

一、选择题

1. $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = 1 \Rightarrow P(AB) = P(B)$,

所以 $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = P(A)$, 选项 C 正确。

2. 例: (1) 掷骰子试验中, 设 $A = \{\text{偶数点}\}$, $B = \{2\text{点}\}$, 则 $AB \neq \Phi$, 且 $P(A) = \frac{1}{2}$, $P(AB) = P(B) = \frac{1}{6}$, 所以 $P(AB) \neq P(A)P(B)$, 故 A 与 B 不独立。

(2) 设 A 为任意事件且 $A \neq \Phi$, $B = \Omega$, 则 $AB \neq \Phi$ 。因为 $P(AB) = P(A)$, $P(B) = 1$, 所以 $P(AB) = P(A)P(B)$, 故 A 与 B 独立。

由(1)(2)知 $AB \neq \Phi$ 时, A 与 B 可能独立, 也可能不独立。故选项 B 正确。

例: (3) 设 A 为任意事件, $B = \Phi$, 则 $AB = \Phi$, 因为 $P(AB) = P(A)P(B)$, 故 A 与 B 独立。

(4) 设 A 与 B 为任意事件, 满足 $P(A) > 0$, $P(B) > 0$, $AB = \Phi$, 则 $P(AB) = 0$, $P(A)P(B) > 0$, 因为 $P(AB) \neq P(A)P(B)$, 故 A 与 B 不独立。

由(3)(4)知 $AB = \Phi$ 时, A 与 B 可能独立, 也可能不独立。故选项 C 和 D 错误。

3. 由 § 2.2.2 结论 1、结论 2 知, 选项 A 和 B 错误。

(结论 1: 概率为 0 的事件不一定是不可能事件。

例: 设 X 是连续型随机变量, 则 $P(X = x_0) = 0$, 但 $\{X = x_0\}$ 不是不可能事件 Φ 。

(Φ 是空集, 但 $\{X = x_0\}$ 不是空集)

结论 2: 概率为 1 的事件不一定是必然事件。

例: 设 X 是连续型随机变量, 则 $P(\Omega - \{X = x_0\}) = 1$, 但 $\Omega - \{X = x_0\}$ 不是必然事件 Ω 。)

(C) $P(X^2 = 1) = P(X = 1) + P(X = -1) = p \not\asymp P(X = 1) = p$, 选项 C 错误。

(D) 由 § 2.4.2 例 1 结论 (若 $X \sim U[a, b]$, 则 $kX + c \sim U[ka + c, kb + c] (k \neq 0)$) 知,

若 $X \sim U[0, 1]$, 则 $2X \sim U[0, 2]$, 故选项 D 正确。

4. X 有密度函数 $f(x)$, 说明 X 是连续型随机变量, 由课本(2.2.6)式知 C 正确。

5. 设 A_i 表示第 i 天下雨 ($i=1,2$), 则 $P(A_1)=0.2$, $P(A_2)=0.3$, $P(A_1A_2)=0.1$ 。由课本 § 1.2.5 性质(iv)(1)知, $P(A_1\bar{A}_2)=P(A_1-A_2)=P(A_1)-P(A_1A_2)=0.1$, 故 A 正确。

6. 设 $Y=2X$, 则 $F_Y(y)=P(Y\leq y)=P(2X\leq y)=P(X\leq \frac{y}{2})=F_X(\frac{y}{2})$,

两边对 y 求导, 得 $f_Y(y)=\frac{dF_X(\frac{y}{2})}{dy} \stackrel{(\text{令 } u=\frac{y}{2})}{=} \frac{dF_X(u)}{dy} = \frac{dF_X(u)}{du} \cdot \frac{du}{dy} = \frac{1}{2} f_X(u)$

$$= \frac{1}{2} f_X(\frac{y}{2}) = \frac{1}{2\pi(1+\frac{y^2}{4})} = \frac{2}{\pi(4+y^2)}$$

所以 $f_{2X}(x)=\frac{2}{\pi(4+x^2)}$, 选项 B 正确。

7. 由课本 § 3.3.1 例 3 结论 (若 $X \sim P(\lambda_1)$, $Y \sim P(\lambda_2)$, X, Y 独立, 则 $X+Y$

$\sim P(\lambda_1+\lambda_2)$) 知, $Z=X+Y \sim P(6)$ 。所以 $P(Z=k)=\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}=\frac{6^k}{k!}e^{-6}$,

故 $P(Z=2)=\frac{6^2}{2!}e^{-6}=18e^{-6}$, 选项 C 正确。

8. (A) $\rho_{XY}=0 \Leftrightarrow \text{cov}(X,Y)=0 \Leftrightarrow X, Y$ 不相关, 但 X, Y 不一定独立。选项 A 错误。(参考 § 4.4.2 讲义中独立与不相关的关系: X, Y 独立时, 一定有 X, Y 不相关。 X, Y 不相关时, 不一定有 X, Y 独立。)

(B)(C) 由课本(4.4.3)式知, $D(X \pm Y)=DX+DY \pm 2\text{cov}(X,Y)$, 因为 $\rho_{XY}=0$,

所以 $\text{cov}(X,Y)=0$, 故 $D(X \pm Y)=DX+DY$, 选项 B 正确, 选项 C 错误。

(D) 无此性质, 选项 D 错误。

二、填空题

1. 因为 A, B, C 独立, 则由定理 1.6 知 $\bar{A}, \bar{B}, \bar{C}$ 独立。

所以 $P(A \cup B \cup C)=1-P(\overline{A \cup B \cup C})=1-P(\bar{A}\bar{B}\bar{C})=1-P(\bar{A})P(\bar{B})P(\bar{C})$

$$=1-\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}=1-\frac{1}{8}=\frac{7}{8}$$

2. 设 A 表示第 m 次取出的是白球。试验相当于将 $a+b$ 个球分给 $a+b$ 个人，共有 $(a+b)!$ 种分法。要完成事件 A ，则从 a 个白球中取出 1 个，给第 m 个人（有 C_a^1 种取法），再将剩下的 $a+b-1$ 个球分给剩下的 $a+b-1$ 个人（有 $(a+b-1)!$ 种分法），

所以完成事件 A ，共有 $C_a^1(a+b-1)!$ 种方法。所以 $P(A) = \frac{C_a^1(a+b-1)!}{(a+b)!} = \frac{a}{a+b}$ 。（本

题的解法不止一种，这里写的是最简单的一种解法。只考虑前 m 个球也可以，其他解法可参考课本 § 1.2.2 例 7 的讲解。）

3. 设 $A = \{X \leq \frac{1}{2}\}$ ，则 $\bar{A} = \{X > \frac{1}{2}\}$ ， $P(A) = P(X \leq \frac{1}{2}) = \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{2}{9} x dx = \frac{1}{9} x^2 \Big|_0^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{36}$ 。

对 X 的三次独立重复观察即为三重伯努利试验（每次试验的结果为 $\{A, \bar{A}\}$ ）， Y 表

示 A 出现的次数，所以 $Y \sim B(3, \frac{1}{36})$ ，故 $P(Y=2) = C_3^2 (\frac{1}{36})^2 (\frac{35}{36}) = \frac{105}{36^3}$ 。

4. 由课本 § 2.3.1 内容知，因为 $(n+1)p = (4+1) \times 0.8 = 4$ ，所以 $k_0 = 4$ 或 3。

5. $EY = 2EX - 3 = 2 \times 2 - 3 = 1$ ， $DY = D(2X - 3) = 4DX = 4 \times 9 = 36$ ，

所以 $Y \sim N(1, 36)$ 。

6. $P(Y=1 | X=1) = \frac{P(X=1, Y=1)}{P(X=1)} = 0$ ，所以 $P(X=1, Y=1) = a = 0$ ，又 $a+b=0.1$ ，

所以 $b=0.1$ 。故 $a=0, b=0.1$ 。

三、计算题

1. 设 A_i 表示“由第 i 台机器加工”（ $i=1, 2$ ）， B 表示“合格品”，

则 $P(A_1) = \frac{2}{3}$ ， $P(A_2) = \frac{1}{3}$ ， $P(B|A_1) = 0.97$ ， $P(B|A_2) = 0.98$ ，由全概率公式得

$$P(B) = P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) = \frac{2}{3} \times 0.97 + \frac{1}{3} \times 0.98 = \frac{2.92}{3} = 0.9733$$

2. (1) $P(X > 1500) = \int_{1500}^{+\infty} \frac{1000}{x^2} dx = \left(-\frac{1000}{x} \right) \Big|_{1500}^{+\infty} = \frac{2}{3}$

(2) 所求 4 只元件寿命都大于 1500 小时的概率为

$$\{P(X > 1500)\}^4 = \left(\frac{2}{3}\right)^4 = \frac{16}{81}$$

3. 设第 i 袋盐的重量为 X_i 千克 ($i=1,2,\cdots,100$)。则 X_i 独立同分布, $EX_i=1$,

$DX_i=0.01$ 。一箱盐的重量为 $\sum_{i=1}^{100} X_i$, $E(\sum_{i=1}^{100} X_i)=100$, $D(\sum_{i=1}^{100} X_i)=1$ 。

由中心极限定理得: $\sum_{i=1}^{100} X_i$ 近似服从 $N(100,1)$, 所以

$$\begin{aligned} P(0.98 \leq \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} X_i \leq 1.02) &= P(98 \leq \sum_{i=1}^{100} X_i \leq 102) \\ &\approx \Phi(102) - \Phi(98) = \Phi_0(2) - \Phi_0(-2) \\ &= 2\Phi_0(2) - 1 = 0.9545 \end{aligned}$$

$$4. \quad P(U=1, V=1) = P(X=1, Y=1) = P(X=1)P(Y=1) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9},$$

$$P(U=1, V=2) = 0, \quad P(U=1, V=3) = 0,$$

$$P(U=2, V=1) = P(X=2, Y=1) + P(X=1, Y=2)$$

$$= P(X=2)P(Y=1) + P(X=1)P(Y=2)$$

$$= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{2}{9},$$

$$P(U=2, V=2) = P(X=2, Y=2) = P(X=2)P(Y=2) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9},$$

$$P(U=2, V=3) = 0,$$

$$P(U=3, V=1) = P(X=3, Y=1) + P(X=1, Y=3)$$

$$= P(X=3)P(Y=1) + P(X=1)P(Y=3)$$

$$= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{2}{9},$$

$$P(U=3, V=2) = P(X=3, Y=2) + P(X=2, Y=3)$$

$$= P(X=3)P(Y=2) + P(X=2)P(Y=3)$$

$$= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{2}{9},$$

$$P(U=3, V=3) = P(X=3, Y=3) = P(X=3)P(Y=3) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9},$$

所以 (U, V) 的联合分布为

$\begin{array}{c} V \\ \diagdown \\ U \end{array}$	1	2	3
1	$\frac{1}{9}$	0	0
2	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$	0
3	$\frac{2}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$

U, V 的边缘分布为

U	1	2	3
P	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{5}{9}$

V	1	2	3
P	$\frac{5}{9}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{9}$

由于 $P(U=1, V=1) \neq P(U=1)P(V=1)$, 所以 U, V 不独立。

5. (1) 已知 $EX = \frac{1}{\lambda}$, 由矩估计的思想, 令 $EX = \bar{X}$, 得 λ 的矩估计量为 $\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{X}}$.

(2) X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

似然函数为
$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}$$

取对数得
$$\ln L(\lambda) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n x_i$$

求导得
$$\frac{d \ln L(\lambda)}{d \lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i = 0,$$

解得 λ 的极大似然估计量为 $\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{1}{\bar{X}}$ 。

四、证明题

证明: $DX = p(1-p)$, 由于 $(p - \frac{1}{2})^2 \geq 0$, 所以 $p^2 - p + \frac{1}{4} \geq 0$,

则有 $DX = p(1-p) \leq \frac{1}{4}$ 。

附加题: C 学概率长知识~~~