

## 第二周 条件概率和独立性

### 2.1 条件概率

同学们好！本周我们学习条件概率、条件概率的计算方法以及独立性概念。

在实际问题中，对于随机事件  $A$ ，除了关心它本身的概率，有时还需要知道在某些附加条件下该事件发生的概率，这些附加条件通常以“某个事件已经发生”的形式给出。这就是已知某事件发生后，事件  $A$  的条件概率。

\*\*\*\*\*

例 2.1.1 考虑恰有两个小孩的全部家庭，并且假定生男、生女是等可能的。若随机地选一个家庭，发现该家庭有一个女孩，问这一家另一个小孩是男孩的概率是多少？

解： 样本空间：{ (男, 男), (男, 女), (女, 男), (女, 女) }，

设事件  $A$  为“其中一个是女孩”，事件  $B$  为“其中一个是男孩”

$$A = \{(\text{男}, \text{女}), (\text{女}, \text{男}), (\text{女}, \text{女})\}$$

$$B = \{(\text{男}, \text{男}), (\text{男}, \text{女}), (\text{女}, \text{男})\}$$

$$AB = \{(\text{男}, \text{女}), (\text{女}, \text{男})\}$$

$$\text{某家庭有一个女孩条件下，另一个小孩是男孩的概率为 } \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{\frac{2}{4}}{\frac{3}{4}} = \frac{2}{3}$$

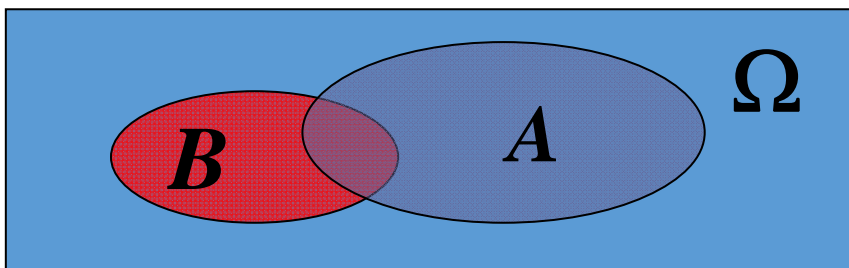
\*\*\*\*\*

### 条件概率的定义

设  $A$ 、 $B$  是两个事件，且  $P(B) > 0$ ，则

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

称为“在事件  $B$  发生条件下，事件  $A$  发生的条件概率”，简称为条件概率。



\*\*\*\*\*

例 2.1.2 某厂有甲、乙、丙三车间生产同一种产品，产量分别占总产量的 60%，30%和 10%。各车间的次品率分别是 2%，5%，6%。试用事件的语言表达如下概率

- (1) 各车间的次品率？
- (2) 若发现一件产品为次品，该次品来自甲车间的概率？

解： 设产品是甲、乙、丙车间所生产分别为事件  $A_1, A_2, A_3$ ，产品是次品为事件  $B$ ，

$$(1) \quad P(B | A_1) = 0.02, \quad P(B | A_2) = 0.05, \quad P(B | A_3) = 0.06$$

$$(2) \quad P(A_1 | B)$$

若发现一件产品为次品，该次品来自甲车间的概率，可表示为以  $B$  为条件， $A_1$  的条件概率表达式。这一概率的值就不是显然的了，要计算这一概率，需要进一步的计算工具。在学习条件概率计算方法之前，对例 2.1.1 我们还想做些引申。

\*\*\*\*\*

对于例 2.1.1，有些同学直觉中的解答可能是  $1/2$ ，因为生男生女等可能，所以无论一个孩子是男是女，另一个孩子是男孩的概率都应该是  $1/2$ 。实际上  $1/2$  是另一个不同问题的正确解答。

\*\*\*\*\*

例 2.1.3 考虑恰有两个小孩的全部家庭，并且假定生男、生女是等可能的。如果从这些家庭中随机地选择一个孩子，并发现她为女孩，问在她家里另一个孩子是男孩的概率是多少？

解： 样本空间：{ 男 g，男 b，女 g，女 b }，

设事件 A 为“这个孩子是女孩”，事件 B 为“这个孩子有一个兄弟”

$A = \{ \text{女 g, 女 b} \}, B = \{ \text{男 b, 女 b} \},$

$AB = \{ \text{女 b} \}.$

$$\text{所求概率为 } P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{2}{4}} = \frac{1}{2}$$

这绝不是一个矫揉造作的例子，而是一个非常值得体会的例子，它说明正确理解概率统计学中“我们的抽样对象到底是什么”的重要性。这个例子也被著名概率学者钟开莱先生在他的《初等概率论》一书所采用。我们的分析也是沿着他书中的思路给出的。下一讲我们学习条件概率有关的几个重要计算公式。

\*\*\*\*\*

## 2.2 条件概率有关条件概率的三个重要计算公式

上一讲中我们引入了条件概率，有了这一概念，我们对事件的表达就有了更丰富的工具。下面我们就希望能够有效地计算条件概率，得到我们想要的概率结果。对于条件概率而言呢，主要有三个计算公式，分别是乘法公式、全概率公式和贝叶斯公式。这三个计算公式的应用贯穿概率论的始终，是非常基本和重要的计算工具。下面我们看第一个乘法公式。

\*\*\*\*\*

乘法公式

(1) 设  $A, B$  是两个事件， $P(B) > 0$ ，则  $P(AB) = P(B)P(A|B)$

$$\text{证明: } P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} \Rightarrow P(AB) = P(B)P(A|B)$$

(2) 设  $A_1, A_2, \dots, A_n$  为  $n$  个事件，且  $P(A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) > 0$ ，则

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

证明： 数学归纳法， 设  $P(A_1 \cdots A_k) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdots P(A_k | A_1 \cdots A_{k-1})$ ,

$$\begin{aligned} P(A_1 \cdots A_{k+1}) &= P(A_1 A_2 \cdots A_k) \cdot P(A_{k+1} | A_1 A_2 \cdots A_k) \\ &= P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdots P(A_{k+1} | A_1 A_2 \cdots A_k). \end{aligned}$$

直接验证：

$$\begin{aligned} &P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_1 A_2) \cdots P(A_n | A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) \\ &= P(A_1) \frac{P(A_1 A_2)}{P(A_1)} \frac{P(A_1 A_2 A_3)}{P(A_1 A_2)} \cdots \frac{P(A_1 A_2 \cdots A_n)}{P(A_1 A_2 \cdots A_{n-1})} \\ &= P(A_1 A_2 \cdots A_n). \end{aligned}$$

\*\*\*\*\*

例 2.2.1 设箱子内有  $a$  个白球，  $b$  个黑球， 在其中不放回地连取 3 次， 问前 2 次取到白球而第 3 次取到黑球的概率。

解： 设事件  $A_i$  表示第  $i$  次抽到白球，

$$\begin{aligned} P(A_1 A_2 \bar{A}_3) &= P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(\bar{A}_3 | A_1 A_2) \\ &= \frac{a}{a+b} \cdot \frac{a-1}{a+b-1} \cdot \frac{b}{a+b-2} \end{aligned}$$

思考： 3 个均为白球， 或抽到 2 黑 1 白， 发生的概率分别是多少？

\*\*\*\*\*

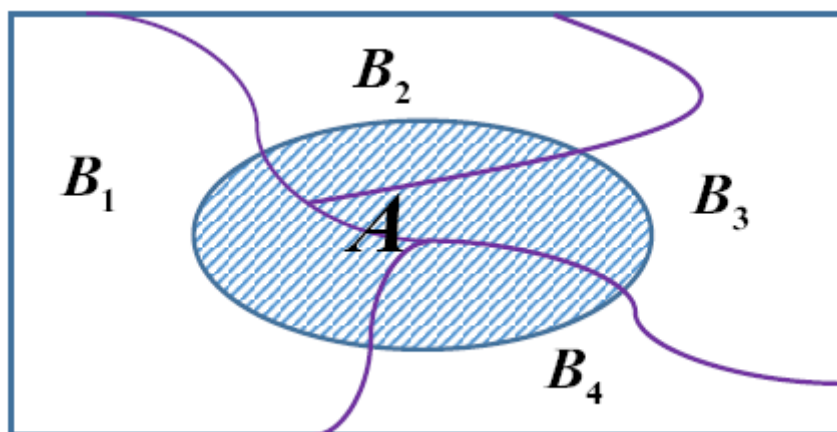
## 2. 全概率公式

设  $B_1, B_2, \cdots, B_n$  是样本空间  $\Omega$  的一个分割， 即  $B_1, B_2, \cdots, B_n$  互不相容，

且  $\bigcup_{i=1}^n B_i = \Omega$ 。 如果  $P(B_i) > 0$  ( $i = 1, 2, \cdots, n$ )，

则对任一事件  $A$ ，有  $P(A) = \sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i)$ 。

我们先用图示进一步明确对样本空间进行“分割”的含义。



$$\begin{aligned}
 P(A) &= P(AB_1) + P(AB_2) + P(AB_3) + P(AB_4) \\
 &= P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) + P(B_3)P(A|B_3) + P(B_4)P(A|B_4)
 \end{aligned}$$

\*\*\*\*\*

## 2. 全概率公式

设  $B_1, B_2, \dots, B_n$  是样本空间  $\Omega$  的一个分割，即  $B_1, B_2, \dots, B_n$  互不相容，

且  $\bigcup_{i=1}^n B_i = \Omega$ 。如果  $P(B_i) > 0$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ )，

则对任一事件  $A$ ，有  $P(A) = \sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i)$ 。

证明：  $P(A) = P(A\Omega) = P(A \cap (B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n))$

$$= P(AB_1 \cup AB_2 \cup \dots \cup AB_n)$$

$$= P(AB_1) + P(AB_2) + \dots + P(AB_n)$$

$$= P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) + \dots + P(B_n)P(A|B_n)$$

\*\*\*\*\*

例 2.2.2 设甲箱中有  $a$  个白球,  $b$  个黑球,  $a > 0, b > 0$ ; 乙箱中有  $c$  个白球,  $d$  个黑球。自甲箱中任取一球放入乙箱, 然后再从乙箱中任取一球。求最后由乙箱取出的是白球的概率。

解: 设事件  $A$  表示最后由乙箱取出的是白球, 事件  $W$  表示从甲箱取出白球,

$$\begin{aligned} P(A) &= P(W)P(A|W) + P(\overline{W})P(A|\overline{W}) \\ &= \frac{a}{a+b} \cdot \frac{c+1}{c+d+1} + \frac{b}{a+b} \cdot \frac{c}{c+d+1} \\ &= \frac{ac+bc+1}{(a+b)(c+d+1)}. \end{aligned}$$

\*\*\*\*\*

例 2.2.3 买彩票, 设  $n$  张彩票中有 1 张奖券, 人们排成一队购买彩票, 求第  $k$  个人购到奖券的概率。

对这一问题, 通过一个直观的分析, 即可得到结果。我们假想一种买彩票的过程, 假设每个人买完彩票后都不离开, 也不查看结果, 而是  $n$  张彩票都卖完后,  $n$  个人同时打开。这一假想过程, 并不影响每个人的中奖可能。而  $n$  个人一起同时打开彩票时, 奖券落在每个位置的机会均等, 所以每个人的中奖概率都是相同的, 均为  $1/n$ 。这样我们就得到了答案。但是现在我们不仅仅满足于得到得数, 而是希望通过事件表达, 运用标准的概率计算工具得到对这一问题的分析和理解, 而这种分析和理解往往是更深刻的, 其方法是更有可能推广而适用于更多问题的。

解 1: 首部分析法 设  $A_k(n)$  为事件 “ $n$  个人买彩票, 第  $k$  个人中奖”, 则

$$\begin{aligned} P(A_k(n)) &= P(A_1(n))P(A_k(n)|A_1(n)) + P(\overline{A_1(n)})P(A_k(n)|\overline{A_1(n)}) \\ &= 0 + \frac{n-1}{n}P(A_{k-1}(n-1)) \\ &= \frac{n-1}{n} \cdot \frac{n-2}{n-1}P(A_{k-2}(n-2)) \end{aligned}$$

$$= \frac{n-1}{n} \frac{n-2}{n-1} \cdots \frac{n-(k-1)}{n-(k-2)} P(A_1(n-(k-1)))$$

$$= \frac{n-1}{n} \frac{n-2}{n-1} \cdots \frac{n-(k-1)}{n-(k-2)} \cdot \frac{1}{n-(k-1)} = \frac{1}{n}.$$

\*\*\*\*\*

例 2.2.3 买彩票，设  $n$  张彩票中有 1 张奖券，人们排成一队购买彩票，求第  $k$  个人购到奖券的概率。

解 2：设事件  $A_i$  表示“第  $i$  个人买到彩票”，则

$$\begin{aligned} P(A_k) &= P(\overline{A_1} \overline{A_2} \cdots \overline{A_{k-1}} A_k) \\ &= P(\overline{A_1}) P(\overline{A_2} | \overline{A_1}) \cdots P(\overline{A_{k-1}} | \overline{A_1} \overline{A_2} \cdots \overline{A_{k-2}}) P(A_k | \overline{A_1} \overline{A_2} \cdots \overline{A_{k-1}}) \\ &= \frac{n-1}{n} \frac{n-2}{n-1} \cdots \frac{n-k+1}{n-k+2} \frac{1}{n-k+1} = \frac{1}{n}. \end{aligned}$$

思考：  $n$  张彩票中有  $m$  张奖券，第  $k$  个人买到奖券的概率是多少？

\*\*\*\*\*

### 3. 贝叶斯 (Bayes) 公式

设  $B_1, B_2, \cdots, B_n$  是样本空间  $\Omega$  的一个分割，即  $B_1, B_2, \cdots, B_n$  互不相容，且  $\bigcup_{i=1}^n B_i = \Omega$ 。

如果  $P(A) > 0$ ， $P(B_i) > 0$  ( $i = 1, 2, \cdots, n$ )，

$$\text{则 } P(B_i | A) = \frac{P(B_i)P(A | B_i)}{\sum_{j=1}^n P(B_j)P(A | B_j)}.$$

$$\text{证明： } P(B_i | A) = \frac{P(AB_i)}{P(A)}$$

$$= \frac{P(B_i)P(A | B_i)}{P(B_1)P(A | B_1) + P(B_2)P(A | B_2) + \cdots + P(B_n)P(A | B_n)}$$

\*\*\*\*\*

例 2.2.4 某考生回答一道有 4 个选项的选择题，设会答该题的概率是  $p$ ，并且会答时一定能答对，若不会答时则在 4 个答案中任选 1 个。求该考生回答正确时他确实会答的概率。

解：设事件  $A$  表示“答对”， $B$  表示“会答”，则

$$\begin{aligned} P(B|A) &= \frac{P(B)P(A|B)}{P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(A|\bar{B})} \\ &= \frac{p \cdot 1}{p \cdot 1 + (1-p) \cdot \frac{1}{4}} \\ &= \frac{4p}{1+3p}. \end{aligned}$$

\*\*\*\*\*

例 2.2.5 一地区某疾病的发病率是 0.0004。现有一种化验方法，对真正患病的人，其化验结果 99% 呈阳性，对未患病者，化验结果 99.9% 呈阴性。求下列两事件的发生概率：

1. 检查结果呈阳性，是否真的患病？
2. 检查结果呈阴性，是否就可以放心地认为自己没有病？

解：设事件  $A$  表示“化验呈阳性”， $B$  表示“患病”，则

检查结果呈阳性，但实际上没有患病（虚惊一场的概率）

$$P(\bar{B}|A) = \frac{P(\bar{B})P(A|\bar{B})}{P(B)P(A|B) + P(\bar{B})P(A|\bar{B})} = \frac{0.9996 \times 0.001}{0.0004 \times 0.99 + 0.9996 \times 0.001} = 0.716$$

检查结果呈阴性，但事实上是患了病的概率（患病但没有查出来的概率）

$$P(B|\bar{A}) = \frac{P(B)P(\bar{A}|B)}{P(B)P(\bar{A}|B) + P(\bar{B})P(\bar{A}|\bar{B})} = \frac{0.0004 \times 0.01}{0.0004 \times 0.01 + 0.9996 \times 0.999} = 4 \times 10^{-6}.$$

\*\*\*\*\*

正确地使用三个公式，要把握好乘法公式和贝叶斯公式中包含的时间因素。乘法



公式按照时间的顺序过程展开， $A_1$  首先发生，然后依次是  $A_2, A_3$  到  $A_n$ 。贝叶斯公式是逆概率公式，它将结果为条件的概率转化为以原因为条件的概率计算。而全概率公式是分情况讨论，而且必须考虑到所有可能，不能有遗漏，所以要求对样本空间进行分割。

\*\*\*\*\*

## 2.3 事件的独立性

### 事件的独立性

事件独立是指互不影响： $P(A|B)=P(A)$        $P(B|A)=P(B)$

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

定义. 对于事件  $A, B$ ，如果  $P(AB)=P(A)P(B)$ ，则称事件  $A, B$  相互独立，

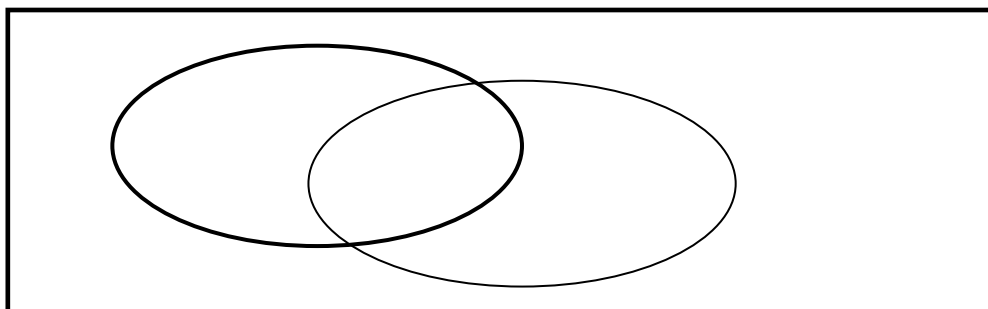
简称  $A$  与  $B$  独立，否则称  $A$  与  $B$  不独立或相关。

\*\*\*\*\*

例 2.3.1 若事件  $A$  和  $B$  独立，则  $A$  与  $\bar{B}$  独立， $\bar{A}$  与  $B$  独立， $\bar{A}$  与  $\bar{B}$  独立。

$$P(A\bar{B}) = P(A) - P(AB) = P(A) - P(A)P(B)$$

$$= P(A)(1 - P(B)) = P(A)P(\bar{B}).$$



利用“事件  $A$  和  $B$  独立，则  $A$  与  $\bar{B}$  独立”的结果：

将  $A$  和  $B$  互换位置，则得到  $\bar{A}$  与  $B$  独立

若  $\bar{A}$  与  $B$  独立，则  $\bar{A}$  与  $\bar{B}$  独立。

\*\*\*\*\*

例 2.3.2 3 人独立破译密码，他们单独能破译的概率分别为  $\frac{1}{5}$ ,  $\frac{1}{3}$ ,  $\frac{1}{4}$ ，试求此密码能被破译出的概率。

解：设事件  $B = \{\text{该密码被破译}\}$ ， $\bar{B} = \{\text{该密码未被破译}\}$ 。

设事件  $A_i = \{\text{第 } i \text{ 个人能破译密码}\} (i=1,2,3)$ ，则  $\bar{B} = \overline{A_1 A_2 A_3}$

$$P(B) = 1 - P(\bar{B}) = 1 - P(\overline{A_1 A_2 A_3}) = 1 - P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(\bar{A}_3)$$

$$= 1 - \left(1 - \frac{1}{5}\right) \times \left(1 - \frac{1}{3}\right) \times \left(1 - \frac{1}{4}\right) = \frac{3}{5}.$$

\*\*\*\*\*

分赌本的例子

这是一个历史上曾经发生过的，一个很出名的问题叫做分赌本问题甲乙两个徒进行一场 9 局 5 胜制的赌博，先赢 5 局者获胜，假设每一局，都能分出胜负甲乙各压本金 100 元获胜方获得全部的 200 元本金那么这个规则非常明确，应该没有任何问题但问题是呢如果当赌博进行到，甲 3 比 1 领先的时候被迫中止了那么这 200 元本金该如何分配

\*\*\*\*\*

多个事件相互独立，三个事件相互独立

$$P(A|BC) = P(A), P(C|A \cup B) = P(C), P(AB|C) = P(AB), \dots$$

三个事件相互独立的定义对于  $A, B, C$  三个事件，如果它们之间两两独立，即：

$$P(AB) = P(A)P(B), P(AC) = P(A)P(C), P(BC) = P(B)P(C),$$

且  $P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$ ，则事件  $A, B, C$  相互独立。

注：  $A, B, C$  两两独立不能保证  $A, B, C$  相互独立。

\*\*\*\*\*

$A, B, C$  两两独立，但  $A, B, C$  不相互独立的例子

例 2.3.3 将一个正四面体，三个面分别涂红色、黄色和蓝色，剩下一个面涂上红、黄、蓝三色。

设事件  $A, B, C$  分别表示“将四面体投掷一次，底面含有红、黄、蓝色”。

$$P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{2}, \quad P(AB) = P(AC) = P(BC) = \frac{1}{4} \Rightarrow A, B, C \text{ 两两独立,}$$

$P(A|BC) = 1 \neq P(A)$  所以事件  $A, B, C$  不是相互独立的

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

\*\*\*\*\*

## 2.4 应用实例

应用实例一．研究生招生是否有性别歧视？

1973 年, 共有 8442 男生, 4321 女生申请加州大学 Berkeley 分校的研究生院。最终男生录取比例大约 44%, 女生录取比例大约 35%。

Science, Vol.187, 398-404, 7 February 1975,  
Sex Bias in Graduate Admissions: Data from Berkeley  
P. J. Bickel, E. A. Hammel, J. W. O'Connell

加州大学 Berkeley 分校 6 个最大专业的研究生入学资料

专业	男 (1198/2691)		女 (557/1835)	
	申请人数	录取百分比	申请人数	录取百分比
A	825	62	108	82
B	560	63	25	68
C	325	37	593	34
D	417	33	375	35
E	191	28	393	24
F	373	6	341	7

## 观察数据

1. A、B 两个专业容易考取。51.5%的男生申请，女生申请率只有 7.25%，
2. 其他四个专业较难考取，90%以上的女生申请这四个专业。

简单的看入学率是不合理的，简单的看各系的录取率同样不全面。更合理的考察应该是加权入学率，即综合考虑到各系的规模和录取率。

专业	A	B	C	D	E	F
申请人数	933	585	918	792	584	714
申请比例	0.21	0.13	0.20	0.18	0.13	0.16
男生录取率	62%	63%	37%	33%	28%	6%
女生录取率	82%	68%	34%	35%	24%	7%

男生的加权平均入学率：

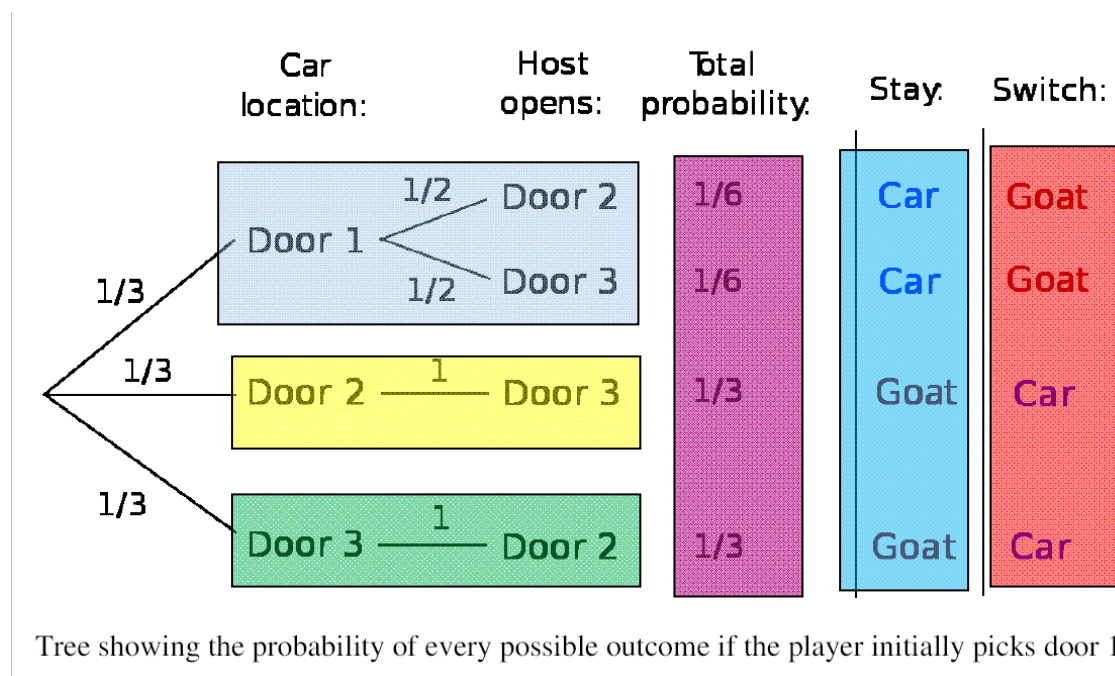
$$0.62 \times 0.21 + 0.63 \times 0.13 + 0.37 \times 0.20 + 0.33 \times 0.18 + 0.28 \times 0.13 + 0.06 \times 0.16 \approx 0.39$$

女生的加权平均入学率：

$$0.82 \times 0.21 + 0.68 \times 0.13 + 0.34 \times 0.20 + 0.35 \times 0.18 + 0.24 \times 0.13 + 0.07 \times 0.16 \approx 0.43$$

\*\*\*\*\*

## 树形分叉图



## 应用实例二. Monty Hall 问题，要不要换门儿？

一个电视游戏节目，主持人在现场准备三扇门，分别编号为 1，2，3，并且事先随

机地在两扇门后各放一只羊，另一扇门后放汽车。节目开始后，主持人让参与互动的 1 名观众任选一门，然后在剩下的两扇门中打开一个有羊的，问此时尚未打开的两扇门中有汽车的概率分别是多少？

利用贝叶斯公式求解：

令  $A_1, A_2, A_3$  分别表示事件“汽车在 1, 2, 3 号门后”。

假设第一次选择了 1 号门， $B$  表示打开的是 2 号门。

要计算  $P(A_1|B)$ ,  $P(A_3|B)$

$$P(A_1) = P(A_2) = P(A_3) = \frac{1}{3}, \quad P(B|A_1) = \frac{1}{2}, \quad P(B|A_2) = 0, \quad P(B|A_3) = 1,$$

根据全概率公式可得

$$P(B) = P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) + P(A_3)P(B|A_3) = \frac{1}{2},$$

$$\text{所以 } P(A_1|B) = \frac{P(A_1)P(B|A_1)}{P(B)} = \frac{1}{3}, \quad P(A_3|B) = \frac{P(A_3)P(B|A_3)}{P(B)} = \frac{2}{3}.$$