

2、三人独立的破译一个密码，他们能译出密码的概率分别为

$\frac{1}{5}, \frac{1}{4}, \frac{1}{3}$ ，此密码能被译出的概率为  $\frac{3}{5}$ 。

A: 密码能译出

$$P(\bar{A}) = \frac{4}{5} \times \frac{3}{4} \times \frac{2}{3} = \frac{2}{5}$$

$$P(A) = 1 - P(\bar{A}) = \frac{3}{5}$$

4、设随机变量  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，且二次方程

$y^2 + 4y + X = 0$  无实根的概率等于 0.5，则  $\mu =$  4。

$$\Delta = 4^2 - 4X < 0 \Leftrightarrow X > 4$$

$$P(X > 4) = 0.5$$

12、某型号电子管寿命（以小时计）近似地服从  $N(160, 20^2)$  分布，随机的选取四只，求其中没有一只寿命小于 180 小时的概率（答案用标准正态分布函数表示）。

设四只电子管寿命分别为  $x_1, x_2, x_3, x_4$

$$P\{x_1 \geq 180, x_2 \geq 180, x_3 \geq 180, x_4 \geq 180\}$$

$$= P\{x_1 \geq 180\} \cdot P\{x_2 \geq 180\} \cdot P\{x_3 \geq 180\} \cdot P\{x_4 \geq 180\}$$

$$= P\left\{\frac{x_1 - 160}{20} \geq 1\right\} \cdot P\left\{\frac{x_2 - 160}{20} \geq 1\right\} \cdot P\left\{\frac{x_3 - 160}{20} \geq 1\right\} \cdot P\left\{\frac{x_4 - 160}{20} \geq 1\right\}$$

$$= [1 - \Phi(1)]^4$$

3、设随机变量  $X$  和  $Y$  的相关系数为  $0.5$ ， $E(X) = E(Y) = 0$ ， $E(X^2) = E(Y^2) = 2$ ，则  $E(X+Y)^2 =$  \_\_\_\_\_。

$$E(X+Y)^2 = E(X^2 + Y^2 + 2XY) = EX^2 + EY^2 + 2E(XY)$$

$$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{DX} \cdot \sqrt{DY}}$$

$$DX = E(X^2) - (EX)^2 = 2 - 0^2 = 2 \quad \text{同理 } DY = 2$$

$$\text{Cov}(X, Y) = \rho_{XY} \cdot \sqrt{DX} \cdot \sqrt{DY} = 0.5 \times \sqrt{2} \times \sqrt{2} = 1$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - EX \cdot EY = 1 \Rightarrow E(XY) = 1$$

$$\text{故 } E(X+Y)^2 = 2 + 2 + 2 \times 1 = 6$$

4、设随机变量  $X$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布，且  $P\{X=0\} = \frac{1}{3}$ ，则  $\lambda =$  \_\_\_\_\_。

4、设随机变量  $X$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布，且  $P\{X=0\}=\frac{1}{3}$ ，则  $\lambda=$ \_\_\_\_\_.

$$P\{X=k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad k=0,1,2,\dots$$

$$\begin{aligned} P\{X=0\} &= e^{-\lambda} = \frac{1}{3} \Rightarrow -\lambda = \ln \frac{1}{3} = -\ln 3 \\ &\Rightarrow \lambda = \ln 3 \end{aligned}$$

5、设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ， $(X_1, X_2)$  是从  $X$  中抽取的一个样本，样本容量为 2，则  $(X_1, X_2)$  的联合概率密度函数  $g(x_1, x_2) =$ \_\_\_\_\_.

$$\begin{aligned} g(x_1, x_2) &= f(x_1) \cdot f(x_2) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_1-\mu)^2}{2\sigma^2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_2-\mu)^2}{2\sigma^2}} \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{(x_1-\mu)^2 + (x_2-\mu)^2}{2\sigma^2}} \end{aligned}$$

6、设总体  $X$  服从参数为  $\lambda$  的指数分布  $e(\lambda)$ ， $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的简单随机样本，则  $D(\bar{X}) =$ \_\_\_\_\_。

$$E(\bar{X}) = EX = \frac{1}{\lambda} \quad D(\bar{X}) = \frac{1}{n} D(X) = \frac{1}{n\lambda^2}$$

7、设  $X \sim U[a,1]$ ,  $X_1, \dots, X_n$  是从总体  $X$  中抽取的样本,  $a$  的矩估计为  $2\bar{X}-1$ 。

$$EX = \frac{a+1}{2}$$

$$\text{令 } EX = \bar{X} \Rightarrow \frac{a+1}{2} = \bar{X} \Rightarrow \hat{a} = 2\bar{X}-1$$

8、若  $X \sim t(n)$ , 则  $X^2 \sim$  \_\_\_\_\_。

$$\text{设 } X = \frac{U}{\sqrt{V/n}} \text{ 其中 } U \sim N(0,1), V \sim \chi^2(n)$$

$$X^2 = \frac{U^2}{V/n} = \frac{U^2/1}{V/n} \sim F(1, n)$$

1、有  $\gamma$  个球, 随机地放在  $n$  个盒子中 ( $\gamma \leq n$ ), 则某指定的  $\gamma$  个盒子中各有一球的概率为\_\_\_\_\_。

(A)  $\frac{\gamma!}{n^\gamma}$

(B)  $C_n^r \frac{\gamma!}{n^\gamma}$

(C)  $\frac{n!}{\gamma^n}$

(D)  $C_\gamma^n \frac{n!}{\gamma^n}$

2、设  $p(A)=0.8, p(B)=0.7, p(A|B)=0.8$ ，则下列结论正确的是 (A)

(A)  $A$  与  $B$  相互独立；

(B) 事件  $A$ 、 $B$  互斥.

(C)  $B \supset A$ ;

(D)  $p(A+B) = p(A) + p(B)$

3、设随机变量  $X$  的概率密度为  $f(x) = ce^{-|x|}$ ，则  $c =$ \_\_\_\_\_。

(A)  $-\frac{1}{2}$

(B) 0

(C)  $\frac{1}{2}$

(D) 1

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \Rightarrow 2 \int_0^{+\infty} ce^{-x} dx = 1$$

$$\Rightarrow -2ce^{-x} \Big|_0^{+\infty} = 1 \Rightarrow 2c = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{2}$$

4、设  $X$  服从参数为  $\lambda = \frac{1}{9}$  的指数分布， $F(x)$  为其分布函数，则  $P\{3 < X < 9\} =$  (C)

(A)  $F(1) - F(\frac{3}{9})$ ; (B)  $\frac{1}{9}(\frac{1}{\sqrt[3]{e}} - \frac{1}{e})$ ; (C)  $\frac{1}{\sqrt[3]{e}} - \frac{1}{e}$ ; (D)  $\int_0^9 e^{-x/3} dx$

,  $(\frac{1}{9}e^{-\frac{1}{9}x} \quad x > 0$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{9} e^{-\frac{1}{9}x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

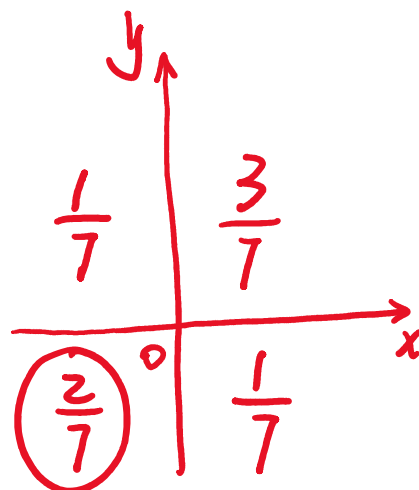
$$P\{3 < X < 9\} = \int_3^9 \frac{1}{9} e^{-\frac{1}{9}x} dx = -e^{-\frac{1}{9}x} \Big|_3^9 \\ = e^{-\frac{1}{3}} - e^{-1}$$

5、设  $X$  与  $Y$  为两个随机变量, 且  $P\{X \geq 0, Y \geq 0\} = \frac{3}{7}$ ,  $P\{X \geq 0\} = P\{Y \geq 0\} = \frac{4}{7}$ ,

则  $P\{\max(X, Y) \geq 0\} =$

- (A)  $\frac{5}{7}$ ; (B)  $\frac{16}{49}$ ; (C)  $\frac{3}{7}$ ; (D)  $\frac{40}{49}$ .

$$P\{\max(X, Y) \geq 0\} = 1 - P\{\max(X, Y) < 0\} \\ = 1 - P\{X < 0, Y < 0\} \\ = 1 - \frac{2}{7} = \frac{5}{7}$$



6、设随机变量  $X$  与  $Y$  独立同分布, 记  $U = X - Y$ ,  $V = X + Y$ , 则  $U$  与  $V$  之间必有

- (A) 独立; (B) 相关系数为零;  
(C) 不独立; (D) 相关系数不为零.

$$\text{Cov}(U, V) = \text{Cov}(X - Y, X + Y) \\ = \text{Cov}(X, X) - \text{Cov}(Y, X) + \text{Cov}(X, Y) - \text{Cov}(Y, Y) \\ = DX + 0 - DY$$

$$\rho_{UV} = \frac{\text{Cov}(U, V)}{\sqrt{DU} \cdot \sqrt{DV}} = 0$$

7、设  $X_1, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本，且  $E(X) = \mu$ ，则下列是  $\mu$  的无偏估计的是（ ）

(A)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} X_i$ ;      (B)  $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n X_i$ ;      (C)  $\frac{1}{n} \sum_{i=2}^n X_i$ ;      ☒ (D)  $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} X_i$

8、 $X_1, X_2, \dots, X_{16}$  是来自总体  $X \sim N(0,1)$  的一个简单随机样本，设： $Z = X_1^2 + \dots + X_8^2$

$Y = X_9^2 + \dots + X_{16}^2$ ，则  $\frac{Z}{Y} \sim$  ( )

(A)  $N(0,1)$       (B)  $t(16)$       (C)  $\chi^2(16)$       (D)  $F(8,8)$

$$\frac{Z}{Y} = \frac{Z/8}{Y/8} \sim F(8,8)$$

1、(6 分) 用甲胎蛋白检测法 (AFP) 诊断肝病，已知确实患肝病者被诊断为肝病的概率为 0.95，未患肝病者被误诊为肝病的概率为 0.02，假设人群中肝病的发病率为 0.0004，现在有一个人被诊断为患有肝病，求此人确实为肝病患者的概率。

1、(6 分) 解：设  $A=\{\text{肝病患者}\}$ ， $B=\{\text{被诊断为患有肝病}\}$ ，  
由贝叶斯公式，

$$P(A|B) = \frac{P(A)P(B|A)}{P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A})} \quad 3 \text{ 分}$$

$$= \frac{0.0004 \times 0.95}{0.0004 \times 0.95 + (1 - 0.0004) \times 0.02} \approx 0.0187. \quad 3 \text{ 分}$$



2、(6分) 设随机变量  $X_1, X_2$  的概率分布为

$X_i$	-1	0	1
$P$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

$i=1, 2.$

且满足  $P(X_1 X_2 = 0) = 1$ ，求  $X_1, X_2$  的联合分布列和相关系数为  $R(X_1, X_2)$

$X_1 \backslash X_2$	-1	0	1
-1	0	<del><math>\frac{1}{4}</math></del>	0
0	<del><math>\frac{1}{4}</math></del>	0	<del><math>\frac{1}{4}</math></del>
1	0	<del><math>\frac{1}{4}</math></del>	0

$$P(X_1 X_2 \neq 0) = 0$$

2、(6分) 解：  $(X_1, X_2)$  的联合分布为

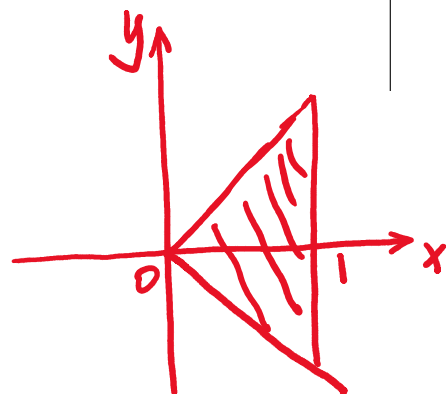
$X_1 \backslash X_2$	-1	0	1	
-1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	

4 分

$EX_1 = 0, EX_2 = 0, E(X_1 X_2) = 0$ ，所以  $\text{cov}(X_1, X_2) = 0$ ，  
于是  $R(X_1, X_2) = 0$ 。

2 分

3、(14 分) 设随机变量  $X$  和  $Y$  在区域  $D$  上服从均匀分布, 其中  $D$  为  $y = x, y + x = 0, x = 1$  围成, 试求: (1)  $X$  和  $Y$  的联合密度函数; (2)  $X$  和  $Y$  的边缘分布, 并讨论  $X$  和  $Y$  是否独立; (3) 期望  $E(XY)$  的值。



3. (14 分) 解: (1)  $S = \int_0^1 [x - (-x)]dx = x^2 \Big|_0^1 = 1$

所以  $f(x) = \begin{cases} 1 & (x, y) \in D \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$  4 分

(2)  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy = \int_{-x}^x 1dy = 2x$

$f_X(x) = \begin{cases} 2x & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$  3 分

$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dx$

当  $-1 \leq y < 0$  时,  $f_Y(y) = \int_{-y}^1 1dx = 1 + y$

当  $0 \leq y \leq 1$  时,  $f_Y(y) = \int_y^1 1dx = 1 - y$

故  $f_Y(y) = \begin{cases} 1 + y & -1 \leq y < 0 \\ 1 - y & 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$  3 分

由于  $f_X(x) \cdot f_Y(y) \neq f(x, y)$ , 所以不独立。 2 分

(3)  $E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y)dy = \int_0^1 dx \int_{-x}^x xydy = \int_0^1 0dx = 0$  2 分

4. (6 分) 一辆公共汽车送 25 名乘客到 9 个车站, 每位乘客在每个车站都是等可能下车, 并且他们下车与否相互独立, 交通车只有在有人下车的站才停。求交通车停车次数  $X$  的数学期望。

4. (6分) 解: 设  $X_i = \begin{cases} 1 & \text{公共汽车在第} i \text{个车站有乘客下车} \\ 0 & \text{公共汽车在第} i \text{个车站没有乘客下车} \end{cases} \quad (i=1, 2, \dots, 9)$

则  $X = \sum_{i=1}^9 X_i$  2 分

$$EX_i = 1 \cdot P\{X_i = 1\} + 0 \cdot P\{X_i = 0\} = 1 - \left(\frac{8}{9}\right)^{25} \quad 2 \text{ 分}$$

$$E(X) = E\left(\sum_{i=1}^9 X_i\right) = 9 \times \left[1 - \left(\frac{8}{9}\right)^{25}\right] \quad 2 \text{ 分}$$

5、(8分) 正常人的脉搏平均 72 次每分钟，现在测得 10 例砒剂中毒患者的脉搏，算得平均次数为 67.4 次，均方差为 5.929。已知人的脉搏次数服从正态分布，试问：中毒患者与正常人脉搏有无显著差异。  $\alpha = 0.05$

(可能用到的数:  $t_{0.025}(9) = 2.262$ ,  $t_{0.05}(9) = 1.833$ ,  $t_{0.025}(10) = 2.23$ ,  $t_{0.05}(10) = 1.812$ )

5、(8 分) 解：由题意得， $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$H_0: \mu = \mu_0 = 72 \quad H_1: \mu \neq \mu_0 = 72 \quad 2 \text{ 分}$$

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1) \quad 2 \text{ 分}$$

其中  $n=10, \bar{X}=67.4, S=5.929$  代入

$$|t| = \left| \frac{67.4 - 72}{5.929 / \sqrt{10}} \right| = 2.453 > t_{0.025}(9) = 2.2622 \quad 2 \text{ 分}$$

所以，拒绝  $H_0$ ，认为有显著差异。2 分

6、(12 分) 设总体  $X$  密度函数为  $f(x) = \begin{cases} \frac{2x}{\theta^2}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ， $x_1, x_2, \dots, x_n$  为来自总体的一个

样本，求  $\theta$  的矩估计和极大似然估计。

6、(12 分)解  $E \int_0^\theta \frac{2x^2}{\theta^2} dx = \frac{2}{3}\theta$  ..... 2 分

由  $\frac{2}{3}\theta = \bar{x}$ , 所以  $\hat{\theta} = \frac{3}{2}\bar{x}$  ..... 2 分

似然函数  $L(x_1 \cdots x_n, \theta) = \frac{2^n}{\theta^{2n}} \cdot x_1 \cdots x_n$  ..... 4 分

$$\ln L = n \ln 2 - 2n \ln \theta + \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$\frac{d \ln L}{d \theta} = \frac{-2n}{\theta}$ , 所以  $L(\theta)$  单调下降 ..... 2 分

$\hat{\theta}_L = \max \{x_1, \cdots x_n\}$  ..... 2 分