

第三节 条件概率

一、条件概率与乘法公式

1. 条件概率

所谓条件概率是指在某事件 B 发生的条件下，求另一事件 A 发生的概率，记为 $P(A|B)$ 。它与 $P(A)$ 是不同的，下面先看一个例子。

例 1 考察有两个小孩的家庭，其样本空间为{ (男男), (男女), (女男), (女女) }.

(1) $A =$ “家中至少有一个女孩” , 则 $P(A) = \frac{3}{4}$.

(2) 若已知事件 $B =$ “家中至少有一个男孩” 发生，再求事件 A 发生的概率为 $P(A|B) = \frac{2}{3}$.

(3) $AB =$ “家中有一男一女两个孩子” , 则 $P(AB) = \frac{2}{4}$,

且有 $P(A|B) = \frac{2/4}{3/4} = \frac{P(AB)}{P(B)}$.

定义 1 设 A, B 是两个事件, 且 $P(B) > 0$, 称

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

为在事件 B 发生的条件下事件 A 发生的**条件概率**.

注 1: $P(\bar{A}|B) = 1 - P(A|B)$.

条件概率的计算方法

(1) 公式法: $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$.

(2) 融入法: 将条件直接代入到计算过程中去计算.

例 2 设袋中有十只球，其中六只红球和四只白球，现从中不放回地任取两只球，求已知在第一次取得红球的条件下，第二次取得白球的概率。

解法 1（公式法）设事件 A 表示第一次取得红球， B 表示

第二次取得白球，则
$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{\frac{6 \times 4}{10 \times 9}}{\frac{6}{10}} = \frac{4}{9}.$$

解法 2（融入法）当第一次取得红球时，袋中还剩下九只球，其中五只红球和四只白球（注意：样本空间已经发生变化）。此时再从袋中任取一只球，则该球为白球的概率为 $\frac{4}{9}$ 。

例 3 在肝癌普查中发现，某地区的自然人群中，每十万人内平均有 40 人患有原发性肝癌，有 34 人甲胎球蛋白高含量，有 32 人既患原发性肝癌又出现甲胎球蛋白高含量。从这个地区的居民中任取一人，若他患有原发性肝癌则记为事件 A ，甲胎球蛋白高含量记为事件 B ，这时。

$$P(A) = 0.0004, \quad P(B) = 0.00034, \quad P(AB) = 0.00032,$$

于是

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{0.00032}{0.0004} = 0.8,$$

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{0.00032}{0.00034} = 0.9412.$$

思考：以上两个概率的医学意义。

通过计算得知，患原发性肝癌的人有80%其甲胎球蛋白呈现高含量，而甲胎球蛋白的测定大大有助于发现原发性肝癌的患者；另一方面，若出现甲胎球蛋白高含量，则有94%以上的概率对患原发性肝癌作出正确诊断。

由于事件 B 的发生，使事件 A 发生的概率由0.0004一下子上升到0.9412，可见，事件发生的概率与条件有关，即与信息有关。

2. 乘法公式

定理 1 设 $P(B) > 0$ ，则 $P(AB) = P(B)P(A|B)$ 。

推论 1 设 $P(A) > 0$ ，则 $P(AB) = P(A)P(B|A)$ 。

推论 2 设 $P(A_1A_2 \cdots A_n) > 0$ ， $n \geq 2$ ，则

$$P(A_1A_2 \cdots A_n) = P(A_1)P(A_2 | A_1)P(A_3 | A_1A_2) \cdots P(A_n | A_1 \cdots A_{n-1})。$$

注 2：一般来说，如果 A_1, A_2, \dots, A_n 之间有依赖关系，有先后发生的顺序时，计算 $P(A_1A_2 \cdots A_n)$ 用乘法公式，等式右边的条件概率由融入法计算。

例 5 设 50 个晶体管中有 2 个次品，每次从中任取一个测试，测试后不放回。

- (1) 求 2 个次品分别在第 2 次测试和第 4 次测试时出现的概率；
- (2) 问最少应抽检到多少个晶体管，才能使至少发现一个次品的概率超过 0.6？

解 设 A_i 表示第 i 次取得次品， $i = 1, 2, \dots, 50$ 。

$$\begin{aligned}(1) P(\overline{A_1}A_2\overline{A_3}A_4) &= P(\overline{A_1})P(A_2|\overline{A_1})P(\overline{A_3}|\overline{A_1}A_2)P(A_4|\overline{A_1}A_2\overline{A_3}) \\ &= \frac{48}{50} \times \frac{2}{49} \times \frac{47}{48} \times \frac{1}{47} = \frac{1}{1225}.\end{aligned}$$

(2)设抽检到 n 个晶体管, 且不难得 $n > 1$. 则 n 个晶体管全为正品的概率为

$$\begin{aligned} & P(\overline{A_1} \overline{A_2} \overline{A_3} \cdots \overline{A_n}) \\ &= P(\overline{A_1})P(\overline{A_2} | \overline{A_1})P(\overline{A_3} | \overline{A_1} \overline{A_2}) \cdots P(\overline{A_n} | \overline{A_1} \overline{A_2} \cdots \overline{A_{n-1}}) \\ &= \frac{48}{50} \times \frac{47}{49} \times \cdots \times \frac{48-n+1}{50-n+1} = \frac{(50-n)(49-n)}{50 \times 49}. \end{aligned}$$

由题意知, $1 - \frac{(50-n)(49-n)}{50 \times 49} > 0.6$, 解得 $n > 18$, 所以最少应抽

检测到19个晶体管时, 才能使至少发现一个次品的概率超过0.6.

二、全概率公式与贝叶斯公式

1. 完备事件组

定义 2 如果事件组 A_1, A_2, \dots, A_n 两两互不相容，且 $A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n = \Omega$ ，就称事件组 A_1, A_2, \dots, A_n 构成样本空间 Ω 的一个**完备事件组**，简称完备组。

例如， A 和 \bar{A} 为一完备事件组。

样本空间 Ω 的完备事件组实际上就是将 Ω 分解为若干个互不相容事件的并，从而将一个复杂的问题化为几个简单问题去解决。

2. 全概率公式

定理 2 设事件组 A_1, A_2, \dots, A_n 为样本空间 Ω 的一个完备事件组，且 $P(A_i) > 0$ ， $i = 1, 2, \dots, n$ ，则对任何事件 B ，有 $P(B) = \sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)$ ，此式也称为全概率公式。

特别，当完备事件组为 A 和 \bar{A} 时，全概率公式为

$$P(B) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A}) .$$

例 5（摸彩模型） 设在 n 张彩票中有一张奖券，求第二人摸到奖券的概率.

解 设事件 A_i 表示“第 i 人摸到奖券”， $i = 1, 2, \dots, n$.

$$P(A_2|A_1) = 0, P(A_2|\bar{A}_1) = \frac{1}{n-1}, \text{ 由全概率公式}$$

$$P(A_2) = P(A_1)P(A_2|A_1) + P(\bar{A}_1)P(A_2|\bar{A}_1)$$

$$= \frac{1}{n} \times 0 + \frac{n-1}{n} \times \frac{1}{n-1} = \frac{1}{n}.$$

这表明摸到奖券机会与先后次序无关。因后者可能处于“不利状况”（前者已摸到奖券），但也可能处于“有利状况”（前者没摸到奖券，从而增加后者摸到奖券的机会），两种状况用全概公式综合（加权平均）所得结果（机会均等）既全面又合情理。用类似的方法可得

$$P(A_3) = P(A_4) = \cdots = P(A_n) = \frac{1}{n}.$$

例 6 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 件产品放入乙箱后，求从乙箱中任取一件产品是次品的概率．

解 设事件 A_i 表示从甲箱中任取 3 件产品放入乙箱后乙箱中有 i 个次品， $i = 0, 1, 2, 3$ ，又设 B 表示从乙箱中任意取出的一件产品是次品．则 $P(A_i) = \frac{C_3^i C_3^{3-i}}{C_6^3}$ ， $P(B|A_i) = \frac{i}{6}$ ， $i = 0, 1, 2, 3$ ．

由全概率公式

$$P(B) = \sum_{i=0}^3 P(A_i)P(B|A_i) = \sum_{i=0}^3 \frac{C_3^i C_3^{3-i}}{C_6^3} \times \frac{i}{6} = \frac{1}{4}.$$

3. 贝叶斯公式

定理 3 设事件组 A_1, A_2, \dots, A_n 为样本空间 Ω 的一个完备事件组，且 $P(A_i) > 0$ ， $i = 1, 2, \dots, n$ ， B 为一随机事件，且 $P(B) > 0$ ，则

$$P(A_j|B) = \frac{P(A_j)P(B|A_j)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)}, \quad j = 1, 2, \dots, n.$$

此公式称为贝叶斯公式或逆概率公式.

在试验之前，所求概率 $P(A_1), P(A_2), \dots, P(A_n)$ 称为**先验概率**。当试验结束后，发现 B 发生了，此信息有助于探讨事件 A_1, A_2, \dots, A_n 发生的原因，故所求条件概率

$$P(A_1|B), P(A_2|B), \dots, P(A_n|B)$$

称为**后验概率**。

贝叶斯公式可以分为两个步骤计算

第一步：先用全概率公式求出 $P(B)$ ；

第二步：计算 $P(A_j|B) = \frac{P(A_j)P(B|A_j)}{P(B)} \quad j = 1, 2, \dots, n$ 。

例 7 假定用血清甲蛋白法诊断肝癌. 设事件 A 表示被检验者已患有肝癌, 事件 B 表示被检验者被诊断出患有肝癌. 又在自然人群中调查得知 $P(A) = 0.0004$, $P(B|A) = 0.95$, $P(\bar{B}|\bar{A}) = 0.90$. 现有一人被此检验法诊断为患有肝癌, 求此人已患有肝癌的概率.

解 由于 A 和 \bar{A} 构成完备组, 故由贝叶斯公式

$$\begin{aligned} P(A|B) &= \frac{P(A)P(B|A)}{P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A})} \\ &= \frac{0.0004 \times 0.95}{0.0004 \times 0.95 + 0.9996 \times (1 - 0.90)} = 0.0038. \end{aligned}$$

思考：既然检验法相当可靠，为什么用该方法诊断为肝癌的人真正患有肝癌的概率却如此之小呢？

主要是先验概率 $P(A)$ 很小，对自然人群来讲，肝癌毕竟是一种罕见病. 诊断告诉我们被此检验法诊断为患有肝癌时，此人真正患有肝癌的可能性并不大.

另一方面， $P(A|B) = 0.0038$ 是 $P(A) = 0.0004$ 的 9.5 倍，表明一旦被诊断为患有肝癌时，千万不可麻痹.
