

## 第一章、随机事件与概率

### §1.1 随机事件及其概率

- 随机事件：在一定条件下/做一次(随机)试验，可能发生也可能不发生的事件.

- 例1.1. 掷分币/抛(公平)硬币.

$A = \text{“正面朝上” / “正面”}$  ;  $B = \text{“正面朝下” / “反面”}$ .

- 例1.2. 掷两枚分币/抛两枚硬币/抛两次硬币.

$A = \text{“都是正面”}$  ;  $B = \text{“都是反面”}$  ;  $C = \text{“一正一反”}$ .

- 例1.3. 10件同类产品中有8个正品, 2个次品. 任意抽取3个.

$A = \text{“都是正品”}$  ,  $B = \text{“至少一个次品”}$ .

$V = \text{“都是次品”}$  (不可能事件),  $U = \text{“至少一个正品”}$  (必然事件).

- 事件是否发生无法预知,但是其可能性大小可以定量描述.
- 如,抛硬币,“正面”和“反面”的可能性大小相同.
- 又如,抛两枚硬币,  
“都是正面”和“都是背面”的可能性大小相同;  
“一正一反”的可能性比“都是正面”的可能性大.
- 随机事件的概率:**定量描述它发生可能性大小.  
 $A$  的概率记为 $P(A)$ .
- 概率:频率、置信度、公理化定义.

# 概率的客观含义

- 一定条件(记为条件组 $S$ )大量重复实现时,  
事件 $A$ 发生的次数(称为频数)与总试验次数之比:

$$A \text{ 发生的频率} = \frac{A \text{ 的频数}}{\text{总试验次数}}.$$

- 频率为长期经验积累所得的, 趋于稳定值 $p$ , 这是客观事实.
- 例. 抛硬币, “正面朝上”的频率趋于 $1/2$ . (见P3表格).
- 例. 100 个球. 其中黑球50 个, 白球50 个. 任取一个. 则“取到黑球”的频率趋于 $1/2$ . 若条件改为黑球60 个, 白球40 个, 则“取到黑球”的频率趋于0.6.
- 定义1.1. 称上述稳定值 $p$ 为 $A$  (在条件组 $S$  下) 发生的概率,  
记作 $P(A) = p$ .

- 频率具有稳定性的事件称为随机事件, 简称事件.  
其频率的稳定值称为该事件的概率.
- 注: 实际中遇到的事件一般都是随机事件.
- 频率取值于 $[0, 1]$ . 因此 $0 \leq P(A) \leq 1$ .
- 不可能事件 $V$  的概率:  $P(V) = 0$ ;  
必然事件 $U$  的概率:  $P(U) = 1$ .
- 频率是测量值, 是概率的近似值. 不要怀疑概率的存在性.

# 概率的主观含义

- 不能重复或不能大量重复的事件 $A$ , 如何定义其概率?
- 人们根据已有的知识和经验, 对 $A$ 发生可能性给出个人信念,用 $[0, 1]$ 中的数 $q$ 来表示. 可能性大的事件 $A$ 对应较大的数 $q$ ,(单调性).
- 定义1.2. 称上述个人信念 $q$ 为主观概率. 这是主观定义.
- 例. 企业家对产品畅销可能性的预测;  
医生对某特定病人手术成功的预测.
- 主观概率 $q$ : 对事件作了详细考察(与条件组 $S$ 吻合), 充分利用已有经验(与频率吻合, 与稳定值 $p$ 近似).

## §1.2 古典概型

- 某些问题本身具有“对称性”. 可直接计算其概率.
- 这是用**数学模型**求解概率的方法.
- 如. 抛硬币, 认为“正面”和“反面”概率相等(对称性), 故各为0.5.
- 注: “正面”和“反面”的频率之和为1.

例2.1. 盒中5个球, 3白2黑. 从中任取一个. 问: 取到白球的概率?

- 直观看为 $3/5$ .
- 建模: 把5个球编号, 1, 2, 3号为白球, 4, 5号为黑球.
- 分析: 取到每个球的概率相同(对称性). 事件互相排斥. 频率之和为1. 故概率各为 $1/5$ .
- 把3个白球的概率加起来即可. 注: 频率加起来即可.
- 注: 白球的概率与白球的比例吻合.

例2.2. 盒中5个球, 3白2黑. 从中任取两个. 问: 都是白球的概率?

- 注: 这时不能直观得出概率.
- 建模: 把5个球编号, 1—3号为白球, 4—5号为黑球.
- 所有可能结果有  $C_5^2 = 10$  个:  $1+2$   $1+3$   $1+4$   
 $1+5$   $2+3$   $2+4$   $2+5$   $3+4$   $3+5$   $4+5$ .
- 每个结果发生的机会相同, 互斥. 故每个结果的概率为  $1/10$ .
- 其中,  $1+2, 1+3, 2+3$  这3个结果满足“都是白球”, 其他结果则不满足. 故所求为  $3/10$ .

# 等概完备事件组

- 定义2.1 设 $A_1, A_2, \dots, A_n$  为事件, 若

(1)  $A_1, A_2, \dots, A_n$  发生的机会相同(等可能性),

(注: 源于对称性);

(2)  $A_1, A_2, \dots, A_n$  至少有一个发生(完备性),

(注: 所有可能结果, 总频率为1);

(3)  $A_1, A_2, \dots, A_n$  至多有一个发生(互不相容性).

(注: 互相排斥, 频率可加起来).

则称 $A_1, A_2, \dots, A_n$  为等概完备事件组/等概基本事件组.

称每个 $A_i$  为基本事件.

- 如, 例1.1, 抛硬币, 两个基本事件: “正面” 和 “反面” .

- 若  $A_1, A_2, \dots, A_n$  是一个等概基本事件组, 事件  $B$  由其中的  $m$  个基本事件所构成, 则

$$P(B) = \frac{m}{n}. \quad (2.1)$$

- 古典概型:** 用等概基本事件组和(2.1)来计算事件的概率.
- 注: 建模, 不重不漏地算出  $n$  与  $m$ .

例2.2(续). 5个球, 3白2黑. 从中任取两个. 问: 都是白球的概率?

- 共有 $n = C_5^2 = 10$  种不同取法, 每种取法对应一个基本事件.
- 其中, 满足“都是白球”的基本事件有 $m = C_3^2 = 3$  个.
- 故所求为 $m/n = 3/10$ .
- 误解: 三个基本事件: “两白”, “两黑”, “一黑一白”.
- 解决: 建模时务必将所有对象(即, 球)编号并加以区分.

例2.3. 100件产品, 有5件次品. 任取50件. 求: “无次品”的概率.

- 共有  $n = C_{100}^{50}$  个结果, 每个结果对应一个基本事件.
- 符合事件  $B$  = “无次品”的基本事件: 从95个正品中取出50件. 故  $m = C_{95}^{50}$ .
- 故所求为

$$\begin{aligned}P(B) &= \frac{C_{95}^{50}}{C_{100}^{50}} = \frac{95!/(50!45!)}{100!/(50!50!)} \\&= \frac{50!/45!}{100!/95!} = \frac{50 \cdot 49 \cdot 48 \cdot 47 \cdot 46}{100 \cdot 99 \cdot 98 \cdot 97 \cdot 96} \\&= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{47}{99} \cdot \frac{46}{97} = \frac{1081}{38412} \approx 2.8\%.\end{aligned}$$

例2.4. 100件产品, 有5件次品. 任取50件.

记 $A$  = “恰好有2件次品”. 求:  $P(A)$ .

- $n = C_{100}^{50}$ .

- 符合事件 $A$ 的基本事件: 从5个次品中任取2个, 从95个正品中任取48个. 故 $m = C_5^2 C_{95}^{48}$ .
- 故所求为

$$P(A) = \frac{C_5^2 C_{95}^{48}}{C_{100}^{50}} = \frac{\frac{5!}{2!3!} \cdot \frac{95!}{47!48!}}{\frac{100!}{50!50!}} \approx 0.32.$$

# 总结: 不放回抽样

例2.5. 设一批产品共 $N$ 个, 其中次品共 $M$ 个. 从中任取 $n$ 个. 问:  
恰好出现 $m$ 个次品的概率?

- 其中,  $0 \leq m \leq n$ ,  $m \leq M$ ,  $n - m \leq N - M$ .
- 所求为

$$P(\text{恰好出现 } m \text{ 个次品}) = \frac{C_{N-M}^{n-m} C_M^m}{C_N^n}. \quad (2.2)$$

- 当 $k < 0$  或 $k > n$  时, 约定 $C_n^k = 0$ .

定理2.1. 设有  $N$  个对象, 分成  $k$  类, 其中第  $i$  类有  $N_i$  个.

其中,  $N_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, k$ ; 且  $N_1 + N_2 + \dots + N_k = N$ .

从这  $N$  个对象中任取  $n$  个. 记

$$A = \text{“恰有 } m_i \text{ 个属于第 } i \text{ 类, } i = 1, \dots, k \text{ ”}.$$

其中,  $0 \leq m_i \leq N_i, i = 1, 2, \dots, k$ ; 且  $n = m_1 + m_2 + \dots + m_k$ .

则

$$P(A) = \frac{C_{N_1}^{m_1} C_{N_2}^{m_2} \cdots C_{N_k}^{m_k}}{C_N^n}. \quad (2.3)$$

## §1.3 事件的运算及概率的加法公式 &

## §1.4 集合与事件、概率的公理化定义

- 定义4.1. 集合是若干不同的元素的全体.
- 集合的符号:  $A, B, C, \dots$ , 元素的符号:  $a, b, c, \dots$ .
- $a \in A$ : 元素  $a$  属于集合  $A$ ;
- $a \notin A$ : 元素  $a$  不属于集合  $A$ .
- 空集,  $\emptyset$ : 不含任何元素.
- 例4.1. 全体正整数的集合,  $\{1, 2, 3, \dots\}$ .
- 例4.2. 不大于10的正整数的集合,  $\{1, 2, \dots, 10\}$ .
- 例4.5. 红、黄、白三个球, 有放回地抽取三次的(所有)结果组成的集合, 共有  $3^3 = 27$  个元素.

# 集合的关系

- **包含/包含于**:  $A$  的元素都是  $B$  的元素(即,  $a \in A \implies a \in B$ ),  
记为  $A \subseteq B$  (称为  $A$  包含于  $B$ ) 或  $B \supseteq A$  (称为  $B$  包含  $A$ ). 也称  $A$  是  $B$  的子集.
- 例4.3.  $\mathbb{R}$ : 实数集.  $\mathbb{R}^2 = \{(x, y) : x, y \in \mathbb{R}\}$ . 二维单位圆,  
 $A = \{(x, y) : x, y \in \mathbb{R}; x^2 + y^2 < 1\}$  (开),  
 $B = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : x^2 + y^2 \leq 1\}$  (闭). 则  $A \subseteq B \subseteq \mathbb{R}^2$ .
- **相等**:  $A$  的元素与  $B$  的元素完全相同, 记作  $A = B$ .
- $A = B \iff A \subseteq B$  且  $B \supseteq A$ .

# 集合的运算

- **并集**,  $A \cup B$ : 所有“属于  $A$  或属于  $B$ ”的元素组成.
- **交集**,  $A \cap B$ ,  $AB$ : 所有“属于  $A$  且属于  $B$ ”的元素组成.
- 若只讨论某非空集合  $\Omega$  的子集之间的关系, 则称  $\Omega$  为**全集**.  
 $A$  的**余集/补集**:  $A^c = \{x \in \Omega : x \notin A\}$ . 注:  $(A^c)^c = A$ .
- **差集**:  $A \setminus B := A \cap B^c$ . 例,  $A^c = \Omega \setminus A$ . (注: 维恩图).
- 交换律:  $A \cup B = B \cup A$ ,  $A \cap B = B \cap A$ .
- 结合律:  $(A \cup B) \cup C = A \cup (B \cup C)$ , 交集类似.
- 分配律:  $A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C)$ ,  $\cap$  与  $\cup$  可互换.
- 对偶律:  $(A \cup B)^c = A^c \cap B^c$ ,  $(A \cap B)^c = A^c \cup B^c$ .
- $A \cup A = A$ ,  $A \cup A^c = \Omega$ ,  $A \cup \Omega = \Omega$ ,  $A \cup \emptyset = A$ .
- $A \cap A = A$ ,  $A \cap A^c = \emptyset$ ,  $A \cap \Omega = A$ ,  $A \cap \emptyset = \emptyset$ .

- (可列)无穷个集合的并集和交集. 设 $A_1, A_2, \dots$  是一列集合.
- 并集,  $\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k, A_1 \cup A_2 \cup \dots$ :  
 $a$  属于 $A_1, A_2, \dots$  中的至少一个; 存在  $k$  使得 $a$  属于 $A_k$ .

$$\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k := \{a : \exists k \in \{1, 2, \dots\} \text{ 使得 } a \in A_k\}.$$

- 交集:  $\bigcap_{k=1}^{\infty} A_k, A_1 \cap A_2 \cap \dots, A_1 A_2 \dots$ :  
 $a$  属于所有的  $A_1, A_2, \dots$ ;  $a$  属于任意一个 $A_k$ .

$$\bigcap_{k=1}^{\infty} A_k := \{a : a \in A_k, \forall k \in \{1, 2, \dots\}\}.$$

- 例,  $\bigcup_{k=1}^{\infty} [\frac{1}{k}, 1] = (0, 1], \bigcap_{k=1}^{\infty} (-\frac{1}{k}, \frac{1}{k}) = \{0\}$ .

# 事件与集合

- 条件组  $S$  下(即, 某个随机试验中)所有可能不同结果的集合记作  $\Omega$  (视为全集). 事件则对应于  $\Omega$  的子集.
- $\Omega$  是必然事件,  $\emptyset$  是不可能事件.
- $\omega \in A$ : ( $\omega$  使得)  $A$  发生.
- 事件的关系与运算: 包含/包含于, 相等, 交事件, 并事件, …
- 对立事件/补事件,  $A^c$ , 也记为  $\bar{A}$ . 含义:  $A$  不发生.
- 差事件,  $A \setminus B$ . 含义: 事件  $A$  发生但事件  $B$  不发生.
- $A, B$  互不相容/不相交/互斥:  $A \cap B = \emptyset$ .  
含义: 不能同时发生. (注:  $A \subseteq B^c$ ,  $B \subseteq A^c$ .)
- 多个事件互不相容: 两两互不相容. 例, 基本事件互不相容.

## 例4.6. 抛两枚硬币.

- $A = \text{“两个都是正面”}$ ,  $B = \text{“恰好一个正面”}$ ,  
 $C = \text{“至少一个正面”}$ ,  $D = \text{“一正一反”}$ .
- 则

$$A \subseteq C, \quad B = D \subseteq C, \quad \text{因此 } AC = A, \quad BC = B.$$
$$A \cup B = C, \quad AB = \emptyset.$$

- 数学语言: 用H(Head) 表示正面, T(Tail)表示反面.  
譬如, HT: 第一枚硬币正面朝上, 第二枚硬币反面朝上. 则

$$\Omega = \{\text{HH}, \text{HT}, \text{TH}, \text{TT}\}, \quad A = \{\text{HH}\},$$
$$B = D = \{\text{HT}, \text{TH}\}, \quad C = \{\text{HT}, \text{TH}, \text{HH}\}.$$

### 例3.2 一射手向某目标连续射击.

- $A_1$  = “第一次射击, 命中”,
- $A_k$  = “前  $k - 1$  次射击都未中, 第  $k$  次射击命中”,  
其中,  $k = 2, 3, \dots$
- 则  $A_1, A_2, \dots$  互不相容, 且  $\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k$  = “终于命中” .
- 数学语言: 用 H(Head) 表示 “命中”, T(Tail) 表示 “未中”.  
譬如, **HTH**…: 第一次命中, 第二次未中, 第三次命中, …

$\Omega$  = 所有无穷长的H-T字符串,

$A_1$  = 所有形如 H \* \* \* 的字符串,

$A_2$  = 所有形如 TH \* \* \* 的字符串, …

$$\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k = \Omega \setminus \{TT \cdots T \cdots\}.$$

# 概率的公理化定义

- 频率的稳定值是直观的/易接受, 主观概率不易被接受.  
二者的数学严密性不足.
- 柯尔莫戈罗夫(Kolmogorov A. N., 1903-1987), 1933年:  
用集合论、测度论严格定义概率, 需要作公理化假设.
- 设 $\Omega$  为一个非空集合(全集), 称为基本事件空间/样本空间.
- 设 $\mathcal{F}$  是 $\Omega$ 的一些子集(事件)组成的集合. 若
  - (1)  $\Omega \in \mathcal{F}$ ;
  - (2) 若 $A \in \mathcal{F}$ , 则 $A^c = \Omega \setminus A \in \mathcal{F}$ ;
  - (3) 若 $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$ , 则 $\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \in \mathcal{F}$ ,则称 $\mathcal{F}$  为 $\sigma$  代数.
- $\mathcal{F}$  中的元素是事件, 有限个或可列个集合的运算封闭.
- 例, 若 $\Omega$  为有限集或可数集, 则通常 $\mathcal{F} = \text{“所有子集”}$ .

- 设  $P = P(\cdot)$  是  $\mathcal{F}$  上的函数, 若

$$(1) \quad P(A) \geq 0, \forall A \in \mathcal{F}, \tag{4.17}$$

$$(2) \quad P(\Omega) = 1; \tag{4.18}$$

(3) 完全可加性: 若  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$ , 且它们两两不相交, 则

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n). \tag{4.19}$$

则称  $P$  为概率测度, 简称概率.

- 赋有  $\mathcal{F}, P$  的  $\Omega$  叫做概率空间.
- 注: 完全可加性/可列可加性, 由经验/理性得出.
- 注: 有些情况下, 无法在  $\Omega$  的所有子集上合理定义概率.
- 注: 以下, 所有的事件均假设在  $\mathcal{F}$  中.

# 概率的性质

1  $P(\emptyset) = 0.$

2 有限可加性: 若  $A_1, \dots, A_n$  两两不相交, 则

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) = \sum_{i=1}^n P(A_i). \quad (4.20)$$

3  $P(A^c) = 1 - P(A).$  (注: 可利用  $P(A^c)$  计算/估算  $P(A)$ ).

4 若  $A \subseteq B$ , 则  $P(A) \leq P(B)$  且  $P(B \setminus A) = P(B) - P(A).$

5 极限事件的概率: 设  $A_1 \subseteq A_2 \subseteq \dots, B_1 \supseteq B_2 \supseteq \dots$ , 则

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n), \quad P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} B_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n).$$

例(若当公式).

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB). \quad (3.6)$$

- 证:  $A$  与  $B \setminus A$  互不相交, 且并集为  $A \cup B$ . 故

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B \setminus A). \quad (3.7)$$

- 类似地,  $P(B) = P(B \setminus A) + P(AB)$ . 将 $\star$  代入上式即可.
- 若当公式: 对任意  $n \geq 2$ ,  $P(\bigcup_{k=1}^n A_k) = \sum_k P(A_k) - \sum_{k < i} P(A_k A_i) + \sum_{k < i < j} P(A_k A_i A_j) + \cdots$ .

例3.1. 袋中有红、黄、白球各一个. 每次任取一个, 有放回地抽取三次. 记 $A$  = “抽到的三个球中没有红球或没有黄球”. 求 $P(A)$ .

- 解: 记 $G$  = “三个球都不是红球”,  $H$  = “三个球都不是黄球”. 则 $A = G \cup H$ . (注:  $G$  和 $H$  不是互不相容).
- $P(G) = \frac{2^3}{3^3} = \frac{8}{27}$ . 同理,  $P(H) = \frac{8}{27}$ .
- $GH$  = “三个球都是白球”, 故 $P(GH) = \frac{1^3}{3^3} = \frac{1}{27}$ .
- 根据若当公式, 所求为

$$P(G \cup H) = P(G) + P(H) - P(GH) = \frac{15}{27} = \frac{5}{9}.$$

## §1.5 条件概率、乘法公式、独立性

- 在条件  $S$  下/在某随机试验中, 事件  $B$  的概率记为  $P(B)$ .
- 在条件  $S$  的基础上, 再附加/追加 条件  $A$ .
- 讨论在附加 条件  $A$  之后, 事件  $B$  的概率, 记为  $P(B|A)$ .
- 称  $P(B|A)$  为 条件 概率.

例5.1. 16个球, 6个玻璃球(2红4蓝), 10个木球(3红7蓝).

从16个球中任取一个.

- $A = \text{“取到蓝球”}$ ,

$$P(A) = \frac{11}{16}.$$

- $B = \text{“取到玻璃球”}$ ,

$$P(B) = \frac{6}{16}.$$

- 现随机取出一球, 看出是蓝球. 问: 该球是玻璃球的概率?

- 在已知事件A发生的(附加前提)条件下, 事件B发生的概率, 记为 $P(B|A)$ .

- 继承古典概型的对称性,

	玻璃	木质	
红	2	3	5
蓝	4	7	11
	6	10	16

$$P(B|A) = \frac{4}{11} = \frac{4/16}{11/16} = \frac{P(AB)}{P(A)} \approx \frac{AB \text{的频数}}{A \text{的频数}}.$$

- 古典概型：设条件组  $S$  下，有  $n$  个基本事件， $A$  由其中  $m$  个组成，( $B$  由其中  $l$  个组成)， $AB$  由其中  $k$  个组成。则

$$P(B|A) = \frac{\text{在 } A \text{ 发生的前提下 } B \text{ 中包含的基本事件数}}{\text{在 } A \text{ 发生的前提下的基本事件总数}}$$
$$= \frac{k}{m} = \frac{k/n}{m/n} = \frac{P(AB)}{P(A)}.$$

- 定义5.1. 设  $P(A) \neq 0$ . 则

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}. \quad (5.1)$$

为已知  $A$  发生的前提下， $B$  发生的(条件)概率。

例5.2. 5个乒乓球, 3新2旧. 每次取一个, 无放回取两次.

$A$ =“第一次取到新球” ;  $B$ =“第二次取到新球” .

求:  $P(A)$ ,  $P(B)$ ,  $P(B|A)$ .

- 建模: 把5个球编号, 1—3 为新球, 4—5 为旧球.
- $P(A) = \frac{3 \cdot 4}{5 \cdot 4} = \frac{3}{5}$ ,  $P(AB) = \frac{3 \cdot 2}{5 \cdot 4} = \frac{3}{5} \cdot \frac{1}{2}$ . 故  $P(B|A) = \frac{1}{2}$ .
- 直观: 若  $A$  发生, 则还剩2新2旧(追加条件后, 产生新的随机试验). 于是第二次取到新球的概率为  $\frac{2}{4} = \frac{1}{2}$ , 即  $P(B|A) = \frac{1}{2}$ .
- $P(B)$ :  $(i, j)$  表示第一次取到  $i$  号球, 第二次取到  $j$  号球.  
 $B = \{(i, j) : i \leq 5, j \leq 3, i \neq j\}$ , 含  $3 \times 4$  个基本事件.  
故  $P(B) = \frac{3 \cdot 4}{5 \cdot 4} = \frac{3}{5}$ .
- 抽签是公平的:  $A = \{(i, j) : i \leq 3, j \leq 5, i \neq j\}$ .

# 乘法公式

- 条件概率的定义:

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}. \quad (5.1)$$

- 乘法公式: 将(5.1)改写为

$$P(AB) = P(A)P(B|A). \quad (5.1')$$

- 注: 以上两个公式的应用.

(5.1): 已知 $P(A)$  和 $P(AB)$ , 求 $P(B|A)$ .

(5.1'): 已知 $P(A)$  和 $P(B|A)$  (在新的随机试验直接得到),  
求 $P(AB)$ .

# 独立性

例5.3. 5个乒乓球, 3新2旧, 每次取1个, **有放回**取2次.

- $A$  = “第一次取到新球” .  
 $B$  = “第二次取到新球”
- 直观:  $B$  的(条件)概率与  $A$  是否发生**无关**.
- 数学表达:

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

# 两个事件相互独立

- 定义5.2. 若下式成立, 则称 $A, B$  (相互)独立.

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

- 定义中不要求 $P(A) > 0$  或 $P(B) > 0$ .
- 在 $P(A) > 0$  (或,  $P(B) \neq 0$ ) 时, 独立等价于

$$P(B|A) = P(B), \quad (\text{或}, P(A|B) = P(A)).$$

即, 条件概率等于无条件的原始概率.

- 独立性的直观解释:

$A$  是否发生不影响 $B$  的发生概率;

$B$  是否发生不影响 $A$  的发生概率.

定理5.1. 在四对事件  $A, B$ ;  $A, \bar{B}$ ;  $\bar{A}, B$ ;  $\bar{A}, \bar{B}$  中, 若有一对相互独立, 则另外三对也相互独立.

- 即, 这四对事件或者都相互独立, 或者都不相互独立.
- 证:  $A, B$  独立  $\implies A, \bar{B}$ , 这是因为

$$\begin{aligned} P(A\bar{B}) &= P(A) - P(AB) = P(A) - P(A)P(B) \\ &= P(A)[1 - P(B)] = P(A)P(\bar{B}). \end{aligned}$$

- 类似地,  $\bar{A}, B$  独立.  
或, 进一步,  $A, B$  独立 /  $B, A$  独立  $\implies B, \bar{A}$  独立 /  $\bar{A}, B$  独立.
- 再进一步,  $\bar{A}, B$  独立  $\implies \bar{A}, \bar{B}$  独立.
- 由  $A = \bar{A}^c$  知, 命题成立.

例5.4. 甲、乙同时向一敌机炮击. 甲击中概率0.6; 乙击中概率0.5.  
求: 敌机被击中的概率.

- 注: 独立性作为(默认且合理的)假设.
- 解:  $A$  = “甲击中”,  $B$  = “乙击中”;  $C$  = “敌机被击中”.
- $P(C) = P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$ . (若当公式).
- $P(AB) = P(A) \times P(B) = 0.6 \times 0.5 = 0.3$ ,  
故  $P(C) = 0.6 + 0.5 - 0.3 = 0.8$ .
- 另解:  $\bar{C} = \overline{A \cup B} = \bar{A} \cap \bar{B}$ , (对偶律).  
故  $P(\bar{C}) = P(\bar{A} \cap \bar{B}) = P(\bar{A})P(\bar{B}) = (1 - 0.6)(1 - 0.5) = 0.2$ .  
从而  $P(C) = 1 - P(\bar{C}) = 0.8$ .
- 注: 两种方法将“并事件”的概率转化为“交事件”的概率.

# 多个事件相互独立

- 定义5.3. 若以下4个等式均成立, 则称 $A, B, C$  相互独立.

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

$$P(AC) = P(A)P(C),$$

$$P(BC) = P(B)P(C),$$

$$P(ABC) = P(A)P(B)P(C).$$

(5.3)

- 定义5.4. 若对任意满足 $2 \leq k \leq n$  的整数 $k$ , 以及从 $1, 2, \dots, n$  中任意取出的 $k$  个不同的 $i_1, i_2, \dots, i_k$ ,

$$P(A_{i_1}A_{i_2}\dots A_{i_k}) = P(A_{i_1})P(A_{i_2})\dots P(A_{i_k}), \quad (5.4)$$

则称 $A_1, A_2, \dots, A_n$  (相互)独立.

- 必要但非充分的要求:

$$P(A_1A_2\dots A_n) = P(A_1)P(A_2)\dots P(A_n).$$

例5.5. 某型号高射炮单发击中敌机的概率为0.6. 若干门同时发射单发, 欲以99%概率击中敌机. 问: 至少需要多少门高射炮?

- 注: 独立性作为(默认且合理的)假设.
- 解: 设需要 $n$ 门,  $A_i = \text{“第 } i \text{ 门高炮击中敌机”}$ .
- $A = \text{“敌机被击中”}$ .  $A = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n$ . 则

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = 1 - P(\bar{A}_1 \cap \bar{A}_2 \cap \dots \cap \bar{A}_n) \\ &= 1 - P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2) \dots P(\bar{A}_n) \quad (\text{独立性}) \\ &= 1 - (1 - 0.6)^n = 1 - 0.4^n. \end{aligned}$$

- 目标是 $1 - 0.4^n \geq 0.99$ . 即

$$n \geq \frac{\ln 0.01}{\ln 0.4} \approx 5.026.$$

- 因此, 至少需要6门高射炮.

例5.6(反例). 均匀正四面体, 四面分别涂成(1)红色、(2)黄色、(3)蓝色、(4)红黄蓝混杂. 投掷一次, 考察底面出现的颜色. 记

$A$  = “红色出现”,  $B$  = “黄色出现”,  $C$  = “蓝色出现”. 试分析  $A, B, C$  之间的独立性.

- 基本事件:  $A_i$  = “第  $i$  面在底面”,  $i = 1, 2, 3, 4$ .
- $A = A_1 \cup A_4$ ,  $B = A_2 \cup A_4$ ,  $C = A_3 \cup A_4$ .
- $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{2}$ .
- $AB = AC = BC = A_4$ ,  $P(AB) = P(AC) = P(BC) = \frac{1}{4}$ .  
故,  $A, B$ ;  $A, C$ ;  $B, C$  这三对都是相互独立的.
- 若  $A_1, \dots, A_n$  中的任意两个相互独立, 则称它们两两独立.
- $ABC = A_4$ ,  $P(ABC) = \frac{1}{4} \neq P(A)P(B)P(C)$ .  
故,  $A, B, C$  不是相互独立的.
- 注: 本例中的  $A, B, C$  两两独立, 但不是相互独立的.

## §1.6 全概公式与逆概公式

例6.1. 5个乒乓球, 3新2旧. 无放回取两次.

求: 第二次取到新球的概率.

- 注: 抽取是公平的(参见例5.2), 所求为 $\frac{3}{5}$ .
- 另解:  $A = \text{“第一次取到新球”}$ ,  $B = \text{“第二次取到新球”}$ .

$$B = BA \cup B\bar{A}, \tag{6.1}$$

$$\begin{aligned} \text{故, } P(B) &= P(BA) + P(B\bar{A}) \\ &= P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A}) \quad (\text{乘法公式}) \\ &= \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{4} + \frac{2}{5} \cdot \frac{3}{4} = \frac{3}{5}. \end{aligned}$$

- 注: (6.1)将复杂的事件(情况)分解为简单的事件(情况).

定理6.1(全概公式). 设  $A_1, A_2, \dots, A_n$  满足:

- (1)  $A_1, A_2, \dots, A_n$  互不相容, 且  $P(A_i) > 0$ , ( $i = 1, 2, \dots, n$ ).
- (2) 完备性:  $A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n = \Omega$ ,

则对任一事件  $B$ ,

$$P(B) = \sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i). \quad (6.2)$$

- 注: 称  $A_1, \dots, A_n$  为完备事件组, 它们是  $\Omega$  的划分/分割.
- 证:  $B = BA_1 \cup BA_2 \cup \dots \cup BA_n$ , 故

$$\begin{aligned} P(B) &= P(BA_1) + \dots + P(BA_n) \\ &= P(A_1)P(B|A_1) + \dots + P(A_n)P(B|A_n). \end{aligned}$$

- 注: 完备事件组还可以包含可列个事件.
- 应用时的**关键点**: 找出完备事件组.

例6.2. 甲、乙、丙三人射击敌机. 击中概率:

甲: 0.4, 乙: 0.5, 丙: 0.7.

若只有一人击中, 敌机坠毁概率:

只有一人击中: 0.2, 恰好二人击中: 0.6, 三人全中: 1.

求: 敌机坠毁概率.

- 解: 记 $B$  = “飞机坠毁”,  $A_0$  = “三人都不中”,  
 $A_1$ ,  $A_2$ ,  $A_3$  按颜色如上定义.
- $A_0, A_1, A_2, A_3$  构成完备事件组.  
且  $P(B|A_0) = 0$ ,  $P(B|A_1) = 0.2$ ,  $P(B|A_2) = 0.6$ ,  $P(B|A_3) = 1$ .
- 记 $H_1$  = “甲中”,  $H_2$  = “乙中”,  $H_3$  = “丙中”. 则

$$P(A_0) = P(H_1^c H_2^c H_3^c) = (1 - 0.4)(1 - 0.5)(1 - 0.7) = 0.09.$$

- 类似地,

$$\begin{aligned}P(A_1) &= P(\textcolor{red}{H_1} H_2^c H_3^c) + P(H_1^c \textcolor{red}{H_2} H_3^c) + P(H_1^c H_2^c \textcolor{red}{H_3}) \\&= \textcolor{red}{0.4}(1 - 0.5)(1 - 0.7) + * * * + * * * = 0.36.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}P(A_2) &= P(H_1^c \textcolor{red}{H_2} H_3) + P(H_1 H_2^c H_3) + P(H_1 H_2 H_3^c) \\&= (1 - 0.4)\textcolor{red}{0.5} \times \textcolor{red}{0.7} + * * * + * * * = 0.41.\end{aligned}$$

$$P(A_3) = P(H_1 H_2 H_3) = 0.4 \times 0.5 \times 0.7 = 0.14.$$

- 所求为

$$\begin{aligned}P(B) &= \sum_{i=0}^3 P(A_i)P(B|A_i) \\&= 0.09 \times 0 + 0.36 \times 0.2 + 0.41 \times 0.6 + 0.14 \times 1 = 0.458.\end{aligned}$$

例6.3(赌徒输光问题). 设甲有赌本 $M$ 元, 乙有赌本 $N$ 元. 每一局输赢为1元, 没有和局. 每局甲胜概率为 $p$ . 求: “甲输光”的概率.

- 其中,  $M, N$  是正整数,  $0 < p < 1$ .
- 解: 记 $L = M + N$ , 则 $L \geq 2$ .
- 若 $L = 2$ , 即 $M = N = 1$ , 则所求为 $1 - p$ . 下设 $L \geq 3$ .
- 扩充问题: 若甲、乙共有赌本 $L$ 元, 甲有赌本 $i$ 元, 乙有赌本 $L - i$ 元, 则甲输光的概率 $p_i$ 是多少? (原问题所求为 $p_M$ .)
- 固定 $L$ . *i* 为模型参数, 初始假设条件,  $0 \leq i \leq L$ .
- 记 $A_i =$ 在参数为 $i$  的模型中“甲最后输光”这一事件.  
 $B =$ “甲赢了第一局”. (任意参数*i* 的模型均适用.)
- $p_i = P(A_i)$ .  $p_0 = 1$ ,  $p_L = 0$ , (边界条件). 直观:  $p_i \searrow$ .

- 首步(首局)分析法:

当 $1 \leq i \leq L - 1$  时, 在参数为  $i$  的模型中, 由全概公式,

$$\begin{aligned} p_i &= P(B)P(A_i|B) + P(\bar{B})P(A_i|\bar{B}) \\ &= p \cdot p_{i+1} + q \cdot p_{i-1}. \quad (q = 1 - p.) \end{aligned} \quad (6.3)$$

边界条件:  $p_0 = 1$ ,  $p_L = 0$ .

- 将  $p_i$  改写为  $p \cdot p_i + q \cdot p_i$ . 推出

$$\begin{aligned} p(p_i - p_{i+1}) &= q(p_{i-1} - p_i). \quad (\text{记 } \delta_i = p_i - p_{i+1}. ) \\ \delta_i &= \frac{q}{p} \delta_{i-1} = r^2 \delta_{i-2} = \cdots = r^i \delta_0. \quad (\text{记 } r = \frac{q}{p}. ) \\ p_0 - p_{i+1} &= \sum_{k=0}^i \delta_k = \sum_{k=0}^i r^k \delta_0. \end{aligned} \quad (6.4)$$

- $p_0 - p_i = \sum_{k=0}^{i-1} r^k \delta_0$ ,  $\delta_i = p_i - p_{i+1}$ ,  $r = \frac{q}{p}$ ,  $q = 1 - p$ .

边界条件:  $p_0 = 1$ ,  $p_L = 0$ .

- $p = \frac{1}{2}$ :

$$p_0 - p_i = i\delta_0 \Rightarrow p_0 - p_L = L\delta_0 \Rightarrow \delta_0 = \frac{1}{L} \Rightarrow p_i = 1 - \frac{i}{L}.$$

- $p \neq \frac{1}{2}$ :

$$\begin{aligned} p_0 - p_i &= \frac{1 - r^i}{1 - r} \delta_0 \Rightarrow p_0 - p_L = \frac{1 - r^L}{1 - r} \delta_0 \Rightarrow \delta_0 = \frac{1 - r}{1 - r^L} \\ \Rightarrow p_i &= 1 - \frac{1 - r^i}{1 - r} \cdot \frac{1 - r}{1 - r^L} = 1 - \frac{1 - r^i}{1 - r^L} = \frac{r^i - r^L}{1 - r^L}. \end{aligned}$$

- 甲输光的概率:  $L = M + N$ ,  $i = M$ .

$$p_M = \begin{cases} \frac{N}{M+N}, & p = \frac{1}{2}. \\ \frac{r^M - r^{M+N}}{1 - r^{M+N}}, & p \neq \frac{1}{2}. \end{cases}$$

## 例6.4. 敏感问题的调查.

- 在问卷调查时, 某些敏感问题会遭到拒绝回答或谎报. 如, 调查运动员 “是否曾服用过兴奋剂” .
- 解决办法: 增设无害问题. 如,
  - 问题A: 你的生日是否在7月1日之前(不含7月1日)?
  - 问题B: 你是否服用过兴奋剂?
- 在盒中放入红、白球, 其中红球数量占比为 $\alpha$ (已知). 若抽出白球, 则回答问题A; 若抽出红球, 则回答问题B.
- 若样本量较大(如, 有 $n = 200$  位受调查者), 则可用统计来估计服用兴奋剂的比例(记为 $p$ ).

- 设有  $n$  张答卷, 其中  $k$  张答“是”.
- 答“是”的比例/频率:  $\varphi = \frac{k}{n}$ .
- 全概公式:

$$P(\text{答“是”}) = P(\text{抽到白球})P(\text{生日在7月1日前|抽到白球})$$

$$+ P(\text{抽到红球})P(\text{服用过兴奋剂|抽到红球})$$

$$= (1 - \alpha) \cdot 0.5 + \alpha \cdot p \approx \frac{k}{n}. \quad (\text{概率} \approx \text{频率})$$

$$\Rightarrow p \approx \frac{\frac{k}{n} - \frac{1-\alpha}{2}}{\alpha}.$$

- 例如, 50个球中有30个红球,  $\alpha = 0.6$ .
- 某国  $n = 246$  位运动员接受调查, 答“是”者有  $k = 54$  位.
- $p \approx 0.0325$ . 即, 约3.25% 的运动员服用过兴奋剂.
- 思考: 比例  $\alpha$  的选取有何影响?

# 逆概公式

例6.5(发报与接收). 发报台分别以概率0.6和0.4发出信号“•”和“-”. 信号可能误码. 正确接收与错误接收的概率如下表:  
设收到信号“•”.

求: 发报台发出的是“•”的概率.

- $A = \text{“发出信号‘•’”}$ ,

$$B = \text{“收到信号‘•’”}.$$

- 所求如下. (注: 基本可以判断原来是发出的“•”).

$$\begin{aligned} P(A|B) &= \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A)P(B|A)}{P(A)P(B|A) + P(A^c)P(B|A^c)} \\ &= \frac{0.6 \times 0.8}{0.6 \times 0.8 + 0.4 \times 0.1} = 0.923. \end{aligned}$$

- 注: 两个基本情况( $A, A^c$ ), 观测到一个结果( $B$ 发生),  
逆推 $A$ 与 $A^c$ 中哪一个情况是实际情况.

		接收	
		•	-
发出	•	0.8	0.2
	-	0.1	0.9

定理6.2(逆概公式). 设  $A_1, \dots, A_n$  为一完备事件组,  $P(B) > 0$ .  
则

$$P(A_j|B) = \frac{P(A_j)P(B|A_j)}{\sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)}. \quad (6.6)$$

- 证: 联合条件概率的定义与全概公式.
- 注: 完备事件组还可以包含可列个事件.
- 逆概公式也称为贝叶斯(Bayes)公式.

## 例6.6(艾滋病检测).

- 美国的艾滋病人比例**保守估计**1000分之一.
- 是否应该对新婚夫妇进行艾滋病毒血液检测?
- “血液检测法”各种结果及其概率:

		检验结果	
		报告阳性	报告阴性
实际 情况	AIDS	真阳性(0.95)	假阴性(0.05)
	非AIDS	假阳性(0.01)	真阴性(0.99)

- 设某人报告阳性. 求: “真是患者”的概率.
- $A = \text{“受试者带有艾滋病毒”}$ ,  $T = \text{“检测结果呈阳性”}$ .
- $P(A) = p \approx 0.001$ ,  $P(T|A) = 0.95$ ,  $P(T|A^c) = 0.01$ .  
求 $P(A|T)$ .

- $P(A) = p \approx 0.001$ ,  $P(T|A) = 0.95$ ,  $P(T|A^c) = 0.01$ .  
求  $P(A|T)$ .
- 由逆概公式,

$$\begin{aligned}P(A|T) &= \frac{P(A)P(T|A)}{P(A)P(T|A) + P(A^c)P(T|A^c)} \\&= \frac{p \times 0.95}{p \times 0.95 + (1 - p) \times 0.01} = \frac{0.95}{0.94 + \frac{0.01}{p}} = f(p).\end{aligned}$$

- $f(\cdot) \nearrow$ .  $f(p) \approx f(0.001) \approx 0.087$ .
- 思考: 全面的检验是否必要?

## §1.7 独立试验序列概型

例7.1 (独立)重复抛5 次硬币. 求: “恰有两次正面” 的概率.

- 解: 古典概型. 共有  $2^5 = 32$  个等概基本事件.
- 其中恰有两次正面朝上的个数为  $C_5^2 = 10$ .
- 所求为

$$\frac{C_5^2}{32} = C_5^2 \left(\frac{1}{2}\right)^2 \left(\frac{1}{2}\right)^3. \quad (7.1)$$

- 若改为“分币不均匀”, 每一次“正面”概率为  $p$ , 则所求为

$$C_5^2 p^2 (1-p)^3.$$

- 此时, 完备事件组中的事件不等概.

例7.2 某人打靶, 命中率为0.7, 独立重复射击5次. 求: “恰好命中2次”的概率.

- 记 $p = 0.7, q = 1 - p = 0.3$ .
- $P(\text{恰好命中2次}) = C_5^2 p^2 q^3$ .
- $P(\text{恰好命中3次}) = C_5^3 p^3 q^2$ .
- $P(\text{恰好命中4次}) = C_5^4 p^4 q^1$ .
- $P(\text{恰好命中5次}) = C_5^5 p^5 q^0$ .
- $P(\text{恰好命中1次}) = C_5^1 p^1 q^4$ .
- $P(\text{恰好命中0次}) = C_5^0 p^0 q^5$ .

# 独立试验序列概型

定理. 设单次试验中, 事件  $A$  发生(称为成功)的概率为  $p$  (称为成功概率). 则在  $n$  次(独立)重复试验中, 对  $k = 0, 1, 2, \dots, n$ ,

$$P(A\text{发生}k\text{次}) = C_n^k p^k q^{n-k}, \quad (q = 1 - p).$$

- 一般而言, 假设  $0 < p < 1$ . 否则答案是平凡的.
- 证: 记  $A_i$  = “第  $i$  次试验中,  $A$  发生” .
- $2^n$  个形如  $C_1 C_2 \cdots C_n$  (其中  $C_i$  可以是  $A_i$  或  $A_i^c$ ) 的事件构成完备事件组. (若  $p \neq 1/2$ , 则它们不等概.)
- 其中, 有  $m = C_n^k$  个符合 “ $A$ 发生  $k$  次” . 记为  $B_1, \dots, B_m$ .
- $P(B_1) = \cdots = P(B_m) = p^k q^{n-k}$ . 故结论成立.

- 注: “重复” 蕴含两重含义:
- (1) 每次试验的条件相同, 从而成功概率不变;
- (2) 各次试验的结果(是否成功)相互独立.
- 反例: 已知**80**个产品中有5个次品, 从中每次任取一个, 无放回地取20次, 求: “其中有2个次品”的概率.
- (1)反例中, 每次抽取的试验条件不同, 不能直接认为每次的成功(“取到次品”)概率不变(虽然这是事实);
- (2) 反例中, 各次的抽取结果(是否“取到次品”)不独立.
- 注: 若**产品批量**特别大, 则可用独立试验序列模型近似计算.

例7.3. 设每次射击打中目标的概率等于0.001. 设射击5000 次, 求: “至少两次打中目标”的概率.

- $p = 0.001, q = 0.999.$

$$\begin{aligned} P(\text{至少两次打中目标}) &= \sum_{k=2}^{5000} P(\text{恰有 } k \text{ 次打中目标}) \\ &= 1 - P(\text{都不中}) - P(\text{仅中一次}) \\ &= 1 - q^{5000} - 5000 \times pq^{4999} \approx 1 - 0.006721 - 0.03364 \\ &\approx 0.9596. \end{aligned}$$

# $P(\text{成功}k\text{次})$ 的近似公式

- 公式一、当  $n$  很大且  $p$  很小的时候, 将  $np$  视为常数  $\lambda$ .  
在  $n$  次重复试验中,

$$P(\text{成功}k \text{ 次}) = C_n^k p^k q^{n-k} \approx \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}. \quad (7.2)$$

称为泊松分布近似, 见 §2.2(P55).

- 如, 例 7.3,  $n = 5000$ ,  $p = 0.001$ ,  $np = 5$ ,

$$P(\text{都不中}) \approx e^{-5000 \times 0.001} \approx 0.006738,$$

$$P(\text{仅中一次}) \approx \frac{5000 \times 0.001}{1!} e^{-5000 \times 0.001} \approx 0.03369,$$

$$P(\text{至少两次打中}) \approx 1 - 0.006738 - 0.03369 \approx 0.9596.$$

- 公式二、当  $n$  很大, 但  $p$  不是很小时, 将  $p$  视为常数.  
在  $n$  次重复试验中,

$$P(\text{成功}k\text{次}) = C_n^k p^k q^{n-k} \approx \frac{1}{\sqrt{np(1-p)}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x_k^2},$$

其中,  $x_k = \frac{k - np}{\sqrt{np(1-p)}}.$

- 参见§4.6(P153)的中心极限定理.
- 注: 记  $\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$ . 则  $\star\star = \phi(x_k)\Delta x_k$ .

例7.4. 设每次射击打中目标概率为  $p = \frac{1}{6}$ . 设射击  $n = 6000$  次.  
求：“击中次数在900到1100之间”的概率.

- 用公式二:  $P(\text{成功}k\text{次}) \approx \phi(x_k)\Delta x_k$ , 其中

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}x^2}, \quad x_k = \frac{k - np}{\sqrt{np(1-p)}}.$$

- 所求为

$$\sum_{k=900}^{1100} P(\text{成功}k\text{ 次}) = \sum_{k=900}^{1100} \phi(x_k)\Delta x_k \approx \int_a^b \phi(x)dx = \Phi(b) - \Phi(a),$$

其中  $\Phi(y) = \int_{-\infty}^y \phi(x)dx$ .

- $a = x_{900} \rightarrow x_{900-0.5}$ ,  $b = x_{1100} \rightarrow x_{1100+0.5}$ .
- 查表得到  $\Phi(b) - \Phi(a) \approx 0.99950$ .

例7.5(简单随机游动). 质点从原点出发, 每一步向右或左移动一个单位, 概率:  $p$ ,  $q = 1 - p$ . 求: “质点 $n$ 步后位于 $K$ ”的概率.

- 注:  $0 < p < 1$ ,  $n$  是正整数,  $K$  是非负整数,  $n - K$  为偶数.
- 设质点右移了 $x$  步, 左移 $y$  步, 则

$$x + y = n, \quad x - y = K \Rightarrow x = \frac{n + K}{2}.$$

- 将右移视为成功. 则所求为在 $n$  次重复试验中,

$$P\left(\text{成功} \frac{n+K}{2} \text{ 次}\right) = C_n^{\frac{n+K}{2}} p^{\frac{n+K}{2}} q^{\frac{n-K}{2}}.$$