概率论与数理统计

庄玮玮 weizh@ustc.edu.cn

安徽 合肥

2019年2月





教材



陈希孺,《概率论与数理统计》, 中国科学技术大学出版社, 2009 年.





第一章 事件与概率



加法公式1: 对于事件A, B 有

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

证明: 利用
$$A \cup B = A + \overline{A}B$$
 和 $B = AB + \overline{A}B$ 得到

$$P(A \cup B) = P(A + \overline{A}B)$$

$$= P(A) + P(\overline{A}B)$$

$$= P(A) + [P(\overline{A}B) + P(AB)] - P(AB)$$

$$= P(A) + P(B) - P(AB).$$





加法公式1: 对于事件A, B 有

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

证明:
$$利用A \cup B = A + \overline{A}B$$
 和 $B = AB + \overline{A}B$ 得到

$$P(A \cup B) = P(A + \overline{A}B)$$

$$= P(A) + P(\overline{A}B)$$

$$= P(A) + [P(\overline{A}B) + P(AB)] - P(AB)$$

$$= P(A) + P(B) - P(AB).$$





例1.6.1 河流A 与河流B 是水库C 的主要水源. 只要A, B 之一不缺水, C 就不缺水. 根据经验知道河流A, B 不缺水的概率分别是0.7和0.9, 同时不缺水的概率是0.65. 计算水库C 不缺水的概率.

解 用A, B 分别表示河流A, B 不缺水, 用C 表示水库不缺水, 则 $C = A \cup B$, P(A) = 0.7, P(B) = 0.9, P(AB) = 0.65. 用加法公式 1 得到

$$P(C) = P(A \cup B)$$

= $P(A) + P(B) - P(AB)$
= $0.7 + 0.9 - 0.65$
- 0.95





例1.6.1 河流A 与河流B 是水库C 的主要水源. 只要A, B 之一不缺水, C 就不缺水. 根据经验知道河流A, B 不缺水的概率分别是0.7和0.9, 同时不缺水的概率是0.65. 计算水库C 不缺水的概率.

解 用A, B 分别表示河流A, B 不缺水, 用C 表示水库不缺水, 则 $C = A \cup B$, P(A) = 0.7, P(B) = 0.9, P(AB) = 0.65. 用加法公式 1 得到

$$P(C) = P(A \cup B)$$

= $P(A) + P(B) - P(AB)$
= $0.7 + 0.9 - 0.65$
= 0.95 .





加法公式2: 对于事件 A_1 , A_2 , A_3 有

$$\mathrm{P}\left(\bigcup_{j=1}^{3}A_{j}\right) = \sum_{j=1}^{3}\mathrm{P}\left(A_{j}\right) - \sum_{1 \leqslant i < j \leqslant 3}\mathrm{P}\left(A_{i}A_{j}\right) + \mathrm{P}\left(\bigcap_{j=1}^{3}A_{j}\right).$$





加法公式2: 对于事件A₁, A₂, A₃ 有

$$\mathrm{P}\left(\bigcup_{j=1}^{3}A_{j}\right) = \sum_{j=1}^{3}\mathrm{P}\left(A_{j}\right) - \sum_{1 \leqslant i < j \leqslant 3}\mathrm{P}\left(A_{i}A_{j}\right) + \mathrm{P}\left(\bigcap_{j=1}^{3}A_{j}\right).$$

解 由加法公式 1 和 $A_1(A_2 \cup A_3) = (A_1A_2) \cup (A_1A_3)$,得到 $P(A_1 \cup A_2 \cup A_3)$ $= P(A_1 \cup (A_2 \cup A_3))$ $= P(A_1) + P(A_2 \cup A_3) - P(A_1(A_2 \cup A_3))$ $= P(A_1) + [P(A_2) + P(A_3) - P(A_2A_3)]$ $-[P(A_1A_2) + P(A_1A_3) - P(A_1A_2A_3)]$ $= \sum_{j=1}^{3} P(A_j) - \sum_{1 \leq i < j \leq 3} P(A_iA_j) + P(A_1A_2A_3).$





例1.6.2 下学期将为全班的m个学生开设三个讨论班. 如果每人独立地随机选修一个讨论班. 计算至少有一个讨论班没人选修的概率.

解 用 A_i 表示没有人选修第i 个讨论班,则 $B = \bigcup_{j=1}^3 A_j$ 表示至少有一个讨论班没被选修. 题目要求计算P(B). 容易计算出

$$P(A_1) = P(A_2) = P(A_3) = \left(\frac{2}{3}\right)^m,$$

 $P(A_1A_2) = P(A_1A_3) = P(A_2A_3) = \left(\frac{1}{3}\right)^m,$
 $P(A_1A_2A_3) = 0.$





例1.6.2 下学期将为全班的m个学生开设三个讨论班. 如果每人独立地随机选修一个讨论班, 计算至少有一个讨论班没人选修的概率.

解 用 A_i 表示没有人选修第i 个讨论班,则 $B = \bigcup_{j=1}^3 A_j$ 表示至少有一个讨论班没被选修. 题目要求计算P(B). 容易计算出

$$P(A_1) = P(A_2) = P(A_3) = \left(\frac{2}{3}\right)^m,$$

 $P(A_1A_2) = P(A_1A_3) = P(A_2A_3) = \left(\frac{1}{3}\right)^m,$
 $P(A_1A_2A_3) = 0.$





根据加法公式2得到

$$P(B) = \sum_{j=1}^{3} P(A_{j}) - \sum_{1 \leq i < j \leq 3} P(A_{i}A_{j}) + P(\bigcap_{j=1}^{3} A_{j})$$

$$= 3\left(\frac{2}{3}\right)^{m} - C_{3}^{2}\left(\frac{1}{3}\right)^{m}$$

$$= \frac{2^{m} - 1}{3^{m-1}}.$$





对于不同的m 容易计算出下面的结果:

m	4	6	8	10	12	14	16	18
P(B)	0.556	0.259	0.117	0.052	0.023	0.010	0.005	0.002

可以看出, 学生数 $m \ge 10$ 时, 至少有一个讨论班没被选修的概率就很小了. 学生数m > 10 时, 不大可能有讨论班不被选修.





一班的n个同学中有k个男生, 二班的m个同学中有j个男生. 在每个班任选一人, 试验有nm个等可能的结果. 用A表示一班选到的是男生, 用B表示二班选到的是男生, 则AB表示两个班选到的都是男生, 并且|AB|=kj. 于是有

$$P(AB) = \frac{kj}{nm} = \frac{k}{n} \cdot \frac{j}{m} = P(A)P(B).$$

这里 A 是否发生和 B 是否发生是相互独立的, 公式

$$P(AB) = P(A)P(B)$$

表达了这样的含义.





定义1.7.1 如果P(AB) = P(A)P(B),则称A,B相互独立,简称为独立(independent).

设A 是试验 S_1 下的事件, B 是试验 S_2 下的事件. 如果试验 S_1 和试验 S_2 是独立进行的, 则A 的发生与否不影响B 的发生, 于是A, B 独立.

定理1.7.1 A, B 独立当且仅当 \overline{A} , B 独立

证明 用 $B = AB + \overline{A}B$ 得到 $P(B) = P(AB) + P(\overline{A}B)$. 当A, B 独立, 有

$$P(\overline{A}B) = P(B) - P(AB) = P(B) - P(A)P(B)$$
$$= (1 - P(A))P(B) = P(\overline{A})P(B),$$

即 \overline{A} , B 独立. 如果 \overline{A} , B 独立, 则用刚证明的结论得到 $A=\Omega-\overline{A}$, B独立.





定义1.7.1 如果P(AB) = P(A)P(B),则称A, B 相互独立,简称为独立 (independent).

设A 是试验 S_1 下的事件, B 是试验 S_2 下的事件. 如果试验 S_1 和试验 S_2 是独立进行的, 则A 的发生与否不影响B 的发生, 于是A, B 独立.

定理1.7.1 A, B 独立当且仅当 \overline{A} , B 独立.

证明 用 $B = AB + \overline{A}B$ 得到 $P(B) = P(AB) + P(\overline{A}B)$. 当A, B 独立, 有

$$P(\overline{A}B) = P(B) - P(AB) = P(B) - P(A)P(B)$$
$$= (1 - P(A))P(B) = P(\overline{A})P(B),$$

即 \overline{A} , B 独立. 如果 \overline{A} , B 独立, 则用刚证明的结论得到 $A=\Omega-\overline{A}$, B独立.





定义1.7.1 如果P(AB) = P(A)P(B),则称A, B 相互独立,简称为独立 (independent).

设A 是试验 S_1 下的事件, B 是试验 S_2 下的事件. 如果试验 S_1 和试验 S_2 是独立进行的, 则A 的发生与否不影响B 的发生, 于是A, B 独立.

定理1.7.1 A, B 独立当且仅当 \overline{A} , B 独立.

证明 用 $B = AB + \overline{A}B$ 得到 $P(B) = P(AB) + P(\overline{A}B)$. 当A, B 独立, 有

$$P(\overline{A}B) = P(B) - P(AB) = P(B) - P(A)P(B)$$
$$= (1 - P(A))P(B) = P(\overline{A})P(B),$$

即 \overline{A} , B 独立. 如果 \overline{A} , B 独立, 则用刚证明的结论得到 $A=\Omega-\overline{A}$, B独立.





定义1.7.2

(1) 称事件 A_1, A_2, \dots, A_n 相互独立, 如果对任何 $1 \leq j_1 < j_2 < \dots < j_k \leq n$, 有

$$P(A_{j_1}A_{j_2}\cdots A_{j_k})=P(A_{j_1})P(A_{j_2})\cdots P(A_{j_k}).$$

(2) 称事件A₁, A₂, ··· 相互独立, 如果对任何n≥2, 事件A₁, A₂,···, A_n 相互独立. 这时也称{A_n} 是独立事件列.

从定义1.7.2 知道:要事件A, B, C 相互独立,不仅需要两两独立,还需要P(ABC) = P(A)P(B)P(C).下面的例子说明事件A, B, C 两两独立还不能保证他们相互独立.





例1.7.1 在带有标号的质地相同的4个球中任取一个, 用A, B, C 分别表示得到1或2号, 1或3号, 1或4号球. 则P(A) = P(B) = P(C) = 1/2, 并且AB = AC = BC 都表示得到1号球. 于是

$$P(AB) = P(A)P(B) = \frac{1}{4},$$

 $P(AC) = P(A)P(C) = \frac{1}{4},$
 $P(BC) = P(B)P(C) = \frac{1}{4}.$

说明A, B, C 两两独立. 因为ABC 也表示得到1号球, 故

$$P(ABC) = \frac{1}{4} \neq \frac{1}{8} = P(A)P(B)P(C).$$

说明A, B, C 不相互独立.





容易理解, 如果 S_1 , S_2 , ···, S_n 是n 个独立进行的试验, A_i 是试验 S_i 下的事件, 则 A_1 , A_2 , ···, A_n 相互独立. 如果 S_1 , S_2 , ··· 是一列独立进行的试验, A_i 是试验 S_i 下的事件, 则 A_1 , A_2 , ··· 相互独立.

例1.7.2 设 A_1 , A_2 , · · · , A_n 相互独立, 则有如下的结果:

- (1) $\forall 1 \leq j_1 < j_2 < \cdots < j_k \leq n, A_{j_1}, A_{j_2}, \cdots, A_{j_k}$ 相互独立;
- (2) 用B;表示A; 或Ā;, 则B1, B2,···,Bn 相互独立;
- (3) (A₁A₂), A₃, ··· , A_n 相互独立;
- (4) (A₁ ∪ A₂), A₃, · · · , A_n 相互独立.

证明留给大家.





容易理解, 如果 S_1 , S_2 , ···, S_n 是n 个独立进行的试验, A_i 是试验 S_i 下的事件, 则 A_1 , A_2 , ···, A_n 相互独立. 如果 S_1 , S_2 , ··· 是一列独立进行的试验, A_i 是试验 S_i 下的事件, 则 A_1 , A_2 , ··· 相互独立.

例1.7.2 设 A_1 , A_2 , \cdots , A_n 相互独立, 则有如下的结果:

- (1) 对 $1 \leq j_1 < j_2 < \cdots < j_k \leq n$, $A_{j_1}, A_{j_2}, \cdots, A_{j_k}$ 相互独立;
- (2) 用B_i表示A_i 或Ā_i, 则B₁, B₂, ··· , B_n 相互独立;
- (3) (A₁A₂), A₃, ··· , A_n 相互独立;
- (4) (A₁ ∪ A₂), A₃, ··· , A_n 相互独立.

证明留给大家.





例1.7.3 在有50个人参加的登山活动中, 假设每个人意外受伤的概率是1%, 每个人是否意外受伤是相互独立的.

- (a) 计算50个人都没有意外受伤的概率;
- (b) 计算至少有一个人意外受伤的概率;
- (c) 为保证不发生意外受伤的概率大于90%, 应如何控制参加人数?

解 记n = 50. 用 A_j 表示第j 个人没有意外受伤,则 A_1, A_2, \cdots, A_n 相互独立, $P(A_j) = 1 - 0.01 = 0.99$.

(a) $B = \bigcap_{i=1}^{n} A_i$ 表示没人意外受伤, 并且有

$$P(B) = \prod_{j=1}^{n} P(A_j) = 0.99^n \approx 60.5\%$$





例1.7.3 在有50个人参加的登山活动中, 假设每个人意外受伤的概率是1%, 每个人是否意外受伤是相互独立的.

- (a) 计算50个人都没有意外受伤的概率;
- (b) 计算至少有一个人意外受伤的概率;
- (c) 为保证不发生意外受伤的概率大于90%, 应如何控制参加人数?

解 记n = 50. 用 A_j 表示第j 个人没有意外受伤,则 A_1, A_2, \cdots, A_n 相互独立, $P(A_j) = 1 - 0.01 = 0.99$.

(a) $B = \bigcap_{j=1}^{n} A_j$ 表示没人意外受伤, 并且有

$$P(B) = \prod_{j=1}^{n} P(A_j) = 0.99^n \approx 60.5\%.$$





(b) \overline{B} 表示至少有一人意外受伤,

$$P(\overline{B}) \approx 1 - 0.605 = 39.5\%.$$

(c) 如果队员人数为m时可以满足要求,则有

$$P\left(\bigcap_{j=1}^{m} A_{j}\right) = \prod_{j=1}^{m} P\left(A_{j}\right) = 0.99^{m} \geqslant 0.90.$$

取对数后得到m ln 0.99 ≥ ln 0.90, 于是解出

$$m \leqslant \frac{\ln 0.90}{\ln 0.99} \approx 10.48.$$

所以应当控制参加人数在10人之内.

例1.7.3告诉我们, 在组织有多人参加的活动时, 必须要求每个人都有很高的安全可靠性. 再看下面的例子.





(b) \overline{B} 表示至少有一人意外受伤,

$$P(\overline{B}) \approx 1 - 0.605 = 39.5\%.$$

(c) 如果队员人数为m 时可以满足要求, 则有

$$P\left(\bigcap_{j=1}^{m} A_{j}\right) = \prod_{j=1}^{m} P\left(A_{j}\right) = 0.99^{m} \geqslant 0.90.$$

取对数后得到m ln 0.99 ≥ ln 0.90, 于是解出

$$m\leqslant \frac{\ln 0.90}{\ln 0.99}\approx 10.48.$$

所以应当控制参加人数在10人之内.

例1.7.3告诉我们, 在组织有多人参加的活动时, 必须要求每个人都有很高的安全可靠性, 再看下面的例子.





例1.7.4 春节燃放烟花爆竹是延续了两千余年的民族传统, 早已成为我国悠久历史文化的一部分. 但是燃放烟花爆竹也常常引发意外, 造成惨剧. 假设每次燃放烟花爆竹引发火警的概率是十万分之一, 如果春节期间北京有100万人次燃放烟花爆竹, 计算没有引发火警的概率.

解 设 $n = 10^6$. 用 A_j 表示第j 次燃放没有引发火警,则 $B = \bigcap_{j=1}^n A_j$ 表示春节期间燃放烟花爆竹没有引发火警 A_1, A_2, \cdots, A_n 相互独立, $P(A_j) = 1 - 10^{-5}$.

$$P(B) = \prod_{j=1}^{n} P(A_j) = (1 - 10^{-5})^n \approx 4.54 \times 10^{-5}.$$

也就是说不引发火警几乎是不可能的.





例1.7.4 春节燃放烟花爆竹是延续了两千余年的民族传统, 早已成为我国悠久历史文化的一部分. 但是燃放烟花爆竹也常常引发意外, 造成惨剧. 假设每次燃放烟花爆竹引发火警的概率是十万分之一, 如果春节期间北京有100万人次燃放烟花爆竹, 计算没有引发火警的概率.

解 设 $n = 10^6$. 用 A_j 表示第j 次燃放没有引发火警,则 $B = \bigcap_{j=1}^n A_j$ 表示春节期间燃放烟花爆竹没有引发火警. A_1, A_2, \cdots, A_n 相互独立, $P(A_j) = 1 - 10^{-5}$.

$$P(B) = \prod_{j=1}^{n} P(A_j) = (1 - 10^{-5})^n \approx 4.54 \times 10^{-5}.$$

也就是说不引发火警几乎是不可能的.





据报道: 2005年春节期间, 从腊月三十下午5时至正月初五下午3时, 北京市共接报火警818起, 其中烟花爆竹引发的火灾282起, 除夕夜接报火警444起, 因燃放烟花引起的火情172起. 市卫生局统计, 因燃放烟花爆竹致伤到28家重点医院救治的有307人, 4人因燃放烟花爆竹死亡.

从例1.7.4 可以看出,如果事件A 发生的概率是很小的正数 ε , 比如小于0.01,则在一次试验中A 一般不会发生.但是对A 进行 独立重复试验时,总会遇到A 发生.这一现象被称为小概率原则.





据报道: 2005年春节期间, 从腊月三十下午5时至正月初五下午3时, 北京市共接报火警818起, 其中烟花爆竹引发的火灾282起, 除夕夜接报火警444起, 因燃放烟花引起的火情172起. 市卫生局统计, 因燃放烟花爆竹致伤到28家重点医院救治的有307人, 4人因燃放烟花爆竹死亡.

从例1.7.4 可以看出,如果事件A 发生的概率是很小的正数 ε ,比如小于0.01,则在一次试验中A 一般不会发生.但是对A 进行独立重复试验时,总会遇到A 发生.这一现象被称为小概率原则.





例1.8.1 在一副扑克的52张中任取一张, 已知抽到草花的条件下, 求抽到的是草花5的概率.

解 设A=抽到草花, B=抽到草花5. 用 w_j 表示草花j, 则

$$A = \{ w_j \mid 1 \leqslant j \leqslant 13 \}, \ B = \{ w_5 \}.$$

已知A 发生后试验的样本空间发生了变化,新的样本空间就是A. A 的样本点具有等可能性, B 是A 的子集, |A|=13, |B|=1. 用P (B|A)表示要求的概率时,按照古典概率模型的定义,

$$P(B|A) = \frac{|B|}{|A|} = \frac{1}{13}$$





例1.8.1 在一副扑克的52张中任取一张, 已知抽到草花的条件下, 求抽到的是草花5的概率.

解 设A=抽到草花, B=抽到草花5. 用 w_j 表示草花j, 则

$$A = \{w_j \mid 1 \leqslant j \leqslant 13\}, \ B = \{w_5\}.$$

已知A 发生后试验的样本空间发生了变化,新的样本空间就是A. A 的样本点具有等可能性, B 是A 的子集, |A|=13, |B|=1. $\mathrm{HP}(B|A)$ 表示要求的概率时,按照古典概率模型的定义,

$$P(B|A) = \frac{|B|}{|A|} = \frac{1}{13}.$$





设A, B 是事件, 以后总用P(B|A) 表示已知A 发生的条件下, B 发生的条件概率, 简称为条件概率(conditional probability). 下面是条件概率的计算公式.

条件概率公式: 如果P(A) > 0,则

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

例1.8.2 新同事家有两个年龄不同的小孩. 假设男女孩的出 生率相同.

- (a) 已知老大是男孩的条件下, 计算老二是男孩的概率;
- (b) 已知至少有1个男孩的条件下, 计算两个都是男孩的概率.





设A, B 是事件, 以后总用P(B|A) 表示已知A 发生的条件下, B 发生的条件概率, 简称为条件概率(conditional probability). 下面是条件概率的计算公式.

条件概率公式: 如果P(A) > 0,则

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

例1.8.2 新同事家有两个年龄不同的小孩. 假设男女孩的出 生率相同.

- (a) 已知老大是男孩的条件下, 计算老二是男孩的概率;
- (b) 已知至少有1个男孩的条件下, 计算两个都是男孩的概率.





解 用 A_1 , A_2 分别表示老大、老二是男孩, 则 $\overline{A_1}$, $\overline{A_2}$ 分别表示老大、老二是女孩. 样本空间 $\Omega = \{A_1A_2, \overline{A_1}\overline{A_2}, A_1\overline{A_2}, \overline{A_1}A_2\}$ 由 4个等可能样本点组成.

(a) 因为A₁, A₂独立,所以

$$P(A_2|A_1) = \frac{P(A_2A_1)}{P(A_1)} = \frac{P(A_2)P(A_1)}{P(A_1)} = P(A_2) = \frac{1}{2}.$$

(b) 事件 $C = \{A_1A_2, A_1\overline{A_2}, \overline{A_1}A_2\}$ 表示至少有一个是男孩, $D = \{A_1A_2\}$ 表示两个都是男孩. 要计算的概率是

$$P(D|C) = \frac{|D|}{|C|} = \frac{1}{3}.$$





解 用 A_1 , A_2 分别表示老大、老二是男孩, 则 $\overline{A_1}$, $\overline{A_2}$ 分别表示老大、老二是女孩. 样本空间 $\Omega = \{A_1A_2, \overline{A_1}\overline{A_2}, A_1\overline{A_2}, \overline{A_1}A_2\}$ 由 4个等可能样本点组成.

(a) 因为A₁, A₂独立,所以

$$P(A_2|A_1) = \frac{P(A_2A_1)}{P(A_1)} = \frac{P(A_2)P(A_1)}{P(A_1)} = P(A_2) = \frac{1}{2}.$$

(b) 事件 $C = \{A_1A_2, A_1\overline{A_2}, \overline{A_1}A_2\}$ 表示至少有一个是男孩, $D = \{A_1A_2\}$ 表示两个都是男孩. 要计算的概率是

$$\mathrm{P}\left(D|C\right) = \frac{|D|}{|C|} = \frac{1}{3}.$$





例1.8.3 将一副扑克牌的52张随机均分给四家, 设A = 东家得到6张草花, B = 西家得到3张草花, 求P(B|A).

解 四家各有13张牌,已知A发生后,A的13张牌已固定,余下的39张牌在另三家中的分派是等可能的.由于余下的39张牌中恰有7张草花,所以

$$P(B|A) = C_7^3 C_{39-7}^{10} / C_{39}^{13} \approx 0.278.$$





例1.8.3 将一副扑克牌的52张随机均分给四家, 设A = 东家得到6张草花, B = 西家得到3张草花, 求P(B|A).

解 四家各有13张牌,已知A发生后,A的13张牌已固定,余下的39张牌在另三家中的分派是等可能的.由于余下的39张牌中恰有7张草花,所以

$$P(B|A) = C_7^3 C_{39-7}^{10} / C_{39}^{13} \approx 0.278.$$





乘法公式: 设P(A) > 0, $P(A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) > 0$, 则

- (1) P(AB) = P(A)P(B|A);
- (2) $P(A_1A_2\cdots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)\cdots P(A_n|A_1A_2\cdots A_{n-1}).$

证明 (1) 将条件概率公式P(B|A) = P(AB)/P(A) 代入就得到结果. 对(2)式右边每个因子使用条件概率公式得到

$$= \frac{P(A_1)P(A_2|A_1)\cdots P(A_n|A_1A_2\cdots A_{n-1})}{\frac{P(A_1)P(A_1)P(A_1)P(A_1A_2A_3)}{P(A_1)P(A_2A_1)}\cdots \frac{P(A_1A_2\cdots A_{n-1}A_n)P(A_1A_2\cdots A_{n-1}A_n)}{P(A_1A_2\cdots A_n)}}$$

$$= P(A_1A_2\cdots A_n).$$





乘法公式: 设P(A) > 0, $P(A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) > 0$, 则

- (1) P(AB) = P(A)P(B|A);
- (2) $P(A_1A_2\cdots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)\cdots P(A_n|A_1A_2\cdots A_{n-1}).$

证明 (1) 将条件概率公式P(B|A) = P(AB)/P(A) 代入就得到结果. 对(2)式右边每个因子使用条件概率公式得到

$$= \frac{P(A_1)P(A_2|A_1)\cdots P(A_n|A_1A_2\cdots A_{n-1})}{\frac{P(A_1)}{P(A_1)}\frac{P(A_1A_2)}{P(A_2A_1)}\cdots \frac{P(A_1A_2\cdots A_{n-1}A_n)}{\frac{P(A_1A_2\cdots A_{n-1})}{P(A_1A_2\cdots A_{n-1})}}$$

$$= P(A_1A_2\cdots A_n).$$





例1.8.4 学生甲在毕业时向两个相互无关的用人单位递交了求职信.根据经验,他被第一个单位录用的概率为0.4,被第二个单位录用的概率是0.5.现在知道他至少被某个单位录用了,计算他也被另一单位录用的概率.

解 用 A_1 , A_2 分别表示他被第1, 第2个单位录用, 则 A_1 , A_2 独立, $P(A_1) = 0.4$, $P(A_2) = 0.5$. 已知至少被某个单位录用等价于已知 $B = A_1 \cup A_2$ 发生. 用C 表示被另一单位录用, 则已知B 时 $C = A_1A_2$. 要计算的概率是

$$P(C|B) = P(A_1A_2|A_1 \cup A_2) = \frac{P(A_1A_2)}{P(A_1 \cup A_2)}$$

$$= \frac{P(A_1)P(A_2)}{P(A_1) + P(A_2) - P(A_1)P(A_2)}$$

$$= \frac{0.4 \times 0.5}{0.4 + 0.5 - 0.2}$$

$$= \frac{2}{7}.$$





例1.8.4 学生甲在毕业时向两个相互无关的用人单位递交了求职信.根据经验,他被第一个单位录用的概率为0.4,被第二个单位录用的概率是0.5.现在知道他至少被某个单位录用了,计算他也被另一单位录用的概率.

解 用 A_1 , A_2 分别表示他被第1, 第2个单位录用, 则 A_1 , A_2 独立, $P(A_1)=0.4$, $P(A_2)=0.5$. 已知至少被某个单位录用等价于已 知 $B=A_1\cup A_2$ 发生. 用C 表示被另一单位录用, 则已知B 时 $C=A_1A_2$. 要计算的概率是

$$P(C|B) = P(A_1A_2|A_1 \cup A_2) = \frac{P(A_1A_2)}{P(A_1 \cup A_2)}$$

$$= \frac{P(A_1)P(A_2)}{P(A_1) + P(A_2) - P(A_1)P(A_2)}$$

$$= \frac{0.4 \times 0.5}{0.4 + 0.5 - 0.2}$$

$$= \frac{2}{7}.$$





设A 是试验 S_1 下的事件, B 是试验 S_2 下的事件. 如果试验 S_1 和试验 S_2 是独立进行的, 则A 的发生与否不影响B 的发生. 用公式表述出来就是P(B|A) = P(B). 因此P(B|A) = P(B) 也表示A, B 独立.

例1.8.5 如果
$$P(A) > 0$$
,则 $P(AB) = P(A)P(B)$ 和 $P(B|A) = P(B)$ 等价.

证明 当P(AB) = P(A)P(B)成立,有

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

当P(B|A) = P(B),用乘法公式得到P(AB) = P(A)P(B|A) = P(A)P(B)





设A 是试验 S_1 下的事件, B 是试验 S_2 下的事件. 如果试验 S_1 和试验 S_2 是独立进行的, 则A 的发生与否不影响B 的发生. 用公式表述出来就是P(B|A) = P(B). 因此P(B|A) = P(B) 也表示A, B 独立.

例1.8.5 如果P(A) > 0,则P(AB) = P(A)P(B)和P(B|A) = P(B)等价.

证明 当P(AB) = P(A)P(B)成立,有

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

当P(B|A) = P(B),用乘法公式得到P(AB) = P(A)P(B|A) = P(A)P(B)





设A 是试验 S_1 下的事件, B 是试验 S_2 下的事件. 如果试验 S_1 和试验 S_2 是独立进行的, 则A 的发生与否不影响B 的发生. 用公式表述出来就是P(B|A) = P(B). 因此P(B|A) = P(B) 也表示A, B 独立.

例1.8.5 如果P(A) > 0,则P(AB) = P(A)P(B)和P(B|A) = P(B)等价.

证明 当P(AB) = P(A)P(B)成立,有

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

当P(B|A) = P(B),用乘法公式得到P(AB) = P(A)P(B|A) = P(A)P(B).





对于任何事件A, B, 利用概率的可加性得到

$$P(B) = P(AB + \overline{A}B) = P(AB) + P(\overline{A}B).$$

再用乘法公式得到

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

该公式被称为全概率公式. 这是一个常用的重要公式.





例1.9.1 李教授7:30出发去参加8:30开始的论文答辩会. 根据以往的经验, 他骑自行车迟到的概率是0.05, 乘出租车迟到的概率是0.50. 他出发时首选自行车, 发现自行车有故障时再选择出租车. 设自行车有故障的概率是0.01. 计算他迟到的概率.

解 用B 表示他迟到, 用A 表示自行车有故障. 则P(B|A) 是乘出租车迟到的概率, $P(B|\overline{A})$ 是骑自行车迟到的概率. 根据题意

$$P(A) = 0.01, P(B|\overline{A}) = 0.05, P(B|A) = 0.50.$$

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

= 0.01 × 0.50 + (1 – 0.01) × 0.05
= 0.054.5





例1.9.1 李教授7:30出发去参加8:30开始的论文答辩会. 根据以往的经验, 他骑自行车迟到的概率是0.05, 乘出租车迟到的概率是0.50. 他出发时首选自行车, 发现自行车有故障时再选择出租车. 设自行车有故障的概率是0.01. 计算他迟到的概率.

解 用B 表示他迟到, 用A 表示自行车有故障. 则P(B|A) 是乘出租车迟到的概率, $P(B|\overline{A})$ 是骑自行车迟到的概率. 根据题意

$$P(A) = 0.01, P(B|\overline{A}) = 0.05, P(B|A) = 0.50.$$

$$P(B) = P(A)P(B|A) + P(\overline{A})P(B|\overline{A})$$
$$= 0.01 \times 0.50 + (1 - 0.01) \times 0.05$$
$$= 0.0545.$$





例1.9.2 (敏感问题调查) 在调查服用过兴奋剂的运动员在全体运动员中所占的比例p时,如果采用直接的问卷方式,被调查者一般不会回答真相. 为得到实际的p同时又不侵犯个人隐私,调查人员先请被调查者在心目中任意选定一个整数(不说出). 然后请他在下面的问卷中选择回答"是"或"否".

当你选的最后一位数是奇数,请回答:你选的是奇数吗?当你选的最后一位数是偶数,请回答:你服用过兴奋剂吗?

因为回答只在"是"或"否"中选一个, 所以没有人知道被调查者回答的是哪个问题, 更不知道他是否服用过兴奋剂. 假设运动员们随机地选定数字, 并且能按要求回答问题, 当回答"是"的概率为 p_1 时, 求p.





解 对任一个运动员, 用B 表示他回答"是", 用A 表示他选到奇数, 则P(A) = 0.5, P(\overline{A}) = 0.5, P(B|A) = 1, P($B|\overline{A}$) = p. 利用全概率公式得到

$$\rho_1 = P(B)
= P(A)P(B|A) + P(\overline{A})P(B|\overline{A})
= 0.5 + 0.5p.$$

于是得到

$$p = 2p_1 - 1$$
.

实际问题中, p_1 是未知的, 需要经过调查得到. 假定调查了n 个运动员, 其中有k 个回答"是",则可以用 $\hat{p}_1 = k/n$ 估计 p_1 ,于是可以用

$$\hat{p} = 2k/n - 1$$

估计p.





如果调查了200个运动员, 其中有115个运动员回答"是", 则p 的估计是

$$\hat{p} = 2 \times 115/200 - 1 = 15\%.$$

上面的公式和下面的直观理解是一致的: 200个人中大约有一半人是因为选中奇数才回答"是",所以余下的一半人中回答"是"的人才真的"是",于是得到

$$\hat{p} = (115 - 100)/100 = 15\%.$$





₹1.9 全概率公式

全概率公式: 如果事件 A_1, A_2, \dots, A_n 互不相容, $B \subset \bigcup_{i=1}^n A_i$, 则

$$P(B) = \sum_{j=1}^{n} P(A_j) P(B|A_j).$$

$$P(B) = P(B \bigcup_{j=1}^{n} A_{j})$$

$$= P(\bigcup_{j=1}^{n} BA_{j})$$

$$= \sum_{j=1}^{n} P(BA_{j})$$

$$= \sum_{j=1}^{n} P(A_{j})P(B|A_{j}).$$



全概率公式: 如果事件 A_1, A_2, \dots, A_n 互不相容, $B \subset \bigcup_{i=1}^n A_i$, 则

$$P(B) = \sum_{j=1}^{n} P(A_j) P(B|A_j).$$

证明 因为 $B=B\bigcup_{j=1}^n A_j=\bigcup_{j=1}^n BA_j$, 且 BA_1,BA_2,\cdots 互不相容, 所以

$$P(B) = P(B \bigcup_{j=1}^{n} A_{j})$$

$$= P(\bigcup_{j=1}^{n} BA_{j})$$

$$= \sum_{j=1}^{n} P(BA_{j})$$

$$= \sum_{j=1}^{n} P(A_{j})P(B|A_{j}).$$





如果事件 A_1, A_2, \dots, A_n 互不相容, $\bigcup_{j=1}^n A_j = \Omega$, 则 称 A_1, A_2, \dots, A_n 是完备事件组, 这时 $B \subset \bigcup_{j=1}^n A_j$ 自然成立, 于是全概率公式可以推广到可列个事件的情况.





例1.9.3 一个被劫持的人质被隐藏在地区 A_j 的概率是 p_j , $j=1,2,\cdots,6$. 人质在地区 A_j 隐藏时, 被解救的概率是 b_j . 根据调查的线索和各地区的办案能力, 公安部门对 p_j 和 b_j 的判断如下:

计算人质能够被解救的概率.





解 就用 A_j 表示人质被藏在地区 A_j , 用B 表示人质被解救,则 A_1,A_2,\cdots,A_6 是完备事件组,并且有

$$P(A_j) = p_j, P(B|A_j) = b_j.$$

将已知的pj, bj 代入全概率公式(4.3)得到

$$P(B) = \sum_{j=1}^{6} P(A_j)P(B|A_j) = \sum_{j=1}^{6} p_j b_j = 0.7775.$$

人质有77.75%的概率被解救.





上面的例子中, 人质被解救的概率P(B) 偏小的原因是人质被隐藏在 A_1 的概率 p_1 较大, 但是 b_1 又较小. 如果能增加地区 A_1 的警力, 适当减少在地区 A_5 和 A_6 的警力, 则会增加人质被解救的概率. 例如通过适当调配警力, 可以使得 b_i 改动如下:

这时的bj 之和不变(可以认为不另外增加警力), 但是人质被解救的概率增加至

$$P(B) = \sum_{j=1}^{6} P(A_j)P(B|A_j) = \sum_{j=1}^{6} p_j b_j = 0.8725.$$





贝叶斯(Bayes)公式: 对于事件A, B, 当P(B) > 0, 利用条件概率公式得到

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

对于P(B) 再利用全概率公式, 得到

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





例1.10.1(接例1.9.1) 在例1.9.1中, 如果8:30时李教授还没到答辨会, 计算他出发时自行车发生故障的概率.

解 仍用B 表示迟到, 用A 表示出发时自行车发生故障. 要计算P(A|B). 因为

$$P(A) = 0.01, P(B|\overline{A}) = 0.05, P(B|A) = 0.50,$$

所以用贝叶斯公式得到

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

$$= \frac{0.01 \times 0.50}{0.01 \times 0.50 + (1 - 0.01) \times 0.05}$$

$$= 0.0917.$$

这是已知李教授迟到的条件下,他出发时遇到自行车有故障的概率。



例1.10.1(接例1.9.1) 在例1.9.1中, 如果8:30时李教授还没到答辩会, 计算他出发时自行车发生故障的概率.

解 仍用B 表示迟到,用A 表示出发时自行车发生故障.要计算P(A|B).因为

$$P(A) = 0.01, P(B|\overline{A}) = 0.05, P(B|A) = 0.50,$$

所以用贝叶斯公式得到

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

$$= \frac{0.01 \times 0.50}{0.01 \times 0.50 + (1 - 0.01) \times 0.05}$$

$$= 0.0917.$$

这是已知李教授迟到的条件下,他出发时遇到自行车有故障的概率.



在各种考试中,为了降低批改考卷的工作强度,越来越多的人倾向于把题目出成选择题.但是许多人并不了解出选择题的奥秘,看看下面的例子.

例1.10.2 在回答有A, B, C, D 四个选项的选择题时, 由于题目较难, 全班只有5%的学生能解出正确答案. 假设能解出答案的学生回答正确的概率是0.99, 不能解出答案的学生随机猜测答案. 计算答题正确的学生是猜对答案的概率. 评价这样出题是否合适.





在各种考试中,为了降低批改考卷的工作强度,越来越多的人倾向于把题目出成选择题. 但是许多人并不了解出选择题的奥秘,看看下面的例子.

例1.10.2 在回答有A, B, C, D 四个选项的选择题时, 由于题目较难, 全班只有5% 的学生能解出正确答案. 假设能解出答案的学生回答正确的概率是0.99, 不能解出答案的学生随机猜测答案. 计算答题正确的学生是猜对答案的概率. 评价这样出题是否合适.





解 根据题目,全班有95%的学生在猜测答案.用A表示一个学生猜测答案,则P(A) = 0.95.用B表示他回答正确,则

$$P(B|A) = 0.25, P(B|\overline{A}) = 0.99.$$

P(A|B) 是要计算的概率. 利用贝叶斯公式得到

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

$$= \frac{0.95 \times 0.25}{0.95 \times 0.25 + (1 - 0.95) \times 0.99}$$

$$= 0.8275.$$

结果说明回答正确的人中有近83%的人是猜出答案的, 所以 应当认为这样的出题不合适.





问题出在题目的难度过大了. 如果把题目的难度降低, 使得全班有90%的人能够解出答案. 则P(A) = 1 - 0.9 = 0.1. 答题正确的学生是猜对答案的概率降低为

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

$$= \frac{0.1 \times 0.25}{0.1 \times 0.25 + (1 - 0.1) \times 0.99}$$

$$= 0.0273.$$

这样的出题就基本合理了. 一般来讲, 难题不应该出成选择题.





例1.10.3(疾病普查问题) 艾滋病是人类健康的大敌,发病率还在逐年上升.为了有效防止艾滋病病毒(HIV)流入我国,保护中国公民的健康,1995年在我国的出入境管理处曾制订了对HIV的普查规定:对于在国外生活或工作两个月以上的中国公民回国入境时进行HIV的验血检查.但是没实行多久该规定就被叫停了.

让我们假设当时符合被检查条件的公民中携带HIV的比例是十万分之一, 验血检查的准确率是95%(有病被正确诊断和没病被正确诊断的概率都是95%). 甲在检查后被通知带有HIV, 计算甲的确带有HIV的概率.





解 设A=甲携带HIV, B = 甲被检查出携带HIV. 根据题意,

$$P(A) = 10^{-5}, P(B|A) = 0.95, P(B|\overline{A}) = 0.05.$$

用贝叶斯公式得到

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

$$= \frac{10^{-5} \times 0.95}{10^{-5} \times 0.95 + (1 - 10^{-5}) \times 0.05}$$

$$= \frac{0.95}{0.95 + 99999 \times 0.05}$$

$$= 0.00019.$$

不带HIV的概率 $P(\overline{A}|B) = 0.99981 > 99.9\%$.





例1.10.3的结论说明检查出携带HIV距离真正携带HIV还差得很远. 也说明这样的普查没有什么实质意义. 造成这个结果的原因是发病率较低和诊断的准确性还不够高. 可以设想, 如果被检查人群中没有人携带HIV, 则P(A|B)=0; 如果检查的正确率是100%, 则P(A|B)=1.

正因为以上的原因,可以说对于发病率很低的疾病进行普查意义是不大的,特别是在检查的准确性也不是很高的情况下. 医生通常是了解这一点的: 在健康普查中,如果某人被查出有病, 医生一般并不下结论, 而是要求他进行复查. 复查再确定有病,则他真有病的概率就会增加.





例1.10.4 在例1.10.3中,甲被查出携带HIV后再次复查,如果复查又被认为携带HIV,计算他真的携带HIV的概率.

解 仍用A表示甲携带HIV,用B表示复查出携带HIV.这时

$$P(A) = 0.00019, P(B|A) = 0.95, P(B|\overline{A}) = 0.05,$$

再用贝叶斯公式计算出他携带HIV的概率是

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

$$= \frac{0.00019 \times 0.95}{0.00019 \times 0.95 + (1 - 0.00019) \times 0.05}$$

$$= 0.0036.$$

现在, 他真的携带HIV的概率提高到0.36%.



例1.10.4 在例1.10.3中,甲被查出携带HIV后再次复查,如果复查又被认为携带HIV,计算他真的携带HIV的概率.

解 仍用A表示甲携带HIV, 用B表示复查出携带HIV. 这时

$$P(A) = 0.00019, P(B|A) = 0.95, P(B|\overline{A}) = 0.05,$$

再用贝叶斯公式计算出他携带HIV的概率是

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

$$= \frac{0.00019 \times 0.95}{0.00019 \times 0.95 + (1 - 0.00019) \times 0.05}$$

$$= 0.0036.$$

现在, 他真的携带HIV的概率提高到0.36%.



以上的举例也告诉我们, 确诊发病率很低的疾病时应当十分慎重.

定理1.10.1 如果事件 A_1, A_2, \cdots, A_n 互不相容, $B \subset \bigcup_{j=1}^n A_j$, 则P(B) > 0 时, 有

$$P(A_{j}|B) = \frac{P(A_{j})P(B|A_{j})}{\sum_{i=1}^{n} P(A_{i})P(B|A_{i})}, \quad 1 \leqslant j \leqslant n.$$





证明 由全概率公式得到

$$P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i) P(B|A_i).$$

再由条件概率公式得到

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

当 A_1, A_2, \cdots, A_n 是完备事件组时, 总有 $B \subset \bigcup_{j=1}^n A_j = \Omega$.



