● 复习:

概率 $P(\cdot): B \mapsto P(B)$.

条件概率: $P(\cdot|A): B \mapsto \frac{1}{P(A)}P(AB)$.

乘法公式: P(AB) = P(A)P(B|A).

两个事件独立: P(AB) = P(A)P(B),

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

• 今天讲授:

§1.5 条件概率、独立性(续)

§1.6 全概公式、逆概公式

§1.7 独立试验序列

例: 甲乙玩石头剪子布. A = P出剪刀, B = Z出布, C = P赢.

- 0 := 石头 2 := 剪子 $5 := \pi$. (0,0) $(0,2)_C$ $(0,5)_B$
- $(2,0)_A$ $(2,2)_A$ $(2,5)_{A,B,C}$ $(5,0)_C$ (5,2) $(5,5)_B$
- P(A) = P(B) = P(C) = 1/3, P(AB) = P(AC) = P(BC) = 1/9. 故A, B, C 两两独立.
- P(C|AB) = 1.
- A, B, C 不相互独立.



§1.6 全概公式和逆概公式

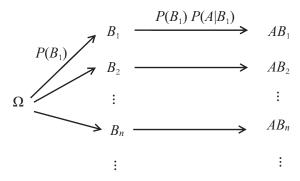
1. 全概公式

假设 B_i 是 Ω 的一个可数分割(划分、完备事件组),则

$$P(A) = \sum_{i} P(B_i) P(A|B_i).$$

推导: P(A) 可列可加 $\sum_{i} P(AB_i)$ 乘法公式 $\sum_{i} P(B_i) P(A|B_i)$.

• 分情况讨论!



例6.4 现有n 个球, n_1 个红, n_2 个黑. 从中任取m个, 再从这m个中任取r个, 求: 这r个中恰有 r_1 个红球, r_2 个黑球的概率

- 关键是m个球中有多少红球,多少黑球,
- $B_{m_1} =$ 这m个球中恰有 m_1 个红球, m_2 个黑球. $P(B_{m_1}) = \frac{C_{m_1}^{m_1} C_{m_2}^{m_2} / C_n^m, P(A|B_{m_1}) = \frac{C_{m_1}^{r_1} C_{m_2}^{r_2} / C_n^r}{C_m^{r_1} C_{m_2}^{r_2} / C_n^r}.$
- $P(AB_{m_1}) = \frac{C_{n_1}^{m_1} C_{n_2}^{m_2} C_{m_1}^{r_1} C_{m_2}^{r_2} / (C_n^m C_m^r).$ $P(A) = \sum_{m_1} P(AB_{m_1}).$

$$n$$

$$n - m + m$$

$$= \frac{C_n^m C_m^r}{(n-m)!(m-r)!r!} \qquad n-m + m-r + r$$

$$= C_n^r C_{n-r}^{n-m}. \qquad \qquad n-r + r$$

- 分子= $C_{n_1}^{r_1}C_{n_1-r_1}^{n_1-m_1}C_{n_2}^{r_2}C_{n_2-r_2}^{n_2-m_2} = C_{n_1}^{r_1}C_{n_2}^{r_2}\mathbf{C_{n_1-r_1}^{n_1-m_1}C_{n_2-r_2}^{n_2-m_2}}$. 因为 $(n_1-m_1)+(n_2-m_2)=n-m$,所以, 分子对 m_1 求和= $C_{n_1}^{r_1}C_{n_2}^{r_2}\mathbf{C_{n-r}^{n-m}}$,
- 分母= $C_n^r C_{n-r}^{n-m}$. $P(A) = \sum_{m_1} P(AB_{m_1}) = C_{n_1}^{r_1} C_{n_2}^{r_2} / C_n^r$.
- 注: P(A)等于 n_1 红, n_2 黑中选出 r_1 红, r_2 黑的概率.

例5 $n(\ge 3)$ 扇门, 其中m 扇后有奖, $1 \le m \le n-2$. 先猜其中一扇门, 然后主持人在剩余的n-1 扇门中打开一扇空门并让再选一次. 下面哪个策略好?

策略1: 坚持最初猜的旧门. (获奖概率为 $\frac{m}{n}$);

策略2: 在最初猜的旧门和主持人开的空门外随机猜一扇新门.

- A = 旧门有奖; B =新门有奖. P(A)vs P(B).
- $\omega = (i, j, k), j \neq i \perp j > m; k \neq i \perp k \neq j.$ $A = \{\omega : i \leq m\}, B = \{\omega : k \leq m\}.$
- $(1, m+1, 2) \rightarrow \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n-m} \cdot \frac{1}{n-2},$ $(n, m+1, 2) \rightarrow \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n-m-1} \cdot \frac{1}{n-2}.$ 非古典概型!

4日 → 4個 → 4 差 → 4 差 → 9 Q G

2. 逆概公式(Bayes公式)

假设 B_i 是 Ω 的一个可数分割(完备事件组), 则

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_i P(B_i)P(A|B_i)}.$$

推导: $P(B_i|A)$ 条件概率 $\frac{P(AB_i)}{P(A)}$ 乘法公式、全概公式 $\frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_i P(B_i)P(A|B_i)}$.

- 先验概率 vs 后验概率
- 自习例6.5, 6.6, 6.7.

例6.8 某艾滋病检测法的灵敏度如下:

假阴性的概率为0.05 (将感染者报告为健康);

假阳性的概率为0.01 (将健康者报告为感染).

已知某地区有0.001比例人群被艾滋病感染,检测出甲被感染. 求: 甲感染艾滋病的概率.

- 显: A = 甲检测出被感染, $\bar{A} =$ 甲检测出健康;
- 隐: B =甲被感染, $\bar{B} =$ 甲健康.
- → 计算P(B|A).
- (1) P(B) = 0.001 (先验概率), $P(\bar{B}) = 0.999$.
 - (2) P(A|B) = 1 0.05, $P(A|\bar{B}) = 0.01$.
 - (3) 乘法公式: $P(AB) = 0.001 \times 0.95$, $P(A\bar{B}) = 0.999 \times 0.01$.
 - (4) 条件概率的定义: $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(AB) + P(A\overline{B})} \approx 0.087$ (后验概率).

例6.8(续) 某艾滋病检测法的灵敏度如下:

假阴性的概率为0.05 (将感染者报告为健康);

假阳性的概率为0.01 (将健康者报告为感染).

已知某地区有0.001比例人群被艾滋病感染, 检测出甲被感染. 若 甲复查再次被检测出感染.

求: 甲感染艾滋病的概率.

- $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$ b $a: A_i = P$
- 隐: B = 甲被感染, B = 甲健康.
- 计算 $P_{A_1}(B|A_2) (= P(B/A_1A_2)).$
- (1) $P_{A_1}(B) = 0.087$ (先验概率), $P_{A_1}(\bar{B}) = 0.913$.
 - (2) $P_{A_1}(A_2|B) = 1 0.05, P_{A_1}(A_2|\bar{B}) = 0.01.$
 - (3) 乘法公式: $P_{A_1}(A_2B) = 0.087 \times 0.95$,

$$P_{A_1}(A_2\bar{B}) = 0.913 \times 0.01.$$

(4)
$$P_{A_1}(B|A_2) = \frac{P_{A_1}(A_2B)}{P_{A_1}(A_2B) + P_{A_1}(A_2B)} \approx 0.9$$
(后验概率).

§1.7 独立试验(序列)

由可数个独立的随机<u>分步试验</u>组成的(一个整体)随机试验指: 在(一个整体)试验中, 若 E_i 是只依赖于第i 步试验的事件,则 E_i , $i \ge 1$ 相互独立.

习题一,43 连续<u>投掷一对均匀色子</u>,若两点之和为7,则甲赢;若两点之积为5,则乙赢.不停投直到某方赢.求:甲赢的概率.

- $\omega = ((i_1, j_1), (i_2, j_2), \cdots)$. $E_{n,i,j} = \{\omega : i_n = i, j_n = j\}$, $P(E_{n,i,j}) = \frac{1}{36}$. $E_{n,i_n,j_n}, n \ge 1$ 相互独立.