

# 北京大学数学科学学院期中考试试题

20 18 -20 19 学年第 二 学期

可能用到的数据:

a. 设标准正态分布的累积分布函数为 $\Phi(x)$ ,  $\Phi(1.645) = 0.95$ ,  $\Phi(1.96) = 0.975$ .

1. (10分) 设随机事件A,B相互独立, A,C互不相容, 并且  $P(A) = P(B) = P(C) = 0.3$ , 试求下列事件的概率 $A - B$ ,  $A \cup B$ ,  $A - C$ ,  $A \cup C$ .

**Solution:** 记全集为 $\Omega$ , 空集为 $\phi$ . 由题知道 $A \cap C = \phi$ ,  $P(AB) = P(A)P(B)$ .

$$P(A - B) = P(A) - P(AB) = P(A) - P(A)P(B) = 0.21$$

$$\begin{aligned} P(A \cup B) &= P(A) + P(B) - P(AB) \\ &= P(A) + P(B) - P(A)P(B) \\ &= 0.3 + 0.3 - 0.3 \times 0.3 = 0.51 \end{aligned}$$

$$P(A - C) = P(A) - P(AC) = P(A) - P(\phi) = 0.3 - 0 = 0.3$$

$$\begin{aligned} P(A \cup C) &= P(A) + P(C) - P(AC) \\ &= P(A) + P(B) - P(\phi) \\ &= 0.3 + 0.3 - 0 = 0.6 \end{aligned}$$

□

2. (10分) 设 $P(A) = a$ ,  $P(B) = b$ , 其中 $a, b > 0$ . 求证

$$\frac{a + b - 1}{b} \leq P(A|B) \leq \frac{a}{b}$$

**Proof:** 由 $AB \subset A$ 知,  $P(AB) \leq P(A) = a$ .

因为  $P(AB) = P(A) + P(B) - P(A \cup B)$ , 且 $0 \leq P(A \cup B) \leq 1$  有

$$P(AB) \geq a + b - 1$$

又  $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$ , 因此有:

$$\frac{a + b - 1}{b} \leq P(A|B) \leq \frac{a}{b}$$

□

3. (10分) 甲乙两艘轮船驶向一个不能同时停泊两艘轮船的码头, 它们在一昼夜内到达的时间是等可能的。如果甲船停泊时间是一小时, 乙船停泊时间是两小时, 求它们中任何一艘都不需要等候码头空出的概率。

**Solution:**

设 $X$ 为甲到达的时间,  $Y$ 为乙到达的时间, 则 $X, Y \sim U(0, 24)$ .  $D = \{(x, y) | 0 \leq x, y \leq 1\}$ . 现在来看需要等待的情况: 如果甲先到, 即 $X < Y$ , 乙船需要等待进港即乙船在甲船停泊的1小时内

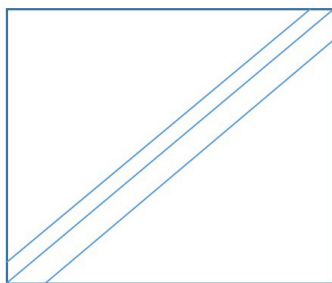


Figure 1: 事件示意图

到达了, 即  $Y < X + 1$ . 如果乙先到, 即  $X > Y$ , 甲船需要等待即甲船在乙船停泊的2小时内到达了, 即  $X < Y + 2$ . 对应于下图中间的两个条带,

于是按照几何概型, 得到不需要等待的概率

$$P(A) = \frac{m(A)}{m(D)} = \frac{\frac{1}{2} \times 22^2 + \frac{1}{2} \times 23^2}{24^2} = \frac{1013}{1152} \approx 0.8793$$

□

4. (10分) 设随机变量  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 求  $E(|X|)$ .

**Solution:**

$$E(|X|) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} |x| e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

令  $\frac{x-\mu}{\sigma} = t$ , 则  $x = \mu + \sigma t$ ,  $dx = \sigma dt$ . 于是

$$\begin{aligned} E(|X|) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} |\mu + \sigma t| e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{\mu}{\sigma}}^{+\infty} (\mu + \sigma t) e^{-\frac{1}{2}t^2} dt - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-\frac{\mu}{\sigma}} (\mu + \sigma t) e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \\ &= \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}} \left[ \int_{-\frac{\mu}{\sigma}}^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt - \int_{-\infty}^{-\frac{\mu}{\sigma}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \right] \\ &\quad + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \left[ \int_{-\frac{\mu}{\sigma}}^{+\infty} t e^{-\frac{1}{2}t^2} dt - \int_{-\infty}^{-\frac{\mu}{\sigma}} t e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \right] \\ &= \mu \left[ \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma}\right) \right] + \frac{2\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{\mu}{\sigma}}^{+\infty} t e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \\ &= \mu \left[ 2\Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right) - 1 \right] + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma e^{-\frac{\mu^2}{2\sigma^2}} \end{aligned}$$

□

5. (10分) 设某昆虫生产  $k$  个卵的概率服从参数为  $\lambda$  的泊松分布  $p_k = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$  ( $\lambda > 0$ ), 又设一个虫卵能孵化成成虫的概率为  $p$ . 若卵能否孵化为成虫是相互独立的, 问: 此昆虫的下一代有  $m$  条成虫的概率是多少?

**Solution:** 设下一代卵的个数为随机变量  $X$ , 孵化为成虫的个数为随机变量  $Y$ , 由题意:  $X \sim P(\lambda)$ ,  $Y \sim B(n, p)$ . 由全概公式

$$\begin{aligned}
P(Y=m) &= \sum_{k=m}^{+\infty} P(Y=m, X=k) = \sum_{k=m}^{+\infty} P(Y=m|X=k)P(X=k) \\
&= \sum_{k=m}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} p^m q^{k-m} \\
&= \frac{(\lambda p)^m}{m!} e^{-\lambda} \sum_{k=m}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-m}}{(k-m)!} q^{k-m} \\
&= \frac{(\lambda p)^m}{m!} e^{-\lambda} e^{\lambda q} \\
&= \frac{(\lambda p)^m}{m!} e^{-\lambda p}
\end{aligned}$$

即Y服从参数为 $\lambda p$ 的泊松分布。

□

6. (10分) 设某地区的肝癌发病率为0.0001. 现有某种肝癌检测仪器的准确率为0.99 (即患有肝癌的人仪器以99%的准确度判断其有病, 而没患肝癌的人检测结果中99%显示其没有病)。现某人采用此仪器检测显示有病, 问其真正患肝癌的概率是多少?

**Solution:** 记A为“此人患癌症”, B为“此人被仪器检测出癌症”, 由已知得到:

$$P(A) = 0.0001, P(B|A) = 0.99, P(B|\bar{A}) = 1 - P(\bar{B}|\bar{A}) = 0.01$$

由贝叶斯公式

$$\begin{aligned}
P(A|B) &= \frac{P(B|A)P(A)}{P(B|A)P(A) + P(B|\bar{A})P(\bar{A})} \\
&= \frac{0.99 \times 0.0001}{0.99 \times 0.0001 + 0.01 \times 0.9999} = \frac{1}{102} \approx 0.0098
\end{aligned}$$

□

7. (10分) 设 $(X, Y)$ 的联合密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} C e^{-(x+2y)}, & x \geq 0, y \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(1). 求常数C;

(2). 求 $P(0 < X < 1, 0 < Y < 0.5)$ .

**Solution:** 注意到密度函数可分解, 于是 $X, Y$ 独立。

(1). 由概率的规范性

$$\begin{aligned}
\int_D f(x, y) dx dy &= C \int_0^{+\infty} e^{-x} dx \int_0^{+\infty} e^{-2y} dy \\
&= C [(-e^{-x})|_0^{+\infty}] \left[ (-\frac{1}{2} e^{-2y})|_0^{+\infty} \right] = \frac{C}{2} = 1
\end{aligned}$$

于是 $C = 2$ .

(2). 同理

$$\begin{aligned}
P(0 < X < 1, 0 < Y < 0.5) &= 2 [(-e^{-x})|_0^1] \left[ (-\frac{1}{2} e^{-2y})|_0^{0.5} \right] \\
&= (1 - e^{-1})^2
\end{aligned}$$

□

8. (10分) 设 $a$ 是区间 $(0, 1)$ 上的一个定点, 随机变量 $X \sim U(0, 1)$ 服从均匀分布. 以 $Y$ 表示点 $X$ 到点 $a$ 的距离. 问 $a$ 取何值时,  $X$ 与 $Y$ 不相关.

**Solution:**  $X \sim U(0, 1)$ , 则 $E(X) = \frac{1}{2}$ . 令 $Y = |X - a|$ ,  $Y$ 作为随机变量 $X$ 的函数的期望,

$$E(Y) = E(|X - a|) = \int_0^a (a - x)dx + \int_a^1 (x - a)dx = a^2 - a + \frac{1}{2}$$

同理, 可计算 $XY = X|X - a|$ 作为随机变量 $X$ 的函数的期望

$$E(XY) = E(X|X - a|) = \int_0^a x(a - x)dx + \int_a^1 x(x - a)dx = \frac{a^3}{3} - \frac{a}{2} + \frac{1}{2}$$

由 $XY$ 不相关得 $E(XY) = E(X)E(Y)$ 方程

$$\frac{a^3}{3} - \frac{a}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2}(a^2 - a + \frac{1}{2})$$

整理得方程

$$4a^3 - 6a^2 + 1 = (2a - 1)(2a^2 - 2a - 1) = 0$$

解得  $a = \frac{1}{2}$ ,  $a = \frac{1+\sqrt{3}}{2}$ ,  $a = \frac{1-\sqrt{3}}{2}$ , 后两个解不在 $(0, 1)$ 区间舍去. 所以  $a = \frac{1}{2}$ .

□

9. (10分) 设 $(X, Y)$ 的联合密度为

$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{8}(x + y), & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求 $X$ 与 $Y$ 的协方差 $Cov(X, Y)$ 及相关系数 $\rho_{XY}$ .

**Solution:** 首先求边缘密度

$$p(x) = \int_0^2 p(x, y)dy = \frac{x+1}{4}$$

由对称性 $p(y) = p(x) = \frac{y+1}{4}$

$$E(X) = \int_0^2 xp(x)dx = \int_0^2 \frac{x(x+1)}{4}dx = \frac{7}{6}Var(Y) = \int_0^2 (x - \frac{7}{6})^2 \frac{x+1}{4}dx = \frac{11}{36}$$

由对称性有 $E(Y) = E(X) = \frac{7}{6}$ ,  $Var(Y) = Var(X) = \frac{11}{36}$

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int \int_D xyp(x, y)dxdy \\ &= \frac{1}{8} \int_0^2 dx \int_0^2 xy(x+y)dy \\ &= \frac{1}{8} \int_0^2 (2x^2 + \frac{8}{3}x)dx = \frac{4}{3} \end{aligned}$$

于是

$$\begin{aligned} Cov(X, Y) &= E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{4}{3} - \left(\frac{7}{6}\right)^2 = -\frac{1}{36} \\ \rho_{XY} &= \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} = \frac{-\frac{1}{36}}{\frac{11}{36}} = -\frac{1}{11} \end{aligned}$$

□

10. (10分) 设某生产线上组装每件产品的时间服从指数分布, 平均需要10分钟, 且各件产品的组装时间相互独立。如果要保证有95%的可能性, 求16小时最多可以组装多少件产品。

**Solution:** 记 $X$ 为生产一件产品的时间(以分钟为单位), 由题意 $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ ,  $E(X) = \frac{1}{\lambda} = 10$ , 于是 $\lambda = \frac{1}{10}$ .  $\text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2} = 100$ .

生产 $n$ 件产品的时间为部分和 $S_n = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$ ,  $X_i$ 独立同分布; 由题意, 就是要求最大 $n$ , 使得

$$P(S_n \leq 960) \geq 0.95$$

由中心极限定理

$$\frac{S_n - nE(X)}{\sqrt{n\text{Var}(X)}} \xrightarrow{d} N(0, 1)$$

于是

$$\begin{aligned} P(S_n \leq 960) &= P\left(\frac{S_n - 10n}{10\sqrt{n}} \leq \frac{960 - 10n}{10\sqrt{n}}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{96 - n}{\sqrt{n}}\right) \geq 0.95 \end{aligned}$$

由于 $\Phi(1.645) = 0.95$ , 于是可以得到方程

$$\frac{96 - n}{\sqrt{n}} = 1.645$$

求解得到 $n \approx 81.18$ , 向下取整得到最大 $n = 81$ .

□