



第一章 概率论的基本概念

王笑尘

北京邮电大学网络空间安全学院

wxiaochen@bupt.edu.cn

第五节 条件概率

基本概念与运算

(随机试验, 样本空间, 事件)

频率与概率

统计定义

公理化定义

古典定义

条件概率

独立性

全概率公
式与贝叶
斯公式₂



条件概率

引例 7个球，其中5个红球，2个白球。不放回取球，每次取一个球，共取两次。问：第1次取到红球的条件下，第2次取到红球的概率是多少？

记： $A=\{\text{第1次取到红球}\}$, $B=\{\text{第2次取到红球}\}$,

$$P(B|A) = \frac{4}{6}, \quad P(AB) = \frac{5}{7} \times \frac{4}{6}, \quad P(A) = \frac{5}{7}$$

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

注： 本例中，计算 $P(A)$ 时，依据的前提条件是7个球中红球的比例。计算 $P(B|A)$ 时，这个前提条件未变，只是加上“**事件A已发生**”这个新的条件。



条件概率

提出三个问题：

1. 对于一般**具有附加条件**的概率问题，是否也一定具有引例中的表达形式？
2. 由条件概率的概念是否可以得出两个事件积（交）的概率？
3. 无条件概率 $P(A)$ 、条件概率 $P(B|A)$ 与乘积概率 $P(AB)$ 的区别是什么？



条件概率

1. 定义： 设 A, B 是两个事件, 则称 $P(B|A) = P(AB)/P(A)$
为在事件 A 发生的条件下事件 B 发生的条件
概率, 其中 $P(A) > 0$ 。

注:

▲ 条件概率符合概率定义中的三个条件:

★ 对每个事件 B , 有: $1 \geq P(B|A) \geq 0$

非负性

★ 对于必然事件 S , 有: $P(S|A) = 1$

规范性

★ 设有 B_1, B_2, \dots 是两两互不相容的事件, 则有

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

可列可
加性



条件概率

2. 性质

条件概率常用的相关性质有：

$$(1) P(\Phi|B) = 0$$

$$(2) P(A|B) = 1 - P(\overline{A}|B)$$

$$(3) P(A_1 \cup A_2|B) = P(A_1|B) + P(A_2|B) - P(A_1A_2|B)$$



条件概率

3. 条件概率的计算

1) 用定义计算:

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

$$P(B) > 0$$

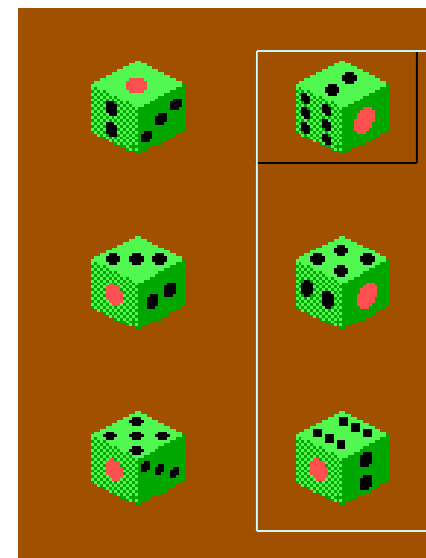
2) 从“加入条件后改变了的情况”去计算:

比如: $A = \{\text{掷出2点}\}$, $B = \{\text{掷出偶数点}\}$

$$\text{则: } P(A|B) = \frac{1}{3}$$

B 发生后的**缩减样本空间**
所含样本点总数

在缩减样本空间中
 A 所含样本点个数





例1. 掷两颗骰子,观察出现的点数,设 x_1, x_2

分别表示第一颗,第二颗骰子的点数,且设:

$$A = \{(x_1, x_2) | x_1 + x_2 = 10\} \quad B = \{(x_1, x_2) | x_1 > x_2\}$$

求: $P(B|A), P(A|B)$

解: 依题意,样本空间

$$S = \{(1,1), (1,2) \cdots (1,6) \cdots (2,1), (2,2) \cdots \\ (2,6) \cdots \cdots (6,1), (6,2) \cdots (6,6)\}$$

-----36 种

$$A = \{(5,5), (4,6), (6,4)\}$$

-----3 种

$$B = \{(2,1), (3,2), (3,1), (4,3), (4,2), (4,1) \\ \cdots \cdots (6,5), (6,4) \cdots (6,1)\}$$

----- 15种



方法 1:

在样本空间 S 中计算 $P(B)$, $P(AB)$ 然后依公式 $P(A|B)$ 计算

$$\because AB = \{ (6,4) \}$$

$$\therefore P(AB) = \frac{1}{36}, \text{ 又 } P(A) = \frac{3}{36}, P(B) = \frac{15}{36}$$

$$\text{从而: } P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{1}{3}$$

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{1}{15}$$

掷两颗骰子,观察出现的点数, 设 x_1, x_2 分别表示第一颗, 第二颗骰子的点数,且设:

$$A = \{ (x_1, x_2) | x_1 + x_2 = 10 \} \quad B = \{ (x_1, x_2) | x_1 > x_2 \}$$



方法2:

在缩减的样本空间 S_A 或 S_B 中计算B或A出现的概率就可得所求的条件概率(这种方法适合简单的问题)

在缩减的样本空间 S_A 中看: A中有3个基本事件,其中只有(6,4)是B中包含的基本事件,故有: $P(B|A) = \frac{1}{3}$

在缩减的样本空间 S_B 中看: B中有15个基本事件,其中只有(6,4)是A中包含的基本事件,故有:

$$P(A|B) = \frac{1}{15}$$

$$A = \{(5,5), (4,6), (6,4)\}$$

$$B = \{(2,1), (3,2), (3,1), (4,3), (4,2), (4,1)$$

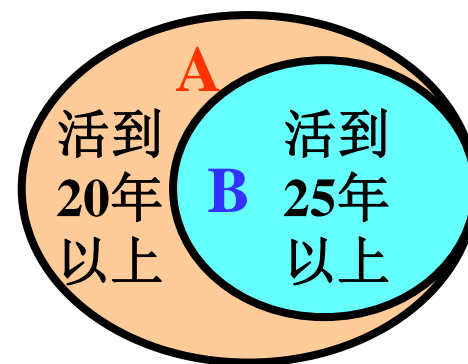
$$\dots\dots(6,5), (6,4) \dots (6,1)\}$$

例3 设某种动物由出生算起活到20年以上的概率为0.8，活到25年以上的概率为0.4。问现年20岁的这种动物，它能活到25岁以上的概率是多少？

解： 设 $A=\{\text{能活20年以上}\}$ ， $B=\{\text{能活25年以上}\}$

所求为 $P(B/A)$ 。

依题意， $P(A) = 0.8$ ， $P(B) = 0.4$



$$P(B | A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{P(B)}{P(A)} = \frac{0.4}{0.8} = 0.5$$



乘法定理

由条件概率的定义： $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$

若已知 $P(B)$, $P(A|B)$ 时, 可以反求 $P(AB)$, 即有:

定理1: 设 $P(B)>0$ 或 $P(A)>0$, 则:

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

注: 乘法定理可推广到多个事件的积事件的情形:

$$(1) P(ABC) = P(A) \cdot P(B|A) \cdot P(C|AB)$$

其中: $P(AB) > 0$

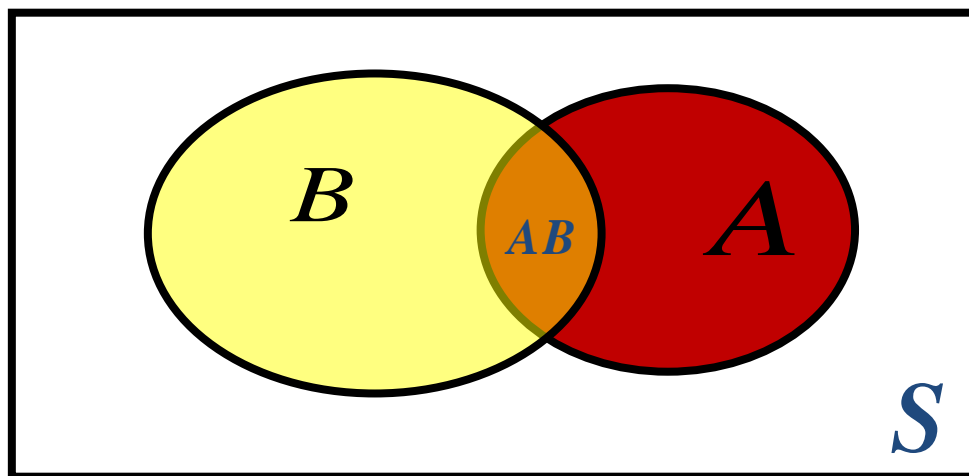
$$(2) P(A_1 A_2 \cdots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2|A_1) \cdot P(A_3|A_1 A_2) \cdot \\ \cdots \cdots P(A_n|A_1 A_2 \cdots A_{n-1})$$



归纳



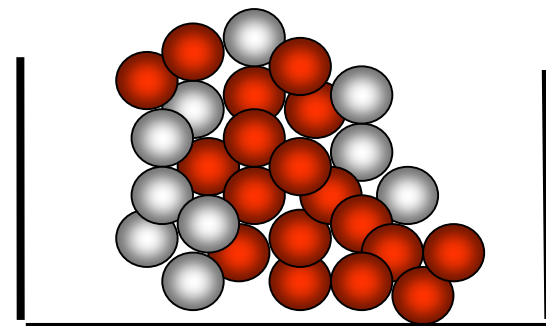
无条件概率 $P(A)$ 、 $P(AB)$ 及条件概率 $P(A|B)$ 的区别



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

例 4 波里亚 (Polya) 罐子模型

一个罐子中包含 b 个白球和 r 个红球。随机地抽取一个球，观看颜色后放回罐中，并且再加进 c 个与所抽出的球具有相同颜色的球。这种过程进行四次，试求：第一、二次取到白球且第三、四次取到红球的概率。



b 个白球, r 个红球

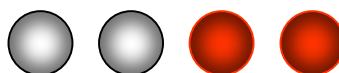
解：设 $W_i = \{ \text{第 } i \text{ 次取出是白球} \}$,

$$i = 1, 2, 3, 4$$

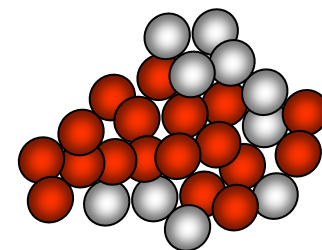
$R_j = \{ \text{第 } j \text{ 次取出是红球} \}$,

$$j = 1, 2, 3, 4$$

于是： $W_1 W_2 R_3 R_4$ 表示事件 “连续取四个球，第一、第二个是白球，第三、四个是红球。”



用乘法公式容易求出（原罐**b**个白球、**r**个红球）：

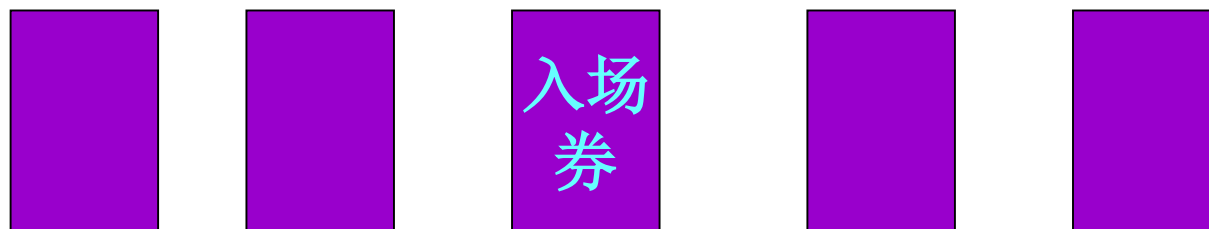


$$P(W_1 W_2 R_3 R_4)$$

$$= P(W_1) P(W_2|W_1) P(R_3|W_1 W_2) P(R_4|W_1 W_2 R_3)$$

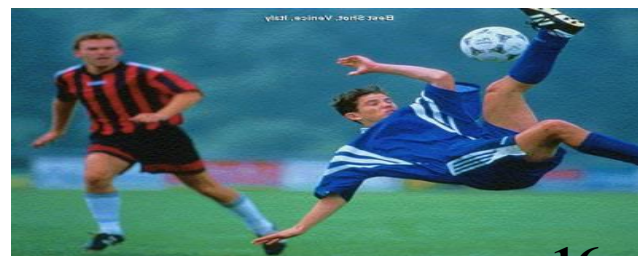
$$= \frac{b}{b+r} \cdot \frac{b+c}{b+r+c} \cdot \frac{r}{b+r+2c} \cdot \frac{r+c}{b+r+3c}$$

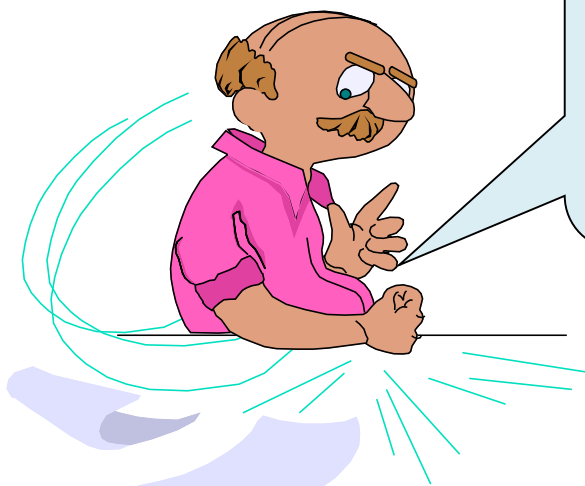
例5. 一场精彩的足球赛将要举行，5个球迷好不容易才搞到一张入场券。大家都想去，只好用抽签的方法来解决。



5 张同样的卡片，只有一张上写有“入场券”，其余的什么也没写。将它们放在一起洗匀，让5个人依次抽取。

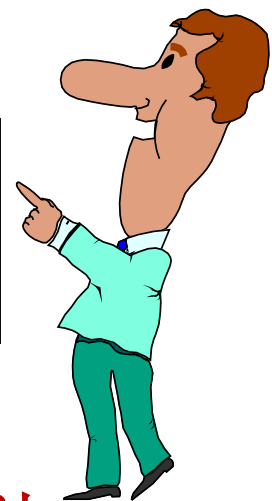
问：后抽的人确实比先抽的人吃亏吗？





“大家不必争先恐后，你们一个一个按次序来，谁抽到‘入场券’的机会都一样大。”

“先抽的人当然要比后抽的人抽到的机会大。”



到底谁说的对呢？请用已学的条件概率、乘法定理来计算一下，每个人抽到“入场券”的概率到底有多大？



设： A_i 表示“第 i 个人抽到入场券” $i=1,2,3,4,5$.

则： \bar{A}_i 表示“第 i 个人未抽到入场券”

显然： $P(A_1)=1/5$, $P(\bar{A}_1)=4/5$

也就是说， 第1个人抽到入场券的概率是1/5.

由于： $A_2 = \bar{A}_1 A_2$

因为若第2个人抽到了入场券，则第1个人肯定没抽到。

所以由乘法公式： $P(A_2) = P(\bar{A}_1)P(A_2 | \bar{A}_1)$

计算得： $P(A_2) = \frac{4}{5} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{5}$

即： 第2个人抽到入场券的概率也是1/5。



同理，第3个人要抽到“入场券”，必须第1、第2个人都没有抽到。因此：

$$P(A_3) = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2 | \bar{A}_1)P(A_3 | \bar{A}_1 \bar{A}_2) \\ = (4/5)(3/4)(1/3) = 1/5 \quad \circ \quad \circ \quad \circ$$

由乘法
公式

继续做下去就会发现，每个人抽到“入场券”的概率都是**1/5**。

抽签不必争先恐后。

例 6.

箱子中装有10瓶形状相同的名酒,其中部优名酒7瓶,国优名酒3瓶,今有三个人从箱子中随机地取出一些酒来,每人只拿2瓶。

问: 恰好第一个人拿到两瓶部优名酒,同时第二个人拿到部优、国优名酒各一瓶,第三个人拿到两瓶国优名酒的可能性有多大?

解: 设 $A = \{\text{第一个人拿到两瓶部优名酒}\}$
 $B = \{\text{第二个人拿到部优国优名酒各一瓶}\}$
 $C = \{\text{第三个人拿到两瓶国优名酒}\}$





显然，所求事件的概率为：

$$P(ABC) = P(A) \cdot P(B|A) \cdot P(C|AB)$$

$$\text{而： } P(A) = \frac{C_7^2}{C_{10}^2} = 0.467$$

$$P(B|A) = \frac{C_5^1 \cdot C_3^1}{C_8^2} = 0.536$$

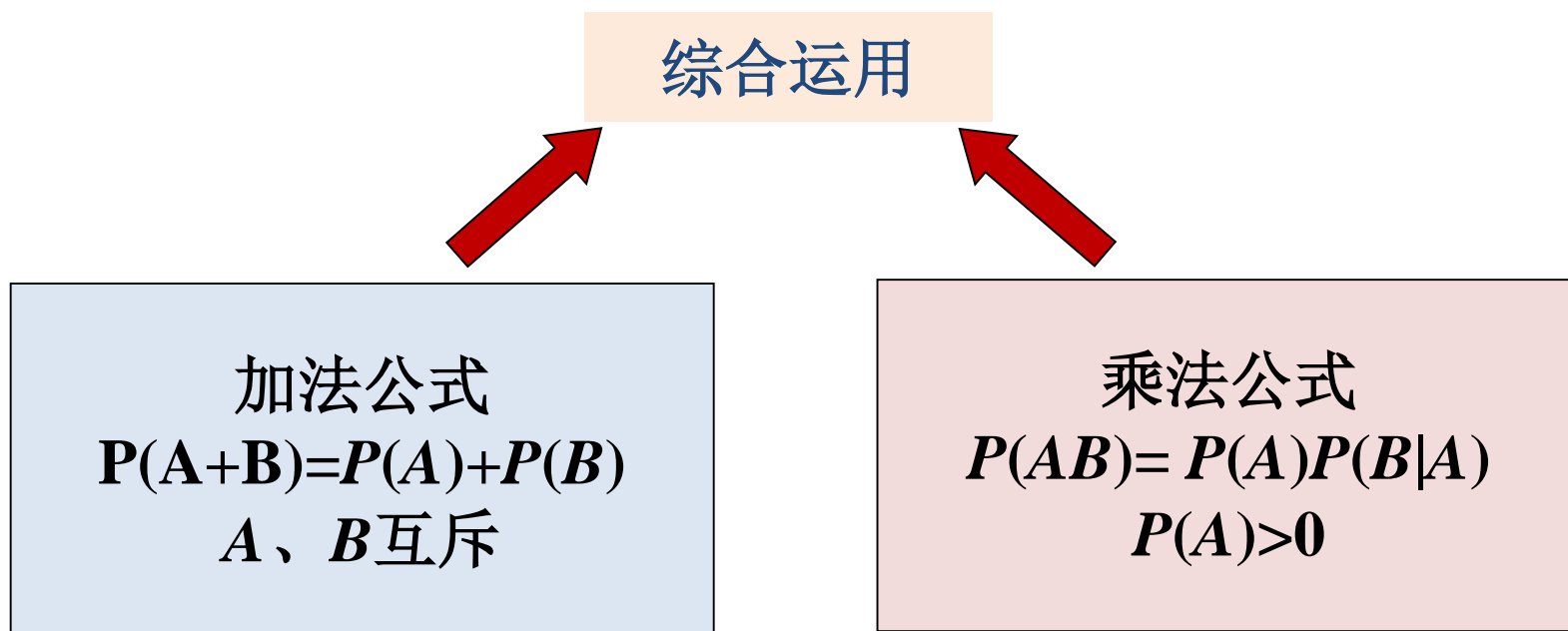
$$P(C|AB) = \frac{C_2^2}{C_6^2} = 0.067$$

10瓶名酒，其中部优7瓶，国优3瓶，第一人拿到两瓶部优名酒，同时第二人拿到部优、国优名酒各一瓶，第三个拿到两瓶国优名酒

$$\text{从而： } P(ABC) = 0.467 \times 0.536 \times 0.067 = 0.017$$

全概率公式和贝叶斯公式

全概率公式和贝叶斯公式主要用于计算比较复杂事件的概率，它们**实质上**是加法公式和乘法公式的综合运用。



1. 样本空间的划分

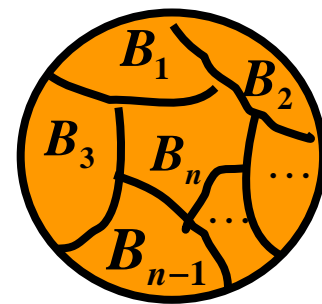
定义： 设 S 为试验 E 的样本空间， B_1, B_2, \dots, B_n 为 E 的一组事件，若：

$$(1) B_i B_j = \emptyset, i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, n,$$

$$(2) B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n = S,$$

则称 B_1, B_2, \dots, B_n 是样本空间 S 的一个划分或称 B_1, B_2, \dots, B_n 是一个**互斥事件完备组**。

注： S 的一个划分：一是要互斥，二是要充满整个空间。





比如：对“掷一颗骰子观察其点数”这一试验，其：

$$S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

E的一组事件 $B_1 = \{1, 2, 3\}$, $B_2 = \{4, 5\}$, $B_3 = \{6\}$

是S的一个划分；

E的另一组事件 $C_1 = \{1, 2, 3\}$, $C_2 = \{3, 4\}$, $C_3 = \{5, 6\}$

就不是S的一个划分。



2. 全概率公式

定理2 设试验E的样本空间为 S, A 为 E的事件,

B_1, B_2, \dots, B_n 为S 的一个划分, 且 $P(B_i) > 0$

$i = 1, 2, \dots, n$ 则:

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A|B_1) \cdot P(B_1) + P(A|B_2) \cdot P(B_2) + \dots \\ &\quad + P(A|B_n) \cdot P(B_n) = \sum_{i=1}^n P(A|B_i) \cdot P(B_i) \end{aligned}$$

称为全概率公式。



[证明]: $\because A = AS = A(B_1 \cup B_2 \cup \cdots B_n)$
 $= AB_1 \cup AB_2 \cup \cdots AB_n$

又 $\because P(B_i) > 0, i = 1, 2, \cdots n$, 且 $(AB_i)(AB_j) = \Phi, i \neq j$

$$\begin{aligned} \therefore P(A) &= P(AB_1) + P(AB_2) + \cdots + P(AB_n) \\ &= P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2) + \cdots + P(A|B_n)P(B_n) \end{aligned}$$

注: ▲ 全概率公式关键抓住寻找S的一个划分或寻找一个互斥事件完备组(这里事件 $B_i (i = 1, 2, \cdots n)$ 是导致事件A发生的一组原因, 而事件A的出现只能与 B_i 中之一同时出现)。

▲ 全概率公式一般用于“**用条件概率求非条件概率**”的问题。

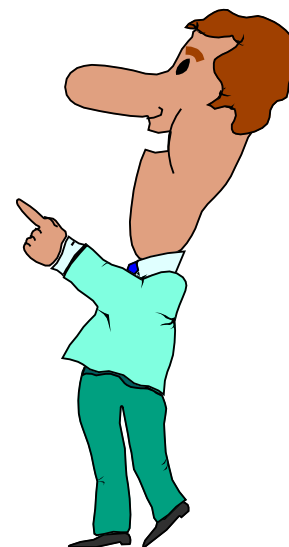
即 $P(A)$ 不易求，但却很容易找到 S 的一个划分时用全概率公式比较方便。

▲ 从另一个角度去理解**全概率公式**

某一事件 A 的发生有各种可能的原因($i=1,2,\dots,n$)，如果 A 是由原因 B_i 所引起，则 A 发生的概率是：

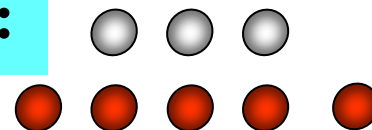
$$P(A|B_i) = P(B_i) P(A|B_i)$$

每一原因都可能导致 A 发生，故 A 发生的概率是**各原因引起 A 发生概率的总和**，即为**全概率公式**。

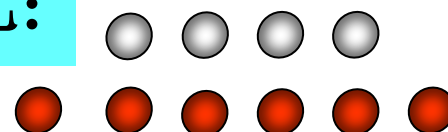


例8. 设甲袋中有3个白球5个红球,乙袋中有4个白球,6个红球,
现从甲袋中任取一个球放入乙袋中,再从乙袋中任取一球。
求: 从乙袋中取得白球的概率。

甲:



乙:



解: 设A: 从乙袋中取得白球

因为: 取球只有两种情况, 要么白球要么红球

所以设: B_1 : 从甲袋中任取一球是白球

B_2 : 从甲袋中任取一球是红球



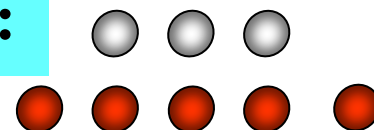
显然: B_1, B_2 构成一个互斥事件完备组

$$S = B_1 \cup B_2, \quad B_1 B_2 = \Phi$$

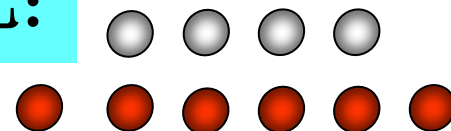
$$\therefore P(A) = P(A|B_1) \cdot P(B_1) + P(A|B_2) \cdot P(B_2)$$

$$= \frac{5}{11} \cdot \frac{3}{8} + \frac{4}{11} \cdot \frac{5}{8} = \frac{35}{88} = 0.398$$

甲:



乙:



例9.某工厂有四条流水线生产同一种产品, 四条流水线的产量分别占该产品总产量的15%, 20%, 25%, 40%, 且四条流水线生产产品的次品率分别是 0.01, 0.02, 0.03, 0.025。

求: 从出厂的这种产品中任取一件恰是次品的概率。



解： 因为抽出的产品只能出自这四条流水线，故设：

A：取出的一件是次品

B_i ：取出的一件产品恰出自第 i 条流水线， $i = 1, 2, 3, 4$

显然： $S = \bigcup_{i=1}^4 B_i$ ，且 $B_i B_j = \Phi$ ， $i \neq j$ ， $i, j = 1, 2, 3, 4$

从而：
$$P(A) = \sum_{i=1}^4 P(B_i)P(A|B_i)$$
$$= 0.15 \times 0.01 + 0.2 \times 0.02 + 0.25 \times 0.03 + 0.4 \times 0.025$$
$$= 0.023$$

四条流水线产量(率): 15%, 20%, 25%, 40%

四条流水线次品(率): 0.01, 0.02, 0.03, 0.025



例 10.甲、乙、丙三人同时对飞机进行射击,三人击中的概率分别为0.4、0.5、0.7。飞机被一人击中而击落的概率为0.2, 被两人击中而击落的概率为0.6, 若三人都击中, 飞机必定被击落, 求:飞机被击落的概率.





例 10.甲、乙、丙三人同时对飞机进行射击,三人击中的概率分别为0.4、0.5、0.7。飞机被一人击中而击落的概率为0.2,被两人击中而击落的概率为0.6,若三人都击中,飞机必定被击落,求:飞机被击落的概率.

解: 设 $B = \{\text{飞机被击落}\}$, $A_i = \{\text{飞机被}i\text{人击中}\}$, $i=0,1,2,3$

$$\text{则 } B = A_0B + A_1B + A_2B + A_3B$$

由全概率公式:

$$\begin{aligned} P(B) = & P(A_0)P(B|A_0) + P(A_1)P(B|A_1) \\ & + P(A_2)P(B|A_2) + P(A_3)P(B|A_3) \end{aligned}$$



为求 $P(A_i)$ ，设 $H_i=\{\text{飞机被第}i\text{人击中}\}$ ， $i=1,2,3$

可求得: $P(A_1) = P(H_1\bar{H}_2\bar{H}_3 + \bar{H}_1H_2\bar{H}_3 + \bar{H}_1\bar{H}_2H_3)$

$$P(A_2) = P(H_1H_2\bar{H}_3 + H_1\bar{H}_2H_3 + \bar{H}_1H_2H_3)$$

$$P(A_3) = P(H_1H_2H_3)$$

将数据代入计算得:

$$P(A_0) = 0.09; \quad P(A_1) = 0.36; \quad P(A_2) = 0.41; \quad P(A_3) = 0.14。$$

于是:

$$\begin{aligned} P(B) &= P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) + P(A_3)P(B|A_3) \\ &= 0.36 \times 0.2 + 0.41 \times 0.6 + 0.14 \times 1 = 0.458 \end{aligned}$$

依题意，
 $P(B|A_1)=0.2$ ，
 $P(B|A_2)=0.6$ ，
 $P(B|A_3)=1$

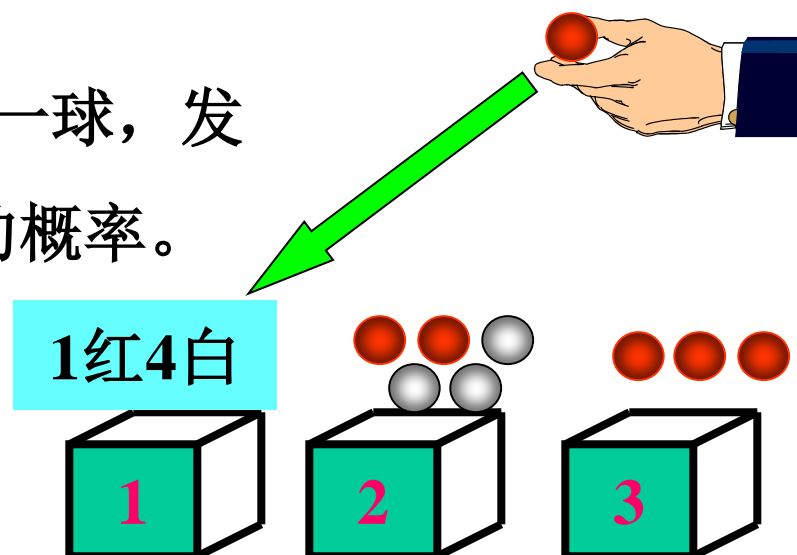
即飞机被击落的概率为 0.458。

实际中还有下面一类问题：“**已知结果求原因**”。

引例：某人从任一箱中任意摸出一球，发现是红球，求该球是取自1号箱的概率。

或者问：

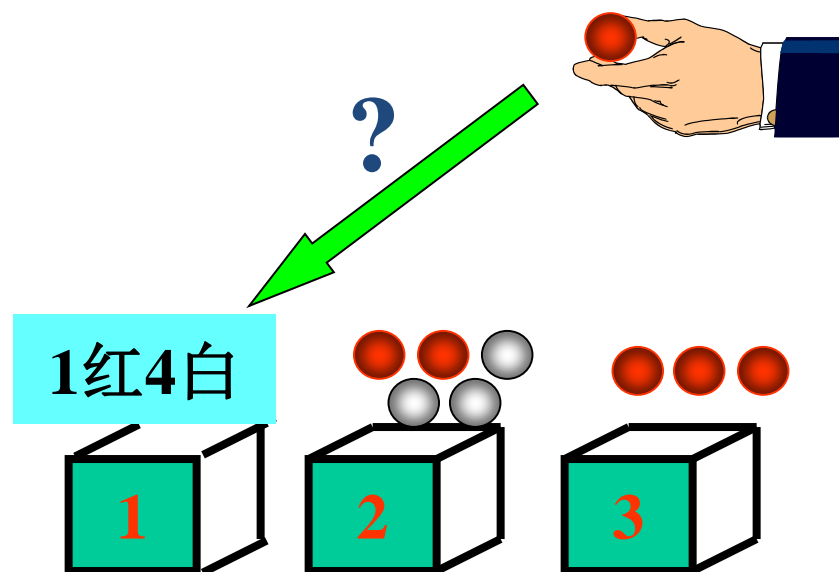
该球取自哪号箱的可能性最大？



这一类问题在实际中更为常见，它所求的是**条件概率**，是已知某结果发生条件下，求各原因发生可能性大小。

引例：有三个箱子，分别编号为1,2,3，1号箱装有1个红球4个白球，2号箱装有2个红球3个白球，3号箱装有3个红球。某人从三箱中任取一箱，从中任意摸出一球，**发现是红球**。

求：该球是取自1号箱的概率



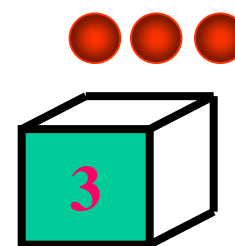
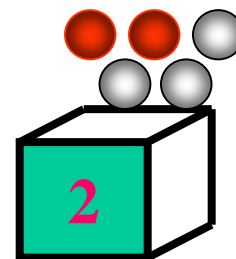
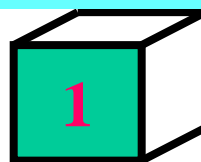
记 $B_i = \{\text{球取自} i \text{号箱}\}$, $i=1,2,3$; $A = \{\text{取得红球}\}$

求: $P(B_1|A)$

$$P(B_1 | A) = \frac{P(AB_1)}{P(A)} = \frac{P(B_1)P(A | B_1)}{\sum_{k=1}^3 P(B_k)P(A | B_k)}$$

运用全概率公式
计算 $P(A)$

1红4白



将这里得到的公式一般化, 就得到:

贝叶斯公式



3. 贝叶斯公式

定理3. 设试验 E 的样本空间为 S , A 为 E 的事件,

$B_1, B_2 \cdots B_n$ 为 S 的一个划分, 且 $P(A) > 0, P(B_i) > 0$

$$\text{则: } P(B_i|A) = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{j=1}^n P(A|B_j)P(B_j)}, i = 1, 2 \cdots n$$

称为**贝叶斯 (Bayes)** 公式

贝叶斯公式与全概率公式一样都是**加法公式**和**乘法公式**的综合运用。



注: ▲ 贝叶斯公式
$$P(B_i|A) = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{j=1}^n P(A|B_j)P(B_j)}, i = 1, 2 \cdots n$$

在贝叶斯公式中, $P(B_i)$ 和 $P(B_i|A)$ 分别称为**原因**的**先验概率**和**后验概率**.

$P(B_i)$ 是在**没有进一步信息** (不知道事件A是否发生) 的情况下, 人们对诸事件发生可能性大小的认识。

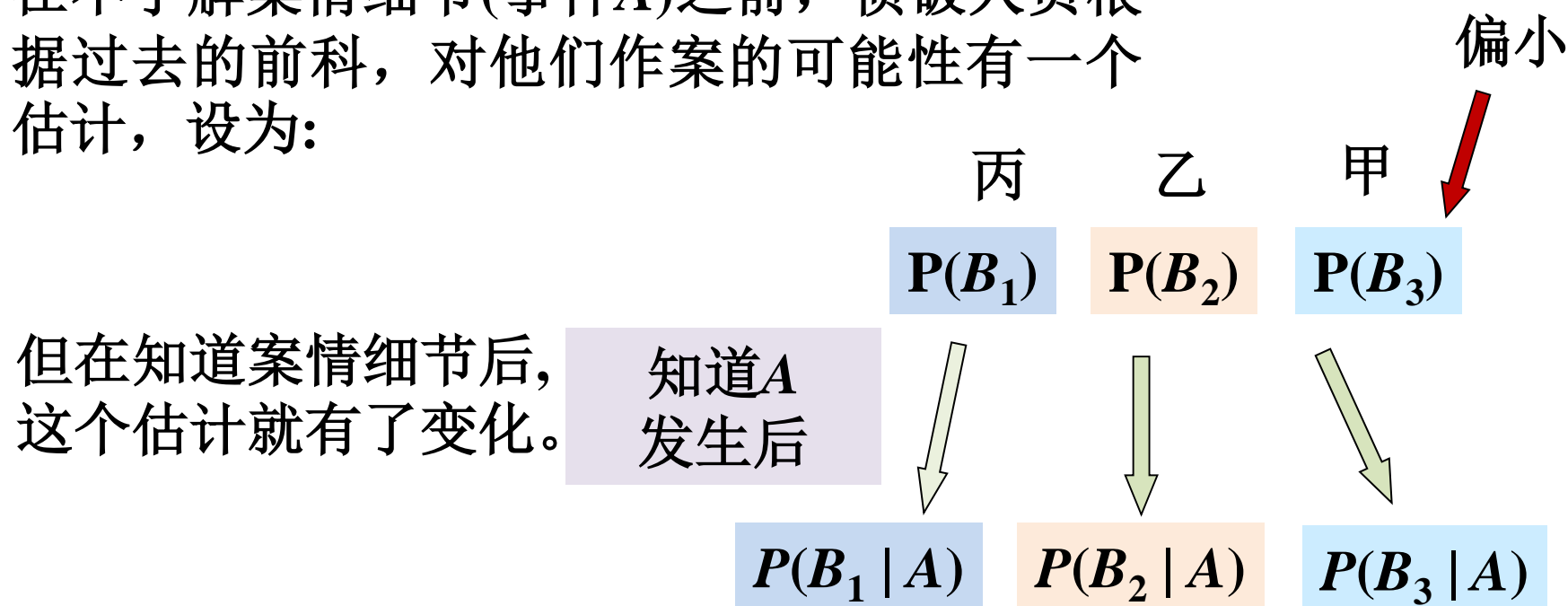
当有了新的信息 (知道A发生), 人们对诸事件发生可能性大小 $P(B_i|A)$ 有了新的估计。

▲ 贝叶斯公式适用于 “**用条件概率求条件概率**”



例如，某地发生了一个案件，怀疑对象有甲、乙、丙三人。

在不了解案情细节(事件A)之前，侦破人员根据过去的前科，对他们作案的可能性有一个估计，设为：



比如，原来认为作案可能性较小的某甲，现在变成了重点嫌疑犯。（贝叶斯公式从数量上刻划了这种变化）

最大₃₉

例11. 在例 9 中已知任取一件产品是次品。

问：此次品出自哪条的流水线的可能性大？

例9. 某工厂有四条流水线生产同一种产品，四条流水线的产量分别占该产品总产量的15%，20%，25%，40%，且四条流水线生产产品的次品率分别是 0.01, 0.02, 0.03, 0.025。

解：
$$P(B_1|A) = \frac{P(B_1) \cdot P(A|B_1)}{\sum_{j=1}^4 P(B_j)P(A|B_j)} = \frac{P(B_1)P(A|B_1)}{P(A)} = \frac{0.15 \times 0.01}{0.023} = 0.065$$

$$P(B_2|A) = \frac{0.2 \times 0.02}{0.023} = 0.174$$

$$P(B_3|A) = \frac{0.25 \times 0.03}{0.023} = 0.326$$

$$P(B_4|A) = \frac{0.4 \times 0.025}{0.023} = 0.435$$

出自第四条
流水线可能
性大

例 12.某一地区患有癌症的人占0.005，患者对一种试验反应是阳性的概率为0.95，正常人对这种试验反应是阳性的概率为0.04，现抽查了一个人，试验反应是阳性。

问：此人是癌症患者的概率有多大？

解： 设 $C = \{ \text{抽查的人患有癌症} \}$ ，
 $A = \{ \text{试验结果是阳性} \}$ ，

则 \bar{C} 表示“抽查的人不患癌症”。

$$P(C) = 0.005, P(\bar{C}) = 0.995, P(A|C) = 0.95, P(A|\bar{C}) = 0.04$$

此例即为求 $P(C|A)$





由贝叶斯公式，可得：

$$P(C | A) = \frac{P(C)P(A | C)}{P(C)P(A | C) + P(\bar{C})P(A | \bar{C})}$$

代入数据计算得试验结果为阳性的条件下，患癌症的概率：

$$P(C | A) = 0.1066$$

现在来分析一下结果的意义：

1. 这种试验对于诊断一个人是否患有癌症有无意义？
2. 检出阳性是否一定患有癌症？



分析问题1.

这种试验对于诊断一个人是否患有癌症有无意义？

如果不做试验，抽查一人，他是患者的概率：

$$P(C) = 0.005$$

若试验后得阳性反应，则根据试验得来的信息，此人是患者的概率为：

$$P(C | A) = 0.1066$$

从0.005 增加到 0.1066，将近增加约 **21** 倍。

这说明：这种试验对于诊断一个人是否患有癌症是有意义的。



分析问题2.

检出阳性是否一定患有癌症？

试验结果为阳性，此人确患癌症的概率为：

$$P(C | A) = 0.1066$$

可见：即使一个人检验出阳性，尚可不必过早下结论此人确患有癌症，因为这种可能性只有 10.66%（平均来说，1000个人中大约只有107人确患癌症）。

第六节 事件的独立性

基本概念与运算

(随机试验, 样本空间, 事件)

频率与概率

统计定义

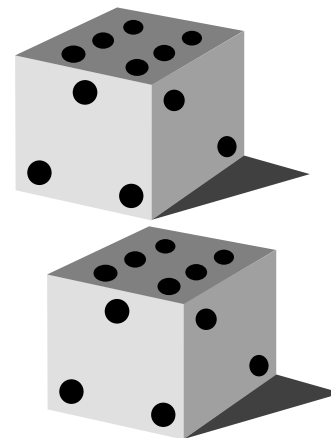
公理化定义

古典定义

条件概率

独立性

全概率公式与贝叶斯公式₄₅



引例1. 将一颗均匀骰子连掷两次，设

$A = \{\text{第二次掷出6点}\},$

$B = \{\text{第一次掷出6点}\},$

显然： $P(A | B) = P(A)$

这就是说，已知事件 B 发生，并不影响事件 A 发生的概率，
这时称事件 A 、 B 独立。

由乘法公式知，当事件 A 、 B 独立时，有：

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

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



事件的独立性

定义1. 设 A, B 是两个事件, 如果具有等式:

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

则称 A, B 为**相互独立**的事件, 简称A, B独立。

定理: 设 A, B 是两事件, 且 $P(A) > 0$, 若 A, B 相互独立, 则 $P(B|A) = P(B)$ 。



事件的独立性

性质1: 若 A 与 B 相互独立 $\Rightarrow A$ 与 \bar{B} , \bar{A} 与 B , \bar{A} 与 \bar{B} 也相互独立。

[证]: (只证 A 与 \bar{B} 相互独立, 其余自证)

$$\begin{aligned}\because P(A\bar{B}) &= P(A - AB) \quad \text{而 } A \supset AB \\ &= P(A) - P(AB) \\ &= P(A) - P(A)P(B) \\ &= P(A)(1 - P(B)) = P(A) \cdot P(\bar{B})\end{aligned}$$

由可减性
与独立性

性质2: 若 $P(A) > 0, P(B) > 0$, 则 A, B 相互独立与 A, B 互不相容不同时成立。



事件的独立性

定义2 (两两独立): 设 A, B, C 三个事件, 如果具有如下等式:

$$\begin{cases} P(AB) = P(A)P(B) \\ P(BC) = P(B)P(C) \\ P(AC) = P(A)P(C) \end{cases}$$

则称 A, B, C 两两独立。



事件的独立性

注：若A, B, C 两两独立, $P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$ 不一定成立。

因为 $P(ABC) = P(C|AB)P(AB)$, 而 $P(C|AB)$ 不一定等于 $P(C)$ 。

例：随机扔两枚硬币，事件A={第一枚硬币出现正面}，事件B={第二枚硬币出现正面}，事件C={两枚硬币同样一面}。

$$P(A)=1/2, P(B)=1/2, P(C)=1/2。$$

$$P(AC)=1/4=P(A)P(C), P(BC)=1/4=P(B)P(C)。$$

AB的发生会影响C的发生，故 $P(C|AB) \neq P(C)$ 。



事件的独立性

问题： 满足什么条件， $P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$ 才能成立？

➡ 三个事件的“相互独立”的概念

定义 3. 设 A, B, C 是三个事件，如果具有等式：

$$\left\{ \begin{array}{l} P(AB) = P(A)P(B) \\ P(BC) = P(B)P(C) \\ P(AC) = P(A)P(C) \\ P(ABC) = P(A)P(B)P(C) \end{array} \right.$$

则称事件 A, B, C 为相互独立的事件。



事件的独立性

推广： 设 A_1, A_2, \dots, A_n 是 n 个事件, 如果对于任意 k ($1 \leq k \leq n$) 和任意 $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$, 具有等式

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

则称 A_1, A_2, \dots, A_n 为**相互独立**的事件。



事件的独立性

▲ 相互独立与两两独立的关系：

两两独立—— n 个事件任何两个彼此独立

相互独立—— n 个事件任意 k 个 ($k \leq n$) 都是独立的

故相互独立 \Rightarrow 两两独立, 反之则不真

事件的独立性

▲ n 个独立事件和的概率公式:

设事件 A_1, A_2, \dots, A_n 相互独立, 则

$$P(A_1 + \dots + A_n)$$

$$= 1 - P(\overline{A_1 + A_2 + \dots + A_n})$$

$$= 1 - P(\overline{A_1} \overline{A_2} \dots \overline{A_n})$$

$\overline{A_1}, \overline{A_2}, \dots, \overline{A_n}$

也相互独立

$$= 1 - P(\overline{A_1})P(\overline{A_2}) \dots P(\overline{A_n})$$

由
德
摩
根
律

▲ 类似地, A_1, A_2, \dots, A_n 至少有一个不发生的概率
(1-都发生的概率):

$$P(\overline{A_1} + \overline{A_2} + \dots + \overline{A_n}) = 1 - P(A_1)P(A_2) \dots P(A_n)$$

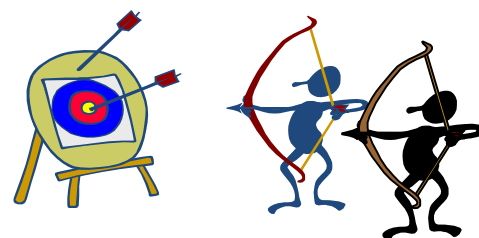


事件的独立性

注：在实际应用中，往往根据问题的实际意义去判断两事件是否独立。

例如：甲、乙两人向同一目标射击，记 $A=\{\text{甲命中}\}$ ， $B=\{\text{乙命中}\}$ ， A 与 B 是否独立？

可根据实际意义，由于“甲命中”并不影响“乙命中”的概率，故认为 A 、 B 独立。（即一事件发生与否并不影响另一事件发生的概率）



例1:

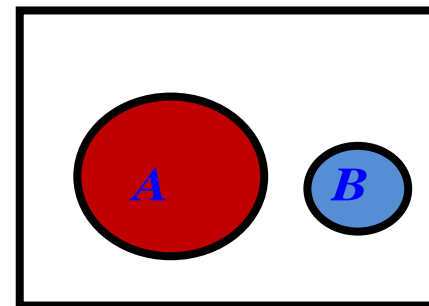
- (1) 如图的两个事件是独立的吗?
- (2) 能否在样本空间 S 中找两个事件,它们既相互独立又互斥?

解: (1) 因为: $P(AB) = 0$

而 $P(A) \neq 0$, $P(B) \neq 0$

即: $P(AB) \neq P(A)P(B)$

故 A 、 B 不独立



即: 若 A 、 B 互斥, 且 $P(A) > 0$, $P(B) > 0$, 则 A 与 B 不独立。

反之, 若 A 与 B 独立, 且 $P(A) > 0$, $P(B) > 0$, 则 A 、 B 不互斥。

(2) 所要寻找的这两个事件就是 S 和 ϕ

S

因为: $\phi S = \phi$

所以: $P(S\phi) = P(\phi)P(S) = 0$

则: ϕ 与 S 独立且互斥

注意: ϕ 与任何事件都独立。

独立与互斥的区别和联系思考题:

(1) 设 A 、 B 为互斥事件, 且 $P(A) > 0, P(B) > 0$, 下面四个结论中, 正确的是:

1. $P(B|A) > 0$

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

3. $P(A|B) = 0$

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

(2) 设 A 、 B 为独立事件, 且 $P(A) > 0, P(B) > 0$, 下面四个结论中, 正确的是:

1. $P(B|A) > 0$

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

3. $P(A|B) = 0$

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





独立与互斥的区别和联系思考题:

(1) 设 A 、 B 为互斥事件, 且 $P(A) > 0, P(B) > 0$, 下面四个结论中, 正确的是:

- | | |
|-----------------|------------------------|
| 1. $P(B A) > 0$ | 2. $P(A B) = P(A)$ |
| 3. $P(A B) = 0$ | 4. $P(AB) = P(A) P(B)$ |

(2) 设 A 、 B 为独立事件, 且 $P(A) > 0, P(B) > 0$, 下面四个结论中, 正确的是:

- | | |
|-----------------|------------------------|
| 1. $P(B A) > 0$ | 2. $P(A B) = P(A)$ |
| 3. $P(A B) = 0$ | 4. $P(AB) = P(A) P(B)$ |

答案: (1) 3 ; (2) 1, 2, 4



例：甲、乙、丙三台机床独立工作,由一个操作者照管,某段时间内它们不需要操作者照管的概率分别为 0.9, 0.8, 0.85。

求：(1) **没有** 一台机床 **不需要** 照管的概率（都需要照管）

(2) **至少** 一台机床 **需要** 照管的概率

(3) **至多** 一台机床 **不需要** 照管的概率

解： 设 A, B, C: 分别表示甲, 乙, 丙三台机床不需要照管

因为：三台机床要不要照看是相互独立的



$$(1) P(\overline{A}\overline{B}\overline{C}) = P(\overline{A})P(\overline{B})P(\overline{C}) \\ = (1-0.9)(1-0.8)(1-0.85) = 0.003$$

$$(2) P(\overline{A} \cup \overline{B} \cup \overline{C}) = P(\overline{ABC}) = 1 - P(ABC) \\ = 1 - P(A)P(B)P(C) \\ = 1 - 0.9 \times 0.8 \times 0.85 \\ = 0.388$$

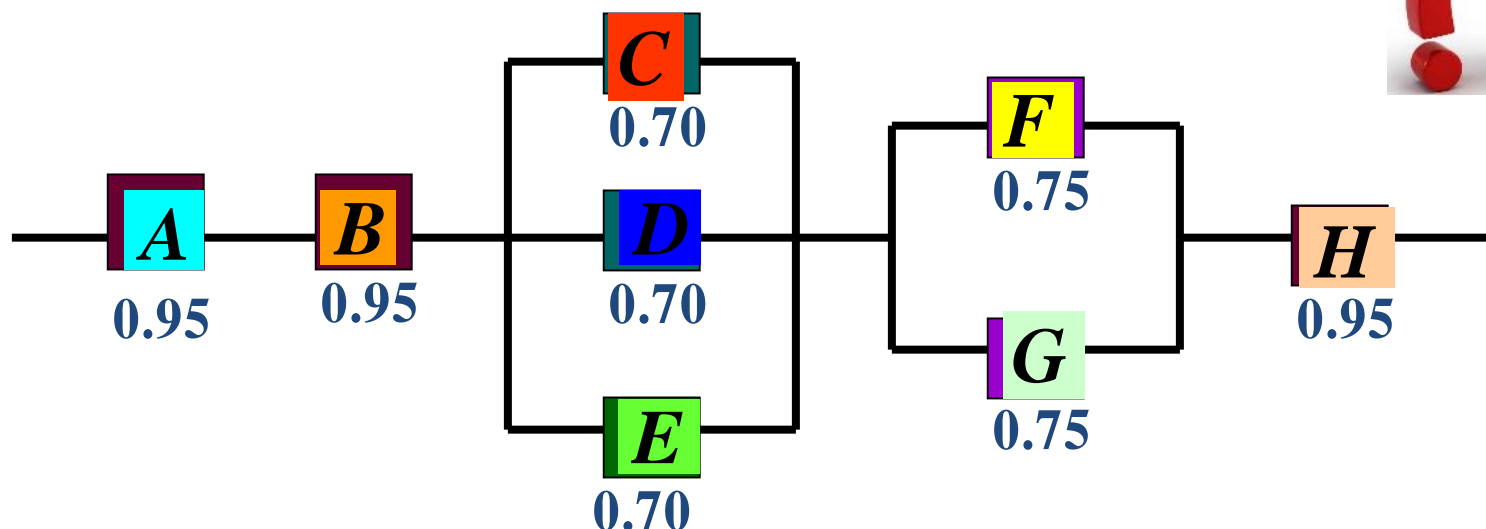
甲,乙,丙三台
机床不需要
照管的概率
分别为:
0.9, 0.8, 0.85

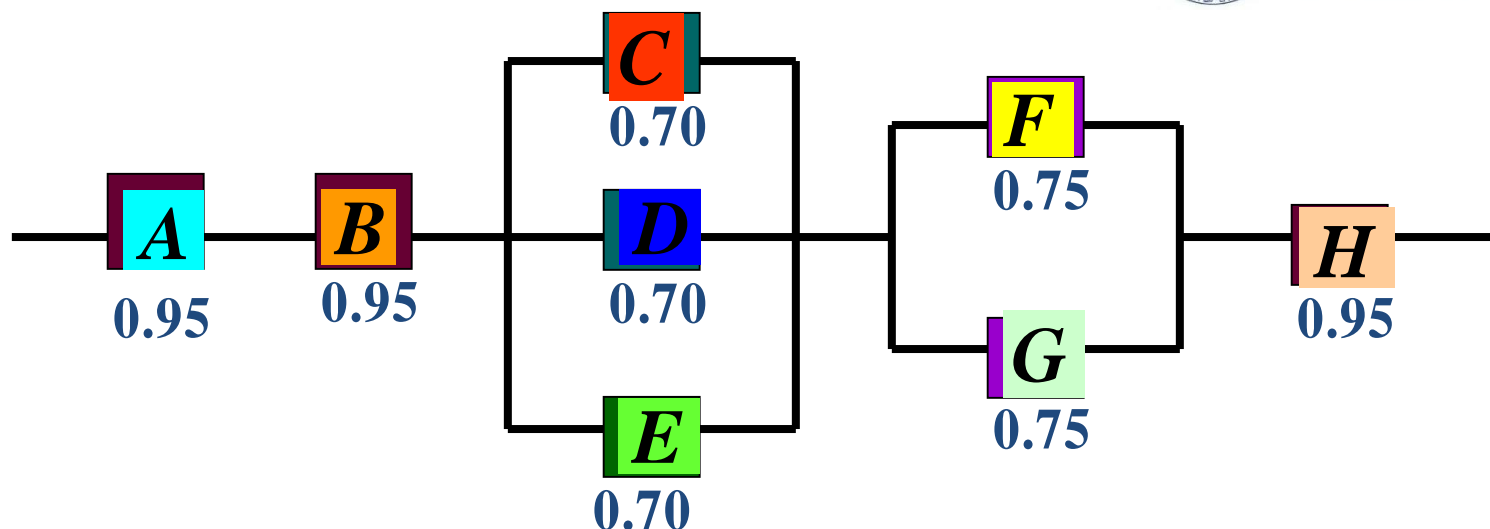
(3) **D:** 至多只有一台机床不需要照看

$$P(D) = P(\overline{A}\overline{B}C) + P(\overline{A}B\overline{C}) + P(A\overline{B}\overline{C}) + P(\overline{A}\overline{B}\overline{C}) \\ = 0.003 + 0.9 \times 0.2 \times 0.15 + 0.1 \times 0.8 \times 0.15 \\ + 0.1 \times 0.2 \times 0.85 = 0.059$$

例4. 下图是一个串并联电路示意图。 A 、 B 、 C 、 D 、 E 、 F 、 G 、 H 都是电路中的元件。 它们下方的数是它们各自正常工作的概率。

求： 电路正常工作的概率。





解：将电路正常工作记为 W ，由于各元件独立工作，故有：

$$P(W) = P(A) P(B) P(C+D+E) P(F+G) P(H)$$

其中： $P(C+D+E) = 1 - P(\bar{C})P(\bar{D})P(\bar{E}) = 0.973$

$$P(F+G) = 1 - P(\bar{F})P(\bar{G}) = 0.9375$$

代入得： $P(W) \approx 0.783$



独立试验序列模型

例如 将一骰子掷 10 次, 那么掷 10 次掷骰子的试验便是 10 次独立试验. 如果我们关注于每次试验中点数 6 是否出现, 这便是 10 重伯努利试验. 点数 6 恰好出现 2 次的概率为,

$$p_{10}(2) = C_{10}^2 \left(\frac{1}{6}\right)^2 \left(\frac{5}{6}\right)^8,$$

点数 6 至少出现 2 次的概率为,

$$p = \sum_{k=2}^{10} C_{10}^k \left(\frac{1}{6}\right)^k \left(\frac{5}{6}\right)^{10-k},$$

网络横向移动攻击事件

相互连接关系

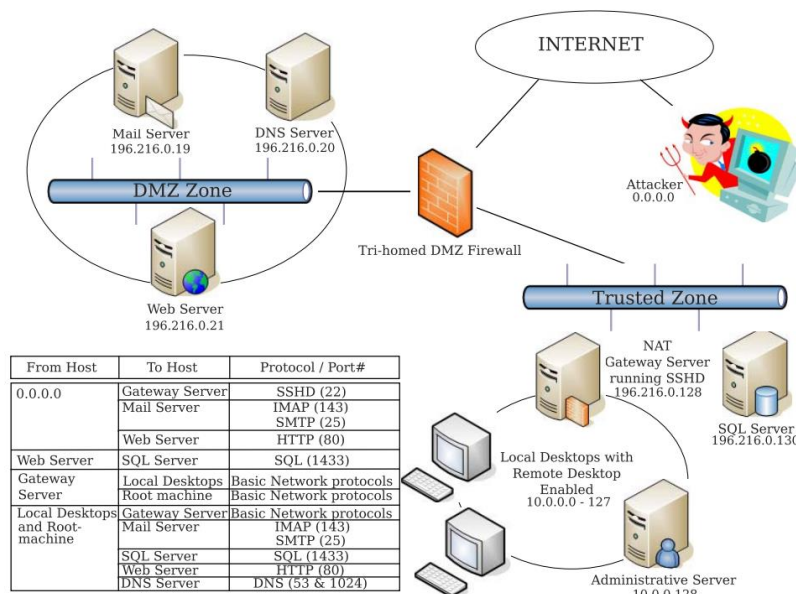


Fig. 1. Test-bed network model.

不安全诱因

TABLE 1
Initial List of Vulnerabilities in Test Network

Host	Vulnerability	CVE#	Type of Attack
Local desktops (10.0.0.0-127)	Remote login LICQ Buffer Overflow (BOF) MS Video ActiveX Stack BOF	CA 1996-83 CVE 2001-0439 CVE 2009-0015	remote-2-user remote-2-user remote-2-root
Admin machine (10.0.0.128)	MS SMV service Stack BOF	CVE 2008-4050	local-2-root
Gateway server (196.216.0.128)	OpenSSL uses predictable random Heap corruption in OpenSSH Improper cookies handler in OpenSSH	CVE 2008-0166 CVE 2003-0693 CVE 2007-4752	information leakage local-2-root authentication bypass
SQL Server (196.216.0.130)	SQL Injection	CVE 2008-5416	remote-2-root
Mail Server (196.216.0.19)	Remote code execution in SMTP Error message information leakage Squid port scan vulnerability	CVE 2004-0840 CVE 2008-3060 CVE 2001-1030	remote-2-root account information theft information leakage
DNS Server (196.216.0.20)	DNS Cache Poisoning	CVE 2008-1447	integrity
Web Server (196.216.0.21)	IIS vulnerability in WebDAV service	CVE 2009-1535	remote-2-local authentication bypass

N. Poolsappasit, R. Dewri and I. Ray, "Dynamic Security Risk Management Using Bayesian Attack Graphs," in *IEEE Transactions on Dependable and Secure Computing*, vol. 9, no. 1, pp. 61-74.

网络横向移动攻击事件

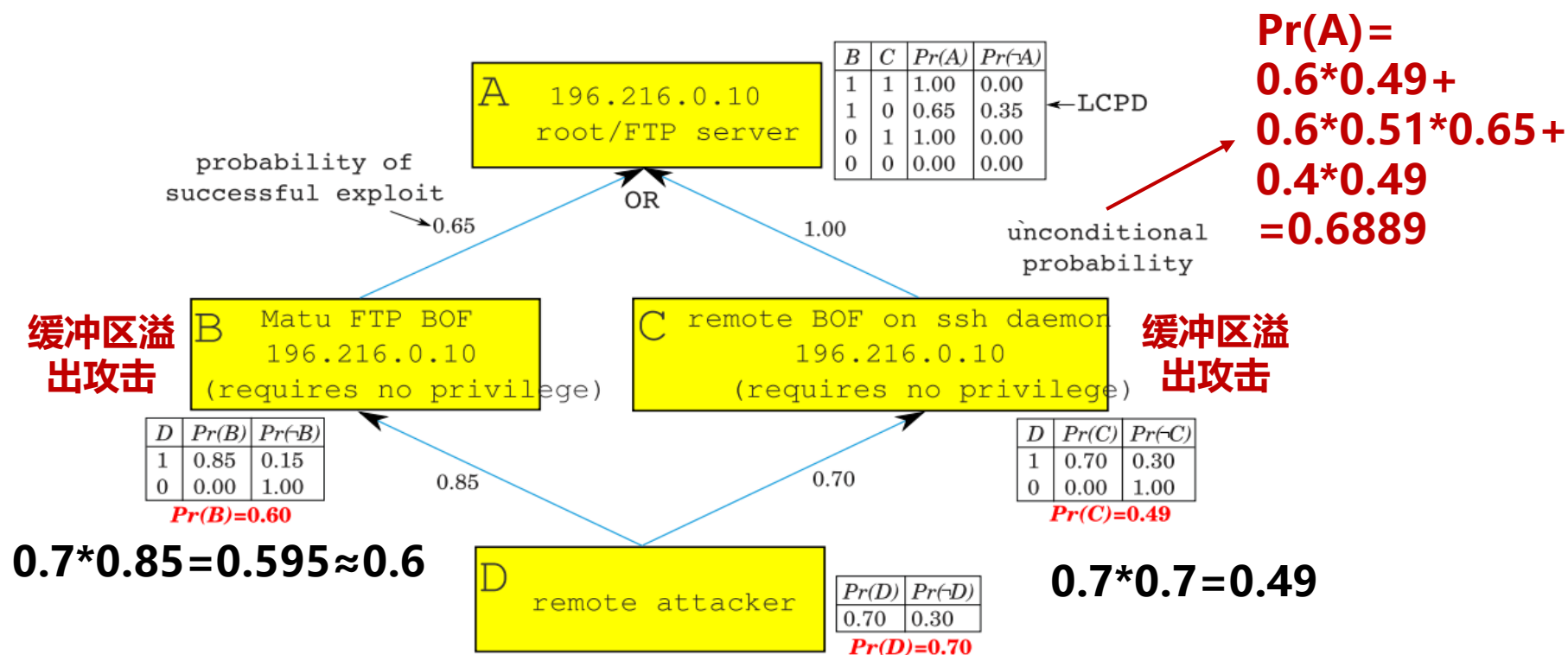


Fig. 3. Simple BAG illustrating probability computations.

N. Poolsappasit, R. Dewri and I. Ray, "Dynamic Security Risk Management Using Bayesian Attack Graphs," in *IEEE Transactions on Dependable and Secure Computing*, vol. 9, no. 1, pp. 61-74.



网络横向移动攻击事件

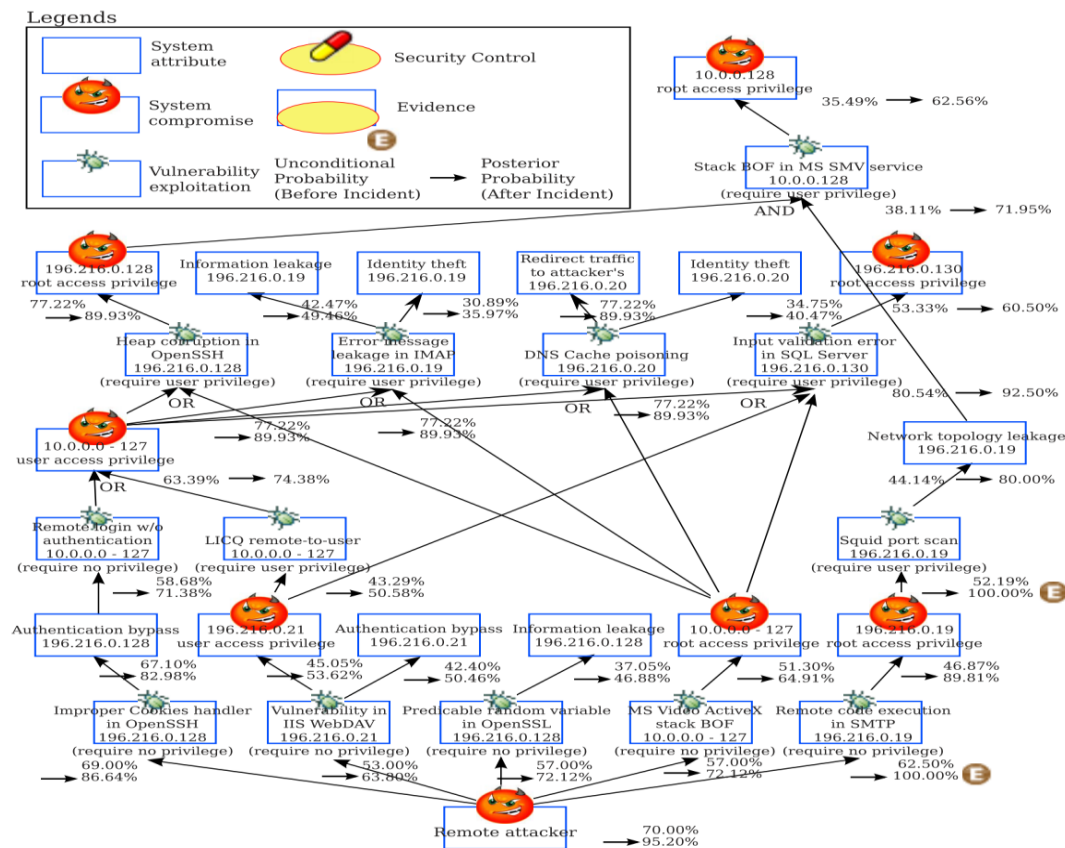


Fig. 2. BAG of test network with unconditional probabilities and posterior probabilities given two attack incidences (marked by ⑤).

N. Poolsappasit, R. Dewri and I. Ray, "Dynamic Security Risk Management Using Bayesian Attack Graphs," in *IEEE Transactions on Dependable and Secure Computing*, vol. 9, no. 1, pp. 61-74.



第一章作业（教材第五版）：

P25: 1、2、3、4

P26: 8、9、10、11、13、14、19

P27: 20、21、29

P28: 33

P29: 35

注：作业不得抄袭；写上姓名、班级、学号和页码（如1/5），9月27日前提交至教学云平台。