

# 2018-2019-1 概率练习题答案

## 一、单项选择题

1、对于样本空间中任意两个事件  $A$  与  $B$ ，下列事件关系中**不正确**的是（ D ）。

(A)  $A - B = A\bar{B}$

(B)  $A \cup B = A \cup (B - AB)$

(C)  $A = AB \cup A\bar{B}$

(D)  $(A \cup B) - B = A$

2、设事件  $A$  与  $B$  是互不相容，且  $P(A) > 0$ ， $P(B) > 0$ ，则下列式子**正确**的是（ C ）。

(A)  $P(B|A) > 0$

(B)  $P(A|B) = P(A)$

(C)  $P(A|B) = 0$

(D)  $P(AB) = P(A)P(B)$

3、若随机变量  $X$  的概率密度为： $f(x) = \begin{cases} a/(x^2 + 1), & -1 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ，则  $a$  的取值为：

（ A ）。

(A)  $\frac{2}{\pi}$

(B)  $\frac{\pi}{2}$

(C) 0

(D) 无法

确定

4、设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  和  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  均来自正态总体  $N(0, \sigma^2)$  的两个独立样本，则统计

量  $U = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_n^2}}$  的分布是（ B ）。

(A)  $\chi^2(n)$

(B)  $t(n)$

(C)  $F(n, n)$

(D) 不能确定

5、设  $X_1, X_2, X_3, X_4$  是来自正态分布总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的样本，其中  $\mu$  未知， $\sigma^2$  已知，下列估计量中，关于  $\mu$  的最有效的无偏估计量是（ C ）。

(A)  $T_1 = \frac{1}{6}(X_1 + X_2) + \frac{1}{3}(X_3 + X_4)$

(B)  $T_2 = \frac{1}{5}(X_1 + 2X_2 + 3X_3 + 4X_4)$

(C)  $T_3 = \frac{1}{4}(X_1 + X_2 + X_3 + X_4)$

(D)  $T_4 = \frac{1}{5}(X_1 + 2X_2 + X_3 + X_4)$

## 二、填空题

1、设事件  $A$  与  $B$  相互独立，且满足  $P(A \cup B) = 0.8$ ， $P(B) = 0.5$ ，则  $P(AB) =$  0.3。

2、若一批产品中 90% 是合格品，检查时一个合格品被误认为是次品的概率为 0.05，一个次品被误认为是合格品的概率为 0.05，则一个经检查后被认为是合格品的产品确是合格品的概率为 171/172。

3、设随机变量  $X$  的分布律为:  $P\{X=k\}=\frac{k}{10}$ ,  $k=1,2,3,4$ , 则  $P\{\frac{1}{2}<X\leq\frac{5}{2}\}=$  0.3.

4、设随机变量  $X$  服从二项分布  $b(100,0.2)$ , 随机变量  $Y$  服从正态分布  $N(5,1)$ , 且  $X$  与  $Y$  的相关系数  $\rho_{XY}=0.25$ , 则  $E(X-2Y+1)=$  11,  $D(X-2Y+1)=$  16.

5、设样本  $X_1, X_2, \dots, X_6$  来自总体  $N(0,1)$ , 且  $Y=(X_1+X_2)^2+(X_3+X_4)^2+(X_5+X_6)^2$ , 要使变量  $CY$  服从  $\chi^2$  分布, 则常数  $C=$  0.5.

三、一加法器同时收到 30 个噪声电压  $V_k$  ( $k=1,2,\dots,30$ ), 设它们是相互独立的随机变量, 且都在区间  $(0,10)$  上服从均匀分布, 记  $V=\sum_{k=1}^{30} V_k$ , 求  $P\{V>130\}$  的近似值. (结果用标准正态分布函数  $\Phi(x)$  表示,  $x>0$ )

解: 由题意知  $E(V_k)=5$ ,  $D(V_k)=\frac{100}{12}$ , 由中心极限定理可知所求概率为:

$$P\{V>130\}=P\{\sum_{k=1}^{30} V_k>130\}=1-P\{\sum_{k=1}^{30} V_k\leq 130\}=1-P\{\frac{\sum_{k=1}^{30} V_k-30\times 5}{\sqrt{30\times\frac{100}{12}}}\leq\frac{130-30\times 5}{\sqrt{30\times\frac{100}{12}}}\}$$

$$\approx 1-\Phi(-\frac{2\sqrt{10}}{5})=1-[1-\Phi(\frac{2\sqrt{10}}{5})]=\Phi(\frac{2\sqrt{10}}{5})$$

四、设随机变量  $(X,Y)$  的概率分布律为:

Y \ X	X		
	0	1	2
-1	0.1	0.1	0.4
1	0.1	0.2	0.1

求 (1) 关于  $Z=X+Y$  的分布律; (2) 概率  $P\{X+Y\leq 1\}$ ; (3)  $E(Y)$  和  $D(Y)$ ; (4)  $Cov(X,Y)$ .

解: (1) 关于  $Z=X+Y$  的分布律为:

Z	-1	0	1	2	3
P	0.1	0.1	0.5	0.2	0.1

(2)  $P\{X+Y\leq 1\}=1-P\{X+Y=2\}-P\{X+Y=3\}=0.7$

(3) 关于  $Y$  的边缘分布律为:

Y	-1	1
P	0.6	0.4

从而有  $E(Y) = -1 \times 0.6 + 1 \times 0.4 = -0.2$ ,  $E(Y^2) = (-1)^2 \times 0.6 + 1^2 \times 0.4 = 1.0$ , 故

$$D(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2 = 1.0 - (-0.2)^2 = 0.96$$

(4) 关于  $X$  的边缘分布律为:

X	0	1	2
P	0.2	0.3	0.5

从而有:  $E(X) = 0 \times 0.2 + 1 \times 0.3 + 2 \times 0.5 = 1.3$ ,

$$E(XY) = 0 \times (-1) \times 0.1 + 0 \times 1 \times 0.1 + 1 \times (-1) \times 0.1 + 1 \times 1 \times 0.2 + 2 \times (-1) \times 0.4 + 2 \times 1 \times 0.1 = -0.5$$

$$\text{从而有 } \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = -0.5 - 1.3 \times (-0.2) = -0.24$$

五、设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率函数为:

$$f(x, y) = \begin{cases} Cxy, & 0 < x < 1, 0 < y < x^2; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(1)求常数  $C$ ; (2)求关于  $X$  和  $Y$  的边缘概率密度; (3)问  $X$  和  $Y$  是否相互独立? 需说明理由; (4)求  $E(XY)$ . (5)求  $Z = X^2 - Y$  的分布函数.

解: (1)由  $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$ , 从而有  $\int_0^1 dx \int_0^{x^2} Cxy dy = 1$ , 所以  $C = 12$ ;

$$(2) \text{关于 } X \text{ 的边缘概率密度: } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{x^2} 12xy dy = 6x^5, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$\text{从而其分布函数为: } F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \int_0^x 6x^5 dx = x^6, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

关于  $Y$  的边缘概率密度:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{\sqrt{y}}^1 12xy dx = 6y(1-y), & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$\text{从而其分布函数为: } F_Y(y) = \int_{-\infty}^y f_Y(y) dy = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \int_0^y 6y(1-y) dy = 3y^2 - 2y^3, & 0 \leq y < 1, \\ 1, & y \geq 1. \end{cases}$$

(3)显然,  $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ , 所以  $X$  和  $Y$  不相互独立.

$$(4) \text{由 } E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{x^2} xy \cdot 12xy dx dy = 4/9$$

$$(5) \text{令 } F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X^2 - Y \leq z\},$$

当  $z < 0$  时,  $F_Z(z) = P\{X^2 - Y \leq z\} = 0$ ;

当  $0 \leq z < 1$  时,

$$F_Z(z) = P\{X^2 - Y \leq z\} = 1 - P\{Y \leq X^2 - z\} = 1 - \int_{\sqrt{z}}^1 dx \int_0^{x^2-z} 12xy dy = z^3 + 3z - 3z^2$$

当  $z \geq 1$  时,  $F_Z(z) = P\{X^2 - Y \leq z\} = 1$ .

$$\text{即 分 布 函 数 : } F_Z(z) = \begin{cases} 0, & z < 0, \\ z^3 + 3z - 3z^2, & 0 \leq z < 1, \\ 1, & z \geq 1 \end{cases}, \quad \text{密 度 函 数 为 :}$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} 3z^2 + 3 - 6z, & 0 \leq z < 1, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

六、设总体  $X$  具有指数分布, 其概率密度为  $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$ , 其中  $\theta$  是未知参数. 又

$X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自该总体的一个样本,  $x_1, x_2, \dots, x_n$  为样本值. 试分别求未知参数  $\theta$  的矩估计量和最大似然估计量  $\hat{\theta}$ .

解: (1) 先求矩估计量:  $\bar{X} = E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx = \int_0^{+\infty} x d(-e^{-x/\theta})$

$$= \left[ -xe^{-x/\theta} \right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-x/\theta} dx = 0 + \theta \int_0^{+\infty} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx = \theta, \quad \text{从而未知参数 } \theta \text{ 的矩估计量 } \hat{\theta} = \bar{X}.$$

(2) 再求最大似然估计量: 其似然函数  $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = \prod_{i=1}^n \left[ \frac{1}{\theta} e^{-x_i/\theta} \right] = \theta^{-n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i}$

取对数  $\ln L(\theta) = -n \ln \theta - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i$ , 令  $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = -\frac{n}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n x_i = 0$ , 得  $\theta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ , 即

未知参数  $\theta$  的最大似然估计量  $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}$ .

七、设测量零件的长度产生的误差  $X$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ , 其中  $\mu$  和  $\sigma^2$  均未知, 今随机地测量 25 个零件, 得样本均值  $\bar{x} = 0.5$ , 样本均方差  $s = 1.52$ , 求  $\mu$  的置信水平为 0.95 的置信区间.

(已知:  $t_{0.025}(25) = 2.0595$ ,  $t_{0.05}(25) = 1.7081$ ,  $t_{0.025}(24) = 2.0639$ ,  $t_{0.05}(24) = 1.7109$ )

解: 由题意,  $n = 25$ ,  $\alpha = 0.05$ ,  $\mu$  的置信区间为

$$\left( \bar{x} \pm \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right) = \left( \bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right)$$

数据代入有:  $(0.5 - \frac{1.52}{\sqrt{25}} t_{0.025}(24), 0.5 + \frac{1.52}{\sqrt{25}} t_{0.025}(24)) = (-0.13, 1.12)$

八、设两位化验员 A、B 独立地对某种聚合物含氯量用相同的方法各作 10 次测定, 其测定值的样本方差依次为  $S_A^2 = 0.552$  和  $S_B^2 = 0.606$ . 设  $\sigma_A^2$  和  $\sigma_B^2$  分别为 A、B 所测定的测定值总体的方差, 设两个总体均为正态的, 且两样本独立, 问根据这些数据能否推断这种聚合物含氯量的波动性有无显著

的变化. 即检验假设:  $H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$ ,  $H_1: \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$ , 取显著性水平  $\alpha = 0.05$ . (已知:

$$F_{0.025}(9, 9) = 4.03, \quad F_{0.05}(9, 9) = 3.18)$$

解: 由题意  $n_1 = n_2 = 10$ , 需检验假设:  $H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$ ,  $H_1: \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$ , 则拒绝域为:

$$F \geq F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1) \text{ 或 } F \leq F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1), \text{ 且 } F = \frac{S_A^2}{S_B^2}$$

由于  $F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1) = \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_2 - 1, n_1 - 1)}$ , 从而拒绝域为:  $\frac{S_A^2}{S_B^2} \geq F_{0.025}(9, 9) = 4.03$  或

$$\frac{S_A^2}{S_B^2} \leq F_{1-0.025}(9, 9) = \frac{1}{4.03} = 0.248. \text{ 现 } \frac{S_A^2}{S_B^2} = \frac{0.552}{0.606} = 0.91, \text{ 不在拒绝域内, 从而接受 } H_0,$$

即认为波动性无显著的变化。

九、设随机变量  $X$  的密度函数为  $f(x) = \begin{cases} \frac{x^n}{n!} e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$ , 用切比雪夫不等式证明:

$$P\{0 < X < 2(n+1)\} \geq \frac{n}{n+1}.$$

证明: 由  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \int_0^{+\infty} x \frac{x^n}{n!} e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} \frac{x^{n+1}}{n!} d(-e^{-x})$

$$= \left[ -\frac{x^{n+1}}{n!} e^{-x} \right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} (n+1) \frac{x^n}{n!} e^{-x} dx = 0 + (n+1) \int_0^{+\infty} \frac{x^n}{n!} e^{-x} dx = n+1$$

同理, 可计算出  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot f(x) dx = (n+2)(n+1)$

$$\text{而 } D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = (n+2)(n+1) - (n+1)^2 = (n+1)$$

由切比雪夫不等式, 得  $P\{0 < X < 2(n+1)\} = P\{-(n+1) < X - (n+1) < n+1\}$

$$= P\{|X - (n+1)| < n+1\} \geq 1 - \frac{n+1}{(n+1)^2} = \frac{n}{n+1}$$