以分两阶段(或层次)进行,且第一阶段的各试验结果具体发生了哪一个未知,要求第二阶段的结果发生的概率,肯定用全概率公式;

若随机试验可以分两阶段(或层次)进行,且第一阶段的各试验结果具体发生了哪一个未知,但第二阶段的某一个结果是已知的,要求此结果是第一阶段某一个结果所引起的概率,则肯定用 Bayes 公式。

2. 先验概率与后验概率(Bayes 统计的主要思想)