

1 概率计算杂例

1.1 摸球问题

1.1.1 放球问题

例 1 将 n 个不同编号的球随机放入 $N(N \geq n)$ 个盒子中，每个球都以相同的概率被放入每个盒中，每盒容纳球数不限，求下列事件的概率：

- (1) A = “某指定的 n 个盒中各有一个球”；
- (2) B = “恰有 n 个盒中各有一个球”；
- (3) C = “某指定盒中有 $m(m \leq n)$ 个球”；
- (4) D = “有一个盒中有 $m(\frac{n}{2} < m \leq n)$ 个球”；
- (5) E = “至少有两个球在同一盒中”。

解. (1) 因为基本事件总数为 N^n ，而有利场合数为 $n!$ ，故

$$\mathbb{P}(A) = \frac{n!}{N^n}.$$

(2). 从 N 个盒子中取 n 个组合数为 $\binom{N}{n}$ ，再由 (1)，得

$$\mathbb{P}(B) = \binom{N}{n} \frac{n!}{N^n}.$$

(3). 从 n 个球中取 m 个放入某些指定的盒中有 $\binom{n}{m}$ 种可能，而其余 $n - m$ 个球可随机放入 $N - 1$ 个盒中，故

$$\mathbb{P}(C) = \binom{n}{m} \frac{(N - 1)^{n-m}}{N^n}.$$

(4). 由 (3) 得

$$\mathbb{P}(D) = \binom{N}{1} \binom{n}{m} \frac{(N - 1)^{n-1}}{N^n}.$$

(5). 因为 E 与 B 互斥，故

$$\mathbb{P}(E) = 1 - \binom{N}{n} \frac{n!}{N^n}.$$

例 2 将 n 个不同的球随机放入 $N(N \leq n)$ 个盒中，每个球都以相同的概率被放入每盒中，每盒容纳球数不限，求下列事件的概率：

- (1) A = “每盒不空”；
- (2) B = “恰有 m 个盒子是空的”，($m < N$)；

(3) C = “某指定的 k 个盒中都有球”.

解. (1). 设 A_i = “第 i 个盒子是空的”, $i = 1, 2, \dots, N$, 所以

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A_1^c \cap A_2^c \cap \dots \cap A_N^c) = 1 - \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^N A_i\right).$$

注意到

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^N A_i\right) = \sum_{i=1}^N \mathbb{P}(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq N} \mathbb{P}(A_i \cap A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k \leq N} \mathbb{P}(A_i \cap A_j \cap A_k) - \dots + (-1)^N \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^N A_i\right),$$

而

$$\mathbb{P}(A_i) = \left(\frac{N-1}{N}\right)^n, \quad i = 1, \dots, N,$$

$$\mathbb{P}(A_i \cap A_j) = \mathbb{P}(A_i) \mathbb{P}(A_j | A_i) = \left(\frac{N-1}{N}\right)^n \left(\frac{N-2}{N-1}\right)^n = \left(\frac{N-2}{N}\right)^n, \quad i \neq j = 1, 2, \dots, N,$$

\vdots

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^N A_i\right) = \left(\frac{N-N}{N}\right)^n = 0.$$

所以

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^N A_i\right) = \sum_{i=1}^N (-1)^{i-1} \binom{N}{i} \left(\frac{N-i}{N}\right)^n.$$

故

$$\mathbb{P}(A) = 1 - \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^N A_i\right) = \sum_{i=0}^N (-1)^i \binom{N}{i} \left(\frac{N-i}{N}\right)^n.$$

(2). N 个盒中恰有 m 个是空的, 有 $\binom{N}{m}$ 种可能. 某指定 m 个盒子是空的而其余都不空的概率为:

$$\mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_m \cap A_{m+1}^c \cap \dots \cap A_N^c) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^m A_i\right) \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=m+1}^N A_i^c \middle| \bigcap_{i=1}^m A_i\right)$$

因为

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^m A_i\right) = \left(\frac{N-m}{N}\right)^n,$$

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=m+1}^N A_i^c \middle| \bigcap_{i=1}^m A_i\right) = \sum_{i=0}^{N-m} (-1)^i \binom{N-m}{i} \left(\frac{N-m-i}{N-m}\right)^n$$

故

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(B) &= \binom{N}{m} \mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap \cdots \cap A_m \cap A_{m+1}^c \cap \cdots \cap A_N^c) \\
 &= \binom{N}{m} \left(\frac{N-m}{N} \right)^n \sum_{i=0}^{N-m} (-1)^i \binom{N-m}{i} \left(\frac{N-m-i}{N-m} \right)^n \\
 &= \binom{N}{m} \sum_{i=0}^{N-m} (-1)^i \binom{N-m}{i} \left(\frac{N-m-i}{N} \right)^n.
 \end{aligned}$$

(3). 不妨设前 k 个盒中都有球, 而由题意后面 $N-k$ 个盒中每个盒子或者有球或者无球, 故

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(C) &= \mathbb{P}(A_1^c \cap A_2^c \cap \cdots \cap A_k^c \cap (A_{k+1} + A_{k+1}^c) \cap \cdots \cap (A_N + A_N^c)) \\
 &= \mathbb{P}(A_1^c \cap A_2^c \cap \cdots \cap A_k^c) \\
 &= \sum_{i=0}^k (-1)^i \binom{k}{i} \left(\frac{N-i}{N} \right)^n.
 \end{aligned}$$

例 3 将 n 个不同的球随机放入 N 个盒中, 直至某指定的盒中有球为止. 设每个球都以相同的概率被放入每盒中, 每盒容纳球数不限, 求放球次数为 k ($1 \leq k \leq n$) 的概率 $\mathbb{P}(k)$.

解. 当 $1 \leq k < n$ 时, 因为前 $k-1$ 次都没放入指定盒中, 第 k 次才放入指定的盒中, 故所求概率为

$$\mathbb{P}(k) = \left(\frac{N-1}{N} \right)^{k-1} \frac{1}{N}.$$

当 $k = n$ 时,

$$\mathbb{P}(n) = \left(\frac{N-1}{N} \right)^{n-1} \left(\frac{N-1}{N} + \frac{1}{N} \right) = \left(\frac{N-1}{N} \right)^{n-1}.$$

故

$$\mathbb{P}(k) = \begin{cases} \frac{1}{N} \left(\frac{N-1}{N} \right)^{k-1}, & k = 1, 2, \dots, n-1, \\ \left(\frac{N-1}{N} \right)^{n-1}, & k = n. \end{cases}$$

1.2 其他问题

例 4 (Polya 坛子问题) 设一坛子装有 b 个黑球, r 个红球, 任意取出一个, 然后放回并再放入 c 个与取出的颜色相同的球。

- (1) 求最初取出的球是黑球, 第二次也取出黑球的概率;
- (2) 如将上述手续进行 n 次, 求取出的正好是 n_1 个黑球 n_2 个红球的概率 ($n_1 + n_2 = n$);

(3) 证明：任一次取出黑球的概率是 $\frac{b}{b+r}$ ，任一次取出红球的概率是 $\frac{r}{b+r}$ ；

(4) 第 m 次与第 $n(m < n)$ 次取出的都是黑球的概率为 $\frac{b(b+c)}{(b+r)(b+r+c)}$ 。

解 (1). 设 A_i = “第 m 次取出的是黑球”， $i = 1, 2, \dots, n$ ，则前两次都取出黑球的概率为

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A_1 A_2) &= \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2 | A_1) = \frac{b}{b+r} \cdot \frac{b+c}{b+r+c} \\ &= \frac{b(b+c)}{(b+r)(b+r+c)}\end{aligned}$$

(2) 在 n 次取球中有 n_1 次取得黑球有 $\binom{n}{n_1}$ 种可能取法。对每种确定的取法，设 A_i = “第 i 次取得黑球”， $i = 1, 2, \dots, n$ 。 B = “第 s_1, s_2, \dots, s_{n_1} 次取得黑球，第 r_1, r_2, \dots, r_{n_2} 取得红球”，其中 $n_1 + n_2 = n$ ，而 s_1, s_2, \dots, s_{n_1} 是 $1, 2, \dots, n$ 中任意 n_1 个数， r_1, r_2, \dots, r_{n_2} 是其余 n_2 个数，则

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A_{s_i}) &= \frac{b + (i-1)c}{b+r+(s_i-1)c} \\ \mathbb{P}(A_{r_j}^c) &= \frac{r + (j-1)c}{b+r+(r_j-1)c}\end{aligned}$$

故

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(B) &= \mathbb{P}(A_{s_1} \cap A_{s_2} \cap \dots \cap A_{s_{n_1}} \cap A_{r_1}^c \cap A_{r_2}^c \cap \dots \cap A_{r_{n_2}}^c) \\ &= \frac{b}{b+r+(s_1-1)c} \cdot \frac{b+c}{b+r+(s_2-1)c} \cdots \frac{b+(n_1-1)c}{b+r+(s_{n_1}c)} \cdot \frac{r}{b+r+(r_1-1)c} \cdots \frac{r+(n_2-1)c}{b+r+(r_{n_2}-1)c} \\ &= \prod_{i=0}^{n_1-1} (b+ic) \prod_{j=0}^{n_2-1} (r+jc) / \prod_{k=0}^{n-1} (b+r+kc)\end{aligned}$$

从而所求概率为

$$\binom{n}{n_1} \mathbb{P}(B) = \binom{n}{n_1} \prod_{i=0}^{n_1-1} (b+ic) \prod_{j=0}^{n_2-1} (r+jc) / \prod_{k=0}^{n-1} (b+r+kc)$$

(3) A_i 如上所设，因为 $\mathbb{P}(A_1) = \frac{b}{b+r}$ 。设 $\mathbb{P}(A_n) = \frac{b}{b+r}$ ，现往证 $\mathbb{P}(A_{n+1}) = \frac{b}{b+r}$ 。因为

$$\mathbb{P}(A_{n+1}) = \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_{n+1} | A_1) + \mathbb{P}(A_1^c) \mathbb{P}(A_{n+1} | A_1^c)$$

而 $\mathbb{P}(A_{n+1} | A_1)$ 等于在装有 $b-1$ 个黑球 r 个红球的坛子中第 n 次取出黑球的概率，由假设

$$\mathbb{P}(A_{n+1} | A_1) = \frac{b-1}{b-1+r}.$$

同理,

$$\mathbb{P}(A_{n+1}|A_1^c) = \frac{b}{b+r-1}.$$

故

$$\mathbb{P}(A_{n+1}) = \frac{b}{b+r} \cdot \frac{b-1}{b-1+r} + \frac{r}{b+r} \cdot \frac{b}{b+r-1} = \frac{b}{b+r}.$$

(4). 先证明 $m=1$ 时, 对一切 $n(n>m)$ 命题成立, 设 B_j = “第 j 次取得黑球”, 由 (3) 得

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(B_1 B_n) &= \mathbb{P}(B_1) \mathbb{P}(B_n|B_1) = \frac{b}{b+r} \mathbb{P}(B_n|B_1) \\ &= \frac{b}{b+r} \cdot \frac{b+c}{(b+c)+r} = \frac{b(b+c)}{(b+r)(b+r+c)}.\end{aligned}$$

此时当 $m=1$ 时, 对一切 $n(n>m)$ 命题成立。设 $m=k-1$ 时对一切 $n(n>m)$ 命题成立, 往证 $m=k$ 时对一切 $n(n>m)$ 命题也成立。因为

$$\mathbb{P}(B_k B_n) = \mathbb{P}(B_1) \mathbb{P}(B_k B_n|B_1) + \mathbb{P}(B_1^c) \mathbb{P}(B_k B_n|B_1^c),$$

而 $\mathbb{P}(B_k B_n|B_1)$ 等于从装有 $b+c$ 个黑球, r 个红球的袋中第 $k-1$ 次与 $n-1$ 次都取得黑球的概率, 由假设得

$$\mathbb{P}(B_k B_n|B_1) = \frac{b+c}{b+c+r} \cdot \frac{b+2c}{b+2c+r}.$$

同理

$$\mathbb{P}(B_k B_n|B_1^c) = \frac{b}{b+c+r} \cdot \frac{b+c}{b+2c+r}.$$

从而

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(B_k B_n) &= \frac{b}{b+r} \cdot \frac{b+c}{b+c+r} \cdot \frac{b+2c}{b+2c+r} + \frac{r}{b+r} \cdot \frac{b}{b+r+c} \cdot \frac{b+c}{b+2c+r} \\ &= \frac{b(b+c)}{(b+r)(b+r+c)}.\end{aligned}$$

例 5 (Banach 火柴盒问题) 某数学家左右衣袋各装有一盒火柴, 每次使用他任取两盒中的一盒, 假设每盒各有 N 根, 求

- 1 他首次发现一盒空时, 另一盒恰好有 r 根的概率 ($r=1, 2, \dots, N$).
- 2 第一次用完一盒火柴时 (不是发现) 另一盒下恰有 r 根的概率 ($r=1, 2, \dots, N$).

解 (1) 两盒火柴有一盒用完有两种可能性, 设手伸向左边口袋表示“成功”, 伸向右边口袋表示“失败”, 则发现左边一盒空时, 右边一盒恰好有 r 跟的概率,

也就是独立重复试验中，第 $N+1$ 成功发生在 $2N-r+1$ 次试验的概率，它是负二项概率，也即 $\binom{2N-r}{N}(\frac{1}{2})^N(\frac{1}{2})^{N-r}\frac{1}{2}$ ，故所求概率为

$$\binom{2}{1}\binom{2N-r}{N}(\frac{1}{2})^{N+1}(\frac{1}{2})^{N-r} = \binom{2N-r}{N}(\frac{1}{2})^{2N-r}$$

(2) 类似于 (1)，这是第 N 次“成功”发生在第 $2N-r$ 次试验的概率的两倍，也就是

$$\binom{2}{1}\binom{2N-r-1}{N-1}(\frac{1}{2})^N(\frac{1}{2})^{N-r} = \binom{2N-r-1}{N-1}(\frac{1}{2})^{2N-r-1}$$

例 6 (配对问题) n 对夫妇随机坐在一张圆桌旁，求没有一个妻子坐在她丈夫身旁的概率 ($n > 1$) 与恰有 r 对夫妻相邻就坐的概率。

解. 先来计算环状选排列种数。从 n 个不同的元素中任选 k 个不同的元素按元素之间相对位置不分首位地围城一圈，这种排列叫环状选排列。从 n 个不同的元素中任选 k 个的环状选排列种数是 A_n^k/k 。这是因为尽管元素的绝对位置不同，只要元素的相对位置相同，任然算一种排列。从而 n 个不同元素的环状全排列种数为 $(n-1)!$ 。设 $A_i =$ “第 i 个夫妇相邻就坐”， $i = 1, 2, \dots, n$ ，则没有妻子坐在她丈夫边上的概率为

$$\mathbb{P}(\bigcap_{i=1}^n A_i^c) = 1 - \mathbb{P}(\bigcup_{i=1}^n A_i)$$

由概率的加法公式我们有

$$\mathbb{P}(\bigcup_{i=1}^n A_i) = \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(A_i) - \sum_{1 \leq i < j} \mathbb{P}(A_i A_j) + \dots + (-1)^{(n-1)} \mathbb{P}(A_1 A_2 \dots A_n)$$

其中 $\mathbb{P}(A_i A_j)$ 表示第 i 对夫妇相邻而第 j 对夫妇也相邻而坐的概率。因为相邻而坐，可把这两对夫妇看成两个人， $2n-4+2=2n-2$ 环状全排列种数是 $(2n-2-1)! = (2n-3)!$ ，又因为每对夫妇在相邻而坐又有两种可能，故

$$\mathbb{P}(A_i A_j) = \frac{2^2(2n-3)!}{(2n-1)!}$$

同理，

$$\mathbb{P}(A_i) = \frac{2(2n-2)!}{(2n-1)!}, \quad \mathbb{P}(A_i A_j A_k) = \frac{2^3(2n-4)!}{(2n-1)!}.$$

从而没有妻子坐在丈夫身边的概率为

$$\mathbb{P}(\bigcap_{i=1}^n A_i^c) = 1 + \sum_{i=1}^n (-1)^k \frac{2^k(2n-k-1)!}{(2n-1)!}.$$

恰有 r 对夫妇相邻而坐有 $\binom{n}{r}$ 种可能, 对于指定 r 对夫妇相邻而坐而其余 $n-r$ 对夫妇都不相邻而坐 (比如前 r 对都相邻而坐, 其余 $n-r$ 对都不相邻而坐) 的概率为

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(A_1 A_2 \cdots A_r A_r^c A_{r+1}^c \cdots A_n^c) \\ &= \mathbb{P}(A_1 \cdots A_r) \mathbb{P}(A_r^c A_{r+1}^c \cdots A_n^c | A_1 \cdots A_r) \\ &= \frac{2^r (2n-r-1)!}{(2n-1)!} \left[1 + \sum_{i=1}^{n-r} \binom{n-r}{k} (-1)^k \frac{2^k (2n-2r-k-1)!}{(2n-2r-1)!} \right]. \end{aligned}$$

故所求概率, 也即恰好有 r 对夫妇相邻而坐的概率为

$$\mathbb{P} = \binom{n}{r} \frac{2^r (2n-r-1)!}{(2n-1)!} \left[1 + \sum_{i=1}^{n-r} \binom{n-r}{k} (-1)^k \frac{2^k (2n-2r-k-1)!}{(2n-2r-1)!} \right].$$

例 7 (选举定理) 设在一次选举中候选人甲得票 n 张, 候选人乙得票 m 张 ($m \leq n$), 求在计票过程中

- (1) 甲的票数总比乙的票数多的概率。
- (2) 甲的票数总不少于乙的票数的概率。

解 (1) 如果甲的票数总比乙多, 那么除了 0 时刻外没有任何一个时刻乙的票数会和甲的票数相等。设事件 A = “某时刻两者得票相等”。那么对该时刻 k 来讲, 显然 $k = 2r, r = 1, 2, \dots, m$ 。前 $2r$ 次投票结果的顺序可以是对称的, 也即将投票给甲乙两者的时刻互换, 这样的投票结果也是事件 A 的一个元素。那么考虑 B = “第一次投票是投给乙, 最后甲 n 票, 乙 m 票”, 那么从第二次投票开始, 乙一共得到 $n-1$ 票, 则一事件发生的概率为

$$\mathbb{P}(B) = \frac{\binom{m+n-1}{n-1}}{\binom{n+m}{n}} = \frac{m}{m+n}.$$

而对 B 这一事件来说, 显然我们有 $B \subset A$, 并且由上述分析我们有 $\mathbb{P}(A) = 2\mathbb{P}(B)$, 所以所求概率为

$$\mathbb{P}(A^c) = 1 - \mathbb{P}(A) = 1 - \mathbb{P}(B) = 1 - \frac{2m}{m+n} = \frac{n-m}{m+n}.$$

(2) 设 $G(n, m)$ 表示在计票过程中甲票数总不小于乙票数的概率, 并且最后甲得到 n 票, 乙得到 m 票。显然在 B 发生的条件下, $G(n, m)$ 是 0, 而 \bar{A} 的概率显然也是 0; 而在 \bar{B} 发生的条件下, 也即第一次投票给甲后, 甲的票数总比乙的票数多的概率, 也就是 $G(n-1, m)$ 。从而由全概率公式得

$$\mathbb{P}(A^c) = \mathbb{P}(A^c|B) \cdot \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A^c|\bar{B}) \cdot \mathbb{P}(\bar{B}) = 0 + \frac{n}{m+n} \cdot G(n-1, m),$$

所以

$$G(n-1, m) = \frac{n-m}{n},$$

故

$$G(n, m) = \frac{n+1-m}{n+1}.$$

1.3 比赛规则

例 8 甲、乙进行某项比赛，设每局比赛甲胜的概率为 p ，乙获胜的概率是 $q = 1 - p$ ，且比赛独立进行，那么求在下列比赛规则下甲获胜的概率：

- (1) $2n + 1$ 局 $n + 1$ 胜制。
- (2) 谁先胜 n 局谁获胜。
- (3) 甲在乙胜 m 局之前先胜 n 局甲获胜，或者乙在甲胜 m 局之前先胜 n 局乙获胜。
- (4) 谁先比对方多胜 2 局谁获胜。
- (5) 谁先比对方多胜 n 局谁获胜。
- (6) 甲比乙多胜 n 局甲获胜，乙比甲多胜 m 局乙获胜。
- (7) 谁先胜 n 局谁获胜，但如果出现 $n - 1$ 比 $n - 1$ ，则以后谁比对方多胜 m 局获胜。
- (8) 谁先胜 n 局谁获胜，但如果出现 $n - 1$ 比 $n - 1$ ，则比赛重新开始。

解显然 (1) 是 (3) 当 n, m 均为 $n + 1$ 的特例，(2) 是 (3) 当 n, m 均为 n 时的特例，而 (3) 就是上例。

(4) 显然无论谁获胜比赛必须都是进行偶数局。设

$B = \text{“甲获胜”}$ ；

$A_i = \text{“在前两局比赛中甲恰好胜 } i \text{ 局”}$, $i = 0, 1, 2$, 由全概率公式得

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(B) &= \sum_{i=0}^2 \mathbb{P}(B|A_i) \\ &= 0 + \binom{2}{1} pq \cdot \mathbb{P}(B) + \binom{2}{2} p^1 \times 1 \\ &= 2pq\mathbb{P}(B) + p^2, \quad \text{其中 } q = 1 - p.\end{aligned}$$

从而我们有

$$\mathbb{P}(B) = \frac{p^2}{1 - 2pq}$$

(4) 的另一解法：设

$A_n = \text{“在第 } n \text{ 次比赛后甲获胜”}$ ，则 n 为偶数，且甲在第 $n - 1$ 局与 $n - 2$ 局中甲只胜 $n - 2/2$ 局，且因为

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A_2) &= p^2, \quad \mathbb{P}(A_4) = 2pqp^2 = 2p^3q, \\ \mathbb{P}(A_6) &= p^2(2pq)^2.\end{aligned}$$

一般的，我们有

$$\mathbb{P}(A_{2m}) = p^2(2pq)^{m-1}, \quad m = 1, 2, \dots$$

且由于 A_{2m} 互斥, 故所求概率为

$$\mathbb{P}\left(\sum_{m=1}^{\infty} A_{2m}\right) = \sum_{m=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_{2m}) = \frac{p^2}{1-2pq}.$$

(5) 用差分方程。假设 $p \neq q$, 并且设 $\mathbb{P}(j)$ 为甲比乙多胜了 $n-j$ 局的情况下甲获胜的概率, $j = 0, 1, \dots, 2n$, 显然 $\mathbb{P}(0) = 1, \mathbb{P}(2n) = 0$, 且所求概率就是 $\mathbb{P}(n)$, 从而由全概率公式我们可得

$$\mathbb{P}(j) = p\mathbb{P}(j-1) + q\mathbb{P}(j+1)$$

由此可得

$$\mathbb{P}(j+1) - \mathbb{P}(j) = \frac{p}{q}[\mathbb{P}(j) - \mathbb{P}(j-1)]$$

递推得到

$$\mathbb{P}(j+1) - \mathbb{P}(j) = \left(\frac{p}{q}\right)^j [\mathbb{P}(1) - \mathbb{P}(0)] = C\left(\frac{p}{q}\right)^j, \quad C = \mathbb{P}(1) - \mathbb{P}(0)$$

从而

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(j) &= C\left(\frac{p}{q}\right)^{j-1} + \mathbb{P}(j-1) \\ &= C\left[\left(\frac{p}{q}\right)^{j-1} + \left(\frac{p}{q}\right)^{j-2} + \dots + \frac{p}{q} + 1\right] + \mathbb{P}(0) \\ &= 1 + C\frac{1 - (p/q)^j}{1 - (p/q)} \end{aligned}$$

又因为

$$\begin{aligned} -1 &= \mathbb{P}(2n) - \mathbb{P}(0) = \sum_{j=1}^{2n} [\mathbb{P}(j) - \mathbb{P}(j-1)] \\ &= \sum_{j=1}^{2n} C\left(\frac{p}{q}\right)^{j-1} = C\frac{1 - (p/q)^{2n}}{1 - (p/q)} \end{aligned}$$

从而

$$C = -\frac{1 - (p/q)}{1 - (p/q)^{2n}}$$

所以

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(j) &= 1 - \frac{1 - (p/q)}{1 - (p/q)^{2n}} \cdot \frac{1 - (p/q)^j}{1 - (p/q)} \\ &= \frac{(p/q)^j - (p/q)^{2n}}{1 - (p/q)^{2n}} \end{aligned}$$

当 $p = q$ 时, 易证 $\mathbb{P}(j) = 1 - \frac{j}{2n}$ 。故

$$\mathbb{P}(j) = \begin{cases} \frac{(p/q)^j - (p/q)^{2n}}{1 - (p/q)^{2n}}, & p \neq q, \\ 1 - \frac{j}{2n}, & p = q, \end{cases}$$

从而

$$\mathbb{P}(n) = \begin{cases} \frac{p^n}{p^n + q^n}, & p \neq q, \\ \frac{1}{2}, & p = q. \end{cases}$$

(6) 利用解 (5) 的类似的方法得

$$\mathbb{P}(n) = \frac{p^n(q^m - p^m)}{q^{m+n} - p^{n+m}}, \quad p \neq q$$

当 $p = q$ 时, $\mathbb{P}(n) = 1 - \frac{n}{n+m} = \frac{m}{n+m}$ 。在解上题中, 只需注意这时边界条件为 $\mathbb{P}(0) = 1, \mathbb{P}(m+n) = 0$ 。显然 (4) 是 (5) 当 $n = 2$ 时的特例, 而 (5) 又是 (6), 当 $m = n$ 时的特例。

(7). 甲可能在出现 $n-1$ 比 $n-1$ 之前获胜, 也可能在出现 $n-1$ 比 $n-1$ 之后获胜, 设这两个事件分别为 A 与 B 。显然我们有 $AB = \emptyset$, 且甲获胜的概率为 $\mathbb{P}(A+B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B)$, 由上例的解法 2 我们可知:

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{k=n}^{2n-2} p^n \binom{k-1}{n-1} q^{k-n}$$

又因为

$$\mathbb{P}(B) = \binom{2n-2}{n-1} q^{n-1} p^{n-1} \frac{p^m}{q^m + p^m}$$

从而我们有

$$\mathbb{P}(A+B) = \sum_{k=n}^{2n-2} p^n \binom{k-1}{n-1} q^{k-n} + \binom{2n-2}{n-1} p^{n+m-1} q^{n-1} / (q^m + p^m)$$

注意: 当 $m = 1$ 时 (7) 也就是 (2)。

(8). 设 $A =$ “甲在出现 $n-1$ 之前获胜” $B =$ “甲在出现 $n-1$ 比 $n-1$ 之后获胜” 则甲获胜的概率为 $\mathbb{P}(A+B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B)$, 设

$$\begin{aligned} a &= \mathbb{P}(A) = \sum_{k=n}^{2n-2} p^n \binom{k-1}{n-1} q^{k-n} \\ b &= \binom{2n-2}{n-1} p^{n-1} q^{n-1} \end{aligned}$$

则 $\mathbb{P}(A+B) = a + ba + b^2a + b^3a + \cdots = \frac{a}{1-b}$

另一解法: 设 $D = \text{“甲获胜”}$, $A = \text{“在前 } k(n \leq k \leq 2n-2) \text{ 局甲胜 } n \text{ 局”}$, $B = \text{“出现 } n-1 \text{ 比 } n-1”}$, $C = \text{“在前 } k(n \leq k \leq 2n-2) \text{ 局乙胜 } n \text{ 局”}$, 显然我们有 $\mathbb{P}(A) = a$, $\mathbb{P}(B) = b$, 由全概率公式得到:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(D) &= \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(D|A) + \mathbb{P}(B)\mathbb{P}(D|B) + \mathbb{P}(C)\mathbb{P}(D|C) \\ &= \mathbb{P}(A) + b\mathbb{P}(D) + 0 \times \mathbb{P}(C) \\ &= a + b\mathbb{P}(D).\end{aligned}$$

所以我们有

$$\mathbb{P}(D) = \frac{a}{1-b}.$$

1.4 遗传模型

例 9 (基因遗传问题) 群体中每个个体带且仅带有以下三种基因之一: AA, aa, Aa . 任意两个个体随机相遇后, 各自以 $1/2$ 的概率将自己基因的一半遗传给后代 (如果基因是 BD , 则等可能的提供 B 或 D). 群体中这三种基因比例是:

$$u : w : 2v, \quad uvw > 0, \quad u + w + 2v = 1.$$

设群体数目充分大, 求“子”一代群体中这三种基因的比例。

解. 由题, “父”, “母”按以下方式将基因遗传给后代:

$$\begin{cases} \mathbb{P}(SAA|FAA, MAA) = 1, \\ \mathbb{P}(SAA|FAA, MAa) = 1/2, \\ \mathbb{P}(SAA|FAa, MAA) = 1/2, \\ \mathbb{P}(SAA|FAa, MAa) = 1/4. \end{cases}$$

这里 S 表示“子”, F 表示“父”, M 表示“母”. 由于群体充分大, 所以两个个体随机相遇等同于有放回地任选两个个体, 于是

$$\begin{cases} \mathbb{P}(FAA, MAA) = \mathbb{P}(FAA)\mathbb{P}(MAA) = u^2, \\ \mathbb{P}(FAA, MAa) = \mathbb{P}(FAA)\mathbb{P}(MAa) = 2uv, \\ \mathbb{P}(FAa, MAA) = \mathbb{P}(FAa)\mathbb{P}(MAA) = 2uv, \\ \mathbb{P}(FAa, MAa) = \mathbb{P}(FAa)\mathbb{P}(MAa) = 4v^2. \end{cases}$$

用 $u_1 : w_1 : 2v_1$ 表示“子”一代群体中基因的比例, 利用全概率公式得到

$$\begin{aligned}u_1 = \mathbb{P}(SAA) &= \mathbb{P}(SAA|FAA, MAA)\mathbb{P}(FAA, MAA) \\ &\quad + \mathbb{P}(SAA|FAA, MAa)\mathbb{P}(FAA, MAa) \\ &\quad + \mathbb{P}(SAA|FAa, MAA)\mathbb{P}(FAa, MAA) \\ &\quad + \mathbb{P}(SAA|FAa, MAa)\mathbb{P}(FAa, MAa) \\ &= u^2 + uv + uv + v^2 \\ &= (u+v)^2.\end{aligned}$$

对称地得到

$$w_1 = \mathbb{P}(Saa) = (w + v)^2.$$

利用

$$\sqrt{u_1} + \sqrt{w_1} = w + 2v + w = 1,$$

得到

$$2v_1 = \mathbb{P}(SAa) = 1 - u_1 - w_1 = (\sqrt{u_1} + \sqrt{w_1})^2 - u_1 - w_1 = 2\sqrt{u_1 w_1}.$$

“子”一代中这三种基因的比例是 $u_1 : w_1 : 2\sqrt{u_1 w_1}$ 。

从而，我们还可以知道“子”二代中三种基因的比例是：

$$\begin{cases} u_2 &= (u_1 + \sqrt{u_1 w_1})^2 &= u_1, \\ w_2 &= (w_1 + \sqrt{u_1 w_1})^2 &= w_1, \\ 2v_2 &= 2\sqrt{u_2 w_2} &= 2v_1. \end{cases}$$

也就是说，只要群体充分大，从第二代开始，每个基因都将按照固定比例永远遗传。

例 10 (遗传风险) 人类遗传学中，某种“坏的”基因会引起夭折。假设 a 是这种基因，带有 aa 基因的人不能长大成人。假设在成人人群中带有 Aa 基因的个体比例是 p 。(带有 AA 基因的个体的比例是 $1 - p$ ，不考虑带有 aa 基因的个体，因为他们不影响后代)。

(1). 成人甲有一个哥哥或姐姐由于 aa 基因夭折的情况下，求甲带 Aa 基因的概率。

根据上个例子的遗传规律知道，已知甲有一个哥哥或者姐姐由于 aa 基因夭折等于已知父母都带有 Aa 基因。用 $E = \{FAa, MAa\}$ 表示甲的父母都带有 Aa 基因。引入条件概率 $\mathbb{P}_E(C) = \mathbb{P}(C|E)$ ，则用条件概率公式和甲成人 $= \{\text{甲 } AA\} + \{\text{甲 } Aa\}$ 得到：

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_E(\text{甲 } Aa | \text{甲成人}) &= \frac{\mathbb{P}_E(\text{甲 } Aa, \text{甲成人})}{\mathbb{P}_E(\text{甲成人})} \\ &= \frac{\mathbb{P}_E(\text{甲 } Aa)}{\mathbb{P}_E(\{\text{甲 } AA\} + \{\text{甲 } Aa\})} \\ &= \frac{\mathbb{P}_E(\text{甲 } Aa)}{\mathbb{P}_E(\text{甲 } AA) + \mathbb{P}_E(\text{甲 } Aa)} \\ &= \frac{1/2}{1/4 + 1/2} = \frac{2}{3}, \end{aligned}$$

也可以得到甲带有 AA 基因的概率为 $1 - 2/3 = 1/3$ 。

(2). 上面的甲和群体中的一个成年女子结合，求他们后代的基因分布。

由于该女子随机选自成年群体，所以对这对父母的子女来讲

$$\mathbb{P}(FAA) = \frac{1}{3}, \quad \mathbb{P}(FAa) = \frac{2}{3}, \quad \mathbb{P}(MAA) = 1 - p, \quad \mathbb{P}(MAa) = p.$$

再用全概率公式得到：

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(SAA) &= \mathbb{P}(SAA|FAA, MAA)\mathbb{P}(FAA, MAA) \\ &\quad + \mathbb{P}(SAA|FAA, MAa)\mathbb{P}(FAA, MAa) \\ &\quad + \mathbb{P}(SAA|FAa, MAA)\mathbb{P}(FAa, MAA) \\ &\quad + \mathbb{P}(SAA|FAa, MAa)\mathbb{P}(FAa, MAa) \\ &= \frac{1}{3}(1-p) + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3}p + \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3}(1-p) + \frac{1}{4} \cdot \frac{2}{3}p \\ &= \frac{2}{3} - \frac{p}{3}. \end{aligned}$$

$$\mathbb{P}(Saa) = \mathbb{P}(Saa|FAa, MAa)\mathbb{P}(FAa, MAa) = \frac{1}{4} \cdot \frac{2}{3}p = \frac{p}{6}.$$

$$\mathbb{P}(SAa) = 1 - \mathbb{P}(SAA) - \mathbb{P}(Saa) = \frac{1}{3} + \frac{p}{6}.$$

(3). (2) 中这对父母的成年子女带 Aa 基因的概率是：

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(SAa|\text{成年}) &= \frac{\mathbb{P}(SAa)}{\mathbb{P}(\text{成年})} = \frac{\mathbb{P}(SAa)}{\mathbb{P}(SAa) + \mathbb{P}(SAA)} \\ &= \left(\frac{1}{3} + \frac{p}{6}\right) / \left[\left(\frac{1}{3} + \frac{p}{6}\right) + \left(\frac{2}{3} - \frac{p}{3}\right)\right] \\ &= \frac{2+p}{6-p}. \end{aligned}$$

注意到 $0 \leq p \leq 1$, 所以 $\frac{2+p}{6-p} < \frac{2}{3}$.