

## 《概率论与数理统计》期末试卷 1

一、选择题，将正确答案填在括号内（每小题 3 分，共 12 分）

1. 设随机事件  $A$  与  $B$  互不相容，且有  $P(A) > 0, P(B) > 0$ ,

则下列关系成立的是( ).

A.  $A, B$  相互独立

B.  $A, B$  不相互独立

C.  $A, B$  互为对立事件

D.  $A, B$  不互为对立事件

2. 设随机变量  $X$  的分布律为  $P\{X = k\} = \frac{k}{15}, k = 1, 2, 3, 4, 5$ ,

则  $P\{\frac{1}{2} < X \leq \frac{5}{2}\} =$  ( )

A.  $\frac{1}{5}$

B.  $\frac{2}{5}$

C.  $\frac{3}{5}$

D.  $\frac{4}{5}$

3. 设随机变量  $X$  与  $Y$  的方差存在且不等于 0，则  $D(X + Y) = D(X) + D(Y)$

是  $X$  与  $Y$  ( ).

A. 不相关的充分条件但不是必要条件 B. 独立的必要条件但不是充分条件

C. 不相关的充分必要条件

D. 独立的充分必要条件

4. 设  $X_1, X_2, \dots, X_9$  和  $Y_1, Y_2, \dots, Y_9$  均来自正态总体  $N(0, 0.3^2)$  的两个独立样本，则统

计量  $U = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_9^2}}$  的分布是 ( ).

A.  $\chi^2(9)$ ;

B.  $t(9)$

C.  $F(9, 9)$ ;

D. 不能确定

二、填空题（每小题 3 分，共 15 分）

1. 设事件  $A, B$  满足  $P(A \cup B) = 0.8, P(B) = 0.4$ ，则  $P(A|\bar{B}) =$  \_\_\_\_\_.

2. 设  $X \sim N(2, \sigma^2)$ ， $P\{2 < X < 4\} = 0.3$ ，则  $P\{X \leq 0\} =$  \_\_\_\_\_.

3. 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  $P\{\max\{X, Y\} \geq 0\} =$  \_\_\_\_\_.

4. 设  $X, Y$  是随机变量，且有  $E(X) = 3, E(Y) = 1, D(X) = 4, D(Y) = 9$ ，

$X$  与  $Y$  的相关系数  $\rho_{XY} = 0.25$ ，则  $D(3X - Y + 15) =$  \_\_\_\_\_.

5. 设总体  $X$  具有分布律

$X$	1	2	3
$P$	$\theta^2$	$2\theta(1-\theta)$	$(1-\theta)^2$

其中  $\theta(0 < \theta < 1)$  为未知参数，已知取得了样本值

$x_1 = 1, x_2 = 2, x_3 = 1, x_4 = 3$ ，则  $\theta$  的矩估计值为\_\_\_\_\_.

三、(本题 8 分) 设随机变量  $X$  的密度函数为  $f(x) = \begin{cases} ax+b, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{else} \end{cases}$ ,

又已知  $E(X) = 1/3$ ，(1) 求常数  $a$  和  $b$ ；(2) 求  $X$  的分布函数  $F(x)$ .

四、(本题 12 分) 设随机变量  $(X, Y)$  的概率分布律为：

$\begin{matrix} \diagdown \\ X \\ \diagup \end{matrix} \quad Y$	0	1	2
-1	0.2	0.1	0.3
1	0.1	0.3	0

求：(1) 关于  $Z = XY$  的分布律； (2)  $E(X)$ ， $D(X)$ ，协方差  $Cov(X, Y)$ .

五、(本题 15 分) 设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} Cxy, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(1) 求常数  $C$ ；(2) 求关于  $X$  和关于  $Y$  的边缘概率密度  $f_X(x)$  和  $f_Y(y)$ ；

(3) 问  $X$  与  $Y$  是否相互独立？(4) 求概率  $P\{X + Y < 1\}$ .

六、(本题 8 分) 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  $P\{V > 140\}$  的近似值. (结果用标准正态分布函数  $\Phi(x)$  表示， $x > 0$ )

七、(本题 8 分) 设总体  $X$  具有概率密度  $f(x; \lambda) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ ，其中  $\lambda$  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. 试求未知

参数  $\lambda$  的最大似然估计量  $\hat{\lambda}$ .

八、(本题 7 分) 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  $S_A^2 = 0.552$ ,  $S_B^2 = 0.606$ . 设  $\sigma_A^2, \sigma_B^2$  分别为 A,B 所测定的测定值总体的方差, 设总体均为正态的, 设两样本独立, 求方差比  $\sigma_A^2/\sigma_B^2$  的置信水平为 0.95 的置信区间. ( $F_{0.025}(9,9) = 4.03, F_{0.05}(9,9) = 3.18$ ) (取两位小数)

九、(本题 7 分) 某种电子元件的寿命  $X$  (以小时计) 服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2$  均未知, 现测 25 只元件, 计算得平均寿命  $\bar{x} = 231.5$ , 标准差为  $s = 30.5$ , 问是否有理由认为元件的平均寿命是 225 (小时) (取  $\alpha = 0.05$ ).  
( $t_{0.05}(24) = 1.7109, t_{0.025}(24) = 2.0639$ )

十、(本题 8 分) 设总体  $X$  具有概率密度  $f(x; \theta) = \begin{cases} e^{-(x-\theta)}, & x \geq \theta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ , 其中  $\theta$  是未知参数,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是总体  $X$  的一个简单随机样本, ( $n > 1$ ), 证明:

$\hat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 1$ ,  $\hat{\theta}_2 = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\} - \frac{1}{n}$  是  $\theta$  的两个无偏估计量, 并确定哪个更有效.

## 《概率论与数理统计》期末试卷 2

一、选择题, 将正确答案填在括号内 (每小题 3 分, 共 15 分)

1. 设随机事件  $A, B$  满足  $P(B) = P(B|A)$ , 则下列结论中正确的是 ( )

A.  $A, B$  互不相容;                      B.  $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$

C.  $P(\overline{AB}) = P(\overline{A})P(\overline{B})$ ;              D.  $P(A) = P(B|A)$

2. 已知连续型随机变量  $X$  的概率密度函数  $f(x)$  是偶函数,  $F(x)$  是  $X$  的分布函数, 则对任意实数  $c$ , 有  $F(-c)$  等于 ( )

A.  $F(c)$ ;    B.  $\frac{1}{2} - \int_0^c f(x)dx$     C.  $2F(c) - 1$ ;    D.  $1 - \int_0^c f(x)dx$

3. 设  $X$  与  $Y$  相互独立, 有相同的分布律,

$X$	-1	1
$P_i$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

则下列正确的是 ( )

A.  $X = Y$ ; B.  $P(X = Y) = 1$  C.  $P(X = Y) = \frac{1}{4}$ ; D.  $P(X = Y) = \frac{1}{2}$

4. 设随机变量  $X$  服从二项分布, 且  $E(X) = 2.4, D(X) = 1.44$ , 则二项分布中的参数  $n, p$  的值为 ( )

A.  $n = 8, p = 0.3$ ; B.  $n = 6, p = 0.4$   
C.  $n = 6, p = 0.6$ ; D.  $n = 24, p = 0.1$

5. 设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 其中  $\sigma^2$  已知,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本, 则  $\mu$  的置信水平为 95% 的置信区间为 ( ).

A.  $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{0.025}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{0.025})$ ; B.  $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{0.025}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{0.025})$   
C.  $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{0.05}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{0.05})$  D.  $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{0.05}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{0.05})$

二、填空题 (每小题 3 分, 共 15 分)

1. 设事件  $A, B$  相互独立, 且  $P(A) = 0.6, P(B) = 0.4$ , 则  $P(A \cup \bar{B}) = \underline{\hspace{2cm}}$ .

2. 已知  $P(A) = 0.7, P(B) = 0.6, P(\bar{A}B) = 0.3$ , 则  $P(A|B) = \underline{\hspace{2cm}}$ .

3. 设随机变量  $(X, Y)$  的联合分布律为:

Y \ X	0	1
0	$\frac{2}{25}$	$\frac{4}{25}$
1	$\frac{3}{25}$	$\frac{16}{25}$

而  $F(x, y)$  为  $(X, Y)$  的联合分布函数, 则  $F(2, \frac{1}{2}) = \underline{\hspace{2cm}}$ .

4. 设随机变量  $X$  服从  $U(0, 1)$  的均匀分布,  $Y$  服从参数为  $\lambda = 3$  的泊松分布, 且  $X$  与  $Y$  相互独立, 则  $D(2X - 3Y) = \underline{\hspace{2cm}}$ .

5. 若随机变量  $X \sim N(1, \frac{4}{3})$ , 且由切比雪夫不等式得  $P(|X - 1| < \varepsilon) \geq \frac{2}{3}$ , 则  $\varepsilon$  的值为  $\underline{\hspace{2cm}}$ .

三、(本题 11 分) 设连续型随机变量  $X$  的密度函数为  $f(x) = \begin{cases} kx, & 0 \leq x < \frac{1}{2} \\ 6 - 6x, & \frac{1}{2} \leq x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

(1) 确定常数  $k$ ; (2) 求  $X$  的分布函数  $F(x)$ ; (3)  $E(X)$ .

四、(本题 17 分) 设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率密度为

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

(1) 求常数  $C$ ;

(2) 求关于  $X$  和关于  $Y$  的边缘概率密度; 并问  $X$  与  $Y$  是否相互独立?

(3) 求概率  $P\{X + Y < 1\}$ ; (4)  $E(XY)$ .

五、(本题 10 分) 对于一住户而言, 拥有汽车辆数是一个随机变量, 设住户拥有汽车辆数  $X$  的分布律为:

$X$	0	1	2
$p_k$	0.1	0.8	0.1

若某小区有住户 400 户, 各住户拥有汽车辆数相互独立, 且服从同一分布, 求该小区汽车辆数超过 390 的概率? (结果用标准正态分布函数  $\Phi(x)$  表示)

六、(本题 12 分) 设总体  $X$  具有概率密度  $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} x^{(1-\theta)/\theta}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ , 其中

$0 < \theta < +\infty$  是未知参数. 又  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自该总体  $X$  的样本,

$x_1, x_2, \dots, x_n$  为样本值.

(1) 求未知参数  $\theta$  的最大似然估计量  $\hat{\theta}$ ;

(2) 试问  $\theta$  的最大似然估计量  $\hat{\theta}$  是否为  $\theta$  的无偏估计量? 需说明理由.

七、(本题 6 分) 设某种清漆的干燥时间 (以 h 计) 服从正态分布  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 现随机

地抽取 9 个样品, 测得干燥时间的均值  $\bar{x} = 6$  (小时), 样本均方差  $s = 0.6$ ,  $\sigma^2$  为未

知, 求  $\mu$  的置信水平为 95% 的单侧置信上限. ( $t_{0.025}(8) = 2.3060, t_{0.025}(9) = 2.2622$ ,

$t_{0.05}(8) = 1.8595$ , 精确到第二位小数).

八、(本题 8 分) 用两种方法(A 和 B)测定冰自  $-0.72^\circ\text{C}$  转变为  $0^\circ\text{C}$  的水的融化热 (以 cal/g

计), 抽取容量都为 12 的方法 A 和方法 B 的样本, 计算得样本方差分别为  $s_A^2 = 0.9318$ ,

$s_B^2 = 1.01$ , 设这两个样本相互独立, 且分别来自正态总体  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$  和  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ,

$\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$  均未知, 试检验假设 (取  $\alpha = 0.05$ )  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ,  $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

$$(\chi_{0.025}^2(11) = 21.92, \chi_{0.975}^2(11) = 2.603, F_{0.025}(11,11) = 3.48, F_{0.05}(11,11) = 2.88)$$

九、(本题 6 分) 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是总体  $N(0, 1)$  的简单随机样本, 记  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ,

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, T = \bar{X}^2 - \frac{1}{n} S^2, \text{ 求 } E(T), D(T).$$

### 《概率论与数理统计》期末试卷 1 参考答案

一、1. 解: 因随机事件  $A$  与  $B$  互不相容,  $P(AB) = 0$ , 又  $P(A) > 0, P(B) > 0$ ,

则  $P(AB) > 0$ , 不符合  $P(AB) = P(A)P(B)$ , 故  $A$  与  $B$  不独立, 故选( B ).

2. 解: 因  $P\{\frac{1}{2} < X \leq \frac{5}{2}\} = P\{X = 1\} + P\{X = 2\} = \frac{1}{15} + \frac{2}{15} = \frac{1}{5}$ , 故选( A )

3. 解: 因  $D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2Cov(X, Y)$ ,

而  $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$ ,  $X$  与  $Y$  独立有  $E(XY) = E(X)E(Y)$ , 故选

( B 和 C ).

4. 解: 由题意知  $X_1 + X_2 + \dots + X_9 \sim N(0, 9 \times 0.3^2)$ ,

$$\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_9}{3 \times 0.3} \sim N(0, 1)$$

$$(\frac{Y_1}{0.3})^2 + (\frac{Y_2}{0.3})^2 + \dots + (\frac{Y_9}{0.3})^2 \sim \chi^2(9), \text{ 故由 } t \text{ 分布的定义, 选 ( B )}$$

二、1. 解: 因  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$ , 又

$$P(A|\bar{B}) = \frac{P(A\bar{B})}{P(\bar{B})} = \frac{P(A) - P(AB)}{1 - P(B)} = \frac{P(A \cup B) - P(B)}{1 - 0.4} = \frac{0.8 - 0.4}{0.6} = \frac{2}{3},$$

$$\text{即 } P(A|\bar{B}) = \frac{2}{3}.$$

2. 解: 由正态分布的知识, 其概率密度关于  $x = \mu = 2$  对称, 则  $P\{X \leq 2\} = 0.5$

$$\text{且 } P\{0 < X < 2\} = P\{2 < X < 4\} = 0.3,$$

$$\text{故 } P\{X \leq 0\} = P\{X \leq 2\} - P\{0 < X < 2\} = 0.5 - 0.3 = 0.2.$$

3. 解: 由题意,  $X$  取值  $X < 0$  和  $X \geq 0$ ,  $Y$  取值  $Y < 0$  和  $Y \geq 0$ ,

根据联合分布律与边缘分布律的关系, 知  $P\{X < 0, Y \geq 0\} = \frac{4}{7} - \frac{3}{7} = \frac{1}{7}$

$$P\{X \geq 0, Y < 0\} = \frac{4}{7} - \frac{3}{7} = \frac{1}{7}, \text{ 故}$$

$$\begin{aligned} P\{\max\{X, Y\} \geq 0\} &= P\{X < 0, Y \geq 0\} + P\{X \geq 0, Y < 0\} + P\{X \geq 0, Y \geq 0\} \\ &= \frac{1}{7} + \frac{1}{7} + \frac{3}{7} = \frac{5}{7}. \end{aligned}$$

4. 解: 因  $D(3X - Y + 15) = D(3X - Y) = 9D(X) + D(Y) - 6Cov(X, Y)$

$$\text{又 } Cov(X, Y) = \rho_{XY} \sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)} = 0.25 \times 2 \times 3 = 1.5$$

$$\text{故 } D(3X - Y + 15) = 36.$$

5. 解: 由矩估计, 先计算  $E(X) = 1 \times \theta^2 + 2 \times 2\theta(1 - \theta) + 3 \times (1 - \theta)^2 = 3 - 2\theta$

$$\text{再令 } E(X) = 3 - 2\theta = \bar{X} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + x_4}{4} = \frac{7}{4}, \text{ 得 } \theta \text{ 的矩估计值为}$$

$$\hat{\theta} = \frac{5}{8}.$$

三、解: (1) 因为  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$ ,  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$

$$\text{所以 } \int_0^1 (ax + b) dx = 1, \int_0^1 x(ax + b) dx = \frac{1}{3}, \text{ 即}$$

$$a/2 + b = 1, a/3 + b/2 = 1/3,$$

$$\text{得 } a = -2, b = 2$$

$$(2) X \text{ 的分布函数 } F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ -x^2 + 2x, & 0 < x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

四、解: (1) 关于  $Z = XY$  的分布律:

$Z$	-2	-1	0	1	2
$P$	0.3	0.1	0.3	0.3	0

(2) 关于  $X$  的边缘分布律:

$X$	0	1	2
$P$	0.3	0.4	0.3

$$\text{故 } E(X) = 1, E(X^2) = 1.6, D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 0.6$$

$$E(XY) = -0.4, E(Y) = -0.2, \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = -0.2$$

五、解：(1)  $\because \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = 1$

$$\text{即 } \int_0^1 dx \int_0^x Cxy dy = 1, \text{ 得 } C = 8$$

(2) 关于  $X$  的边缘概率密度:  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$

$$= \begin{cases} \int_0^x 8xy dy, 0 < x < 1 \\ 0, \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} 4x^3, 0 < x < 1 \\ 0, \text{其它} \end{cases}$$

关于  $Y$  的边缘概率密度:  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$

$$= \begin{cases} \int_y^1 8xy dx, 0 < y < 1 \\ 0, \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} 4y(1-y^2), 0 < y < 1 \\ 0, \text{其它} \end{cases}$$

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

(3)  $P\{X + Y < 1\} = \iint_{x+y < 1} f(x, y) dx dy = \int_0^{\frac{1}{2}} dy \int_y^{1-y} 8xy dx = \frac{1}{6}$

六、解：由题意  $E(V_k) = 5, D(V_k) = \frac{100}{12}$

$$\text{所求概率 } P\{\sum_{k=1}^{30} V_k > 140\} = 1 - P\{\sum_{k=1}^{30} V_k \leq 140\}$$

$$= 1 - P\left\{\frac{\sum_{k=1}^{30} V_k - 30 \times 5}{\sqrt{30 \times \frac{100}{12}}} \leq \frac{140 - 30 \times 5}{\sqrt{30 \times \frac{100}{12}}}\right\}$$

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

七、解：似然函数  $L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \lambda) = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}$

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

$$\text{令 } \frac{d \ln L}{d \lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n x_i = 0, \text{ 得 } \lambda = n / \sum_{i=1}^n x_i$$



$\lambda$  的最大似然估计量  $\hat{\lambda} = n / \sum_{i=1}^n X_i$

八、解：由题意：  $n_1 = n_2 = 10$  ,  $1 - \alpha = 0.95$  ,  $\frac{\alpha}{2} = 0.025$

方差比  $\sigma_A^2 / \sigma_B^2$  的置信区间为：

$$\left( \frac{S_A^2}{S_B^2} \cdot \frac{1}{F_{0.025}(n_1-1, n_2-1)}, \frac{S_A^2}{S_B^2} \cdot \frac{1}{F_{0.975}(n_1-1, n_2-1)} \right)$$

即：  $\left( \frac{0.552}{0.606} \cdot \frac{1}{4.03}, \frac{0.552}{0.606} \cdot 4.03 \right)$ ,

即置信区间为 (0.23, 3.67)

九、解：由题意：  $n = 25$  , 需检验假设：  $H_0 : \mu = \mu_0 = 225$  ,  $H_1 : \mu \neq 225$

则拒绝域为：  $\left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} \right| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$

$$\text{而 } \left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} \right| = \left| \frac{231.5 - 225}{30.5 / 5} \right| = 1.066 < t_{0.025}(24) = 2.0639$$

所以：接受  $H_0$  , 即有理由认为元件的平均寿命是 225 (小时)。

十、证明：因  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, \theta)dx = \theta + 1$  , 故  $E(\hat{\theta}_1) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 1\right) = \theta$  ,

而：  $N = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$  的分布函数：

$$F_N(x) = \begin{cases} 1 - e^{n\theta - nx}, & x \geq \theta \\ 0, & x < \theta \end{cases},$$

$$\text{其概率密度 } f_N(x) = \begin{cases} ne^{n\theta - nx}, & x \geq \theta \\ 0, & x < \theta \end{cases}, \text{ 故 } E(N) = \int_{-\infty}^{+\infty} zf_N(z)dz = \theta + \frac{1}{n}$$

$$\text{则 } E(\hat{\theta}_2) = E\left(\min\{X_1, X_2, \dots, X_n\} - \frac{1}{n}\right) = \theta$$

故  $\hat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 1$  ,  $\hat{\theta}_2 = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\} - \frac{1}{n}$  是  $\theta$  的两个无偏估计量.

$$\text{又 } E(X_i^2) = E(X^2) = \theta^2 + 2\theta + 2$$

$$D(\hat{\theta}_1) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 1\right) = \frac{1}{n} D(X) = \frac{1}{n}$$

$$D(\hat{\theta}_2) = D(\min\{X_1, X_2, \dots, X_n\} - \frac{1}{n}) = \theta^2 + \frac{2\theta}{n} + \frac{2}{n^2} - (\theta + \frac{1}{n})^2 = \frac{1}{n^2}$$

故  $\hat{\theta}_2 = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\} - \frac{1}{n}$  比  $\hat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 1$  更有效. ( $n > 1$ )

## 《概率论与数理统计》期末试卷 2 参考答案

一、1. 解：因  $P(B) = P(B|A)$ ，知  $A, B$  相互独立，故  $\bar{A}, \bar{B}$  也相互独立，

则  $P(\bar{A}\bar{B}) = P(\bar{A})P(\bar{B})$ ，故选 ( C )

2. 解：因连续型随机变量有  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ ，若  $f(x)$  是偶函数，

$$\text{则 } \int_{-\infty}^0 f(x)dx = \int_0^{+\infty} f(x)dx = \frac{1}{2}, \text{ 又 } X \text{ 的分布函数 } F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$$

$$\begin{aligned} \text{故 } F(-c) &= \int_{-\infty}^{-c} f(x)dx = \int_c^{+\infty} f(x)dx = \int_0^{+\infty} f(x)dx - \int_0^c f(x)dx \\ &= \frac{1}{2} - \int_0^c f(x)dx, \text{ 故选 ( B )} \end{aligned}$$

3. 解：由题意及独立知

$$\begin{aligned} P\{X=Y\} &= P\{X=-1\}P\{Y=-1\} + P\{X=1\}P\{Y=1\} \\ &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2}, \text{ 故选 ( D )} \end{aligned}$$

4. 解：由题意  $E(X) = 2.4 = np, D(X) = 1.44 = np(1-p)$

$$\text{得 } 1-p = 0.6, \text{ 故 } n = 6, p = 0.4, \text{ 选 ( B )}$$

5. 解：由题意， $\sigma^2$  已知，故选 ( A )。

二、1. 解：因  $P(A \cup \bar{B}) = P(A) + P(\bar{B}) - P(A\bar{B})$

而事件  $A, B$  相互独立，知  $A, \bar{B}$  也独立，

$$\text{故 } P(A \cup \bar{B}) = 0.6 + (1 - 0.4) - 0.6 \times (1 - 0.4) = 0.84, \text{ 故填 } 0.84.$$

2. 解：因  $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$ ，而  $P(AB) = P(B) - P(\bar{A}B) = 0.6 - 0.3 = 0.3$ ，

$$\text{故 } P(A|B) = \frac{0.3}{0.6} = \frac{1}{2}, \text{ 即填 } \frac{1}{2}.$$

3. 解：由随机变量  $(X, Y)$  的分布函数的定义  $F(x, y) = P\{X \leq x, Y \leq y\}$ ，故：

$$F(2, \frac{1}{2}) = P\{X \leq 2, Y \leq \frac{1}{2}\} = P\{X=0, Y=0\} + P\{X=1, Y=0\}$$

$$= \frac{2}{25} + \frac{4}{25} = \frac{6}{25}, \text{ 故填 } \frac{6}{25}.$$

4. 解: 因  $X$  与  $Y$  相互独立, 故

$$D(2X - 3Y) = 2^2 D(X) + (-3)^2 D(Y) = 4D(X) + 9D(Y)$$

$$\text{又 } X \text{ 服从 } U(0,1) \text{ 的均匀分布, 故 } D(X) = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{1}{12},$$

$Y$  服从参数为  $\lambda = 3$  的泊松分布, 故  $D(Y) = \lambda = 3$ , 故填

$$D(2X - 3Y) = 27\frac{1}{3}.$$

5. 解: 由切比雪夫不等式, 对任意  $\varepsilon > 0$ , 有  $P(|X - E(X)| < \varepsilon) \geq 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$

$$\text{由题意, 得 } 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2} = 1 - \frac{4/3}{\varepsilon^2} = \frac{2}{3}, \text{ 得 } \varepsilon = 2, \text{ 故填 } 2.$$

三、解: (1) 因为  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ , 即  $\int_0^{\frac{1}{2}} kxdx + \int_{\frac{1}{2}}^1 (6-6x)dx = 1$ , 得  $k = 2$

(2)  $X$  的分布函数  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$

$$= \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \int_0^x 2tdt, & 0 \leq x < \frac{1}{2} \\ \int_0^{\frac{1}{2}} 2xdx + \int_{\frac{1}{2}}^x (6-6t)dt, & \frac{1}{2} \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x^2, & 0 \leq x < \frac{1}{2} \\ 6x - 3x^2 - 2, & \frac{1}{2} \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

$$(3) E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{\frac{1}{2}} x \cdot 2xdx + \int_{\frac{1}{2}}^1 x \cdot (6-6x)dx = \frac{7}{12}$$

四、解: (1) 因  $\int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy = 1$ , 即  $\int_0^1 dx \int_x^1 Cxydy = 1$ , 得  $C = 8$

(2) 关于  $X$  的边缘概率密度  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y)dy$

$$= \begin{cases} \int_x^1 8xydy, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 4x(1-x^2), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

关于  $Y$  的边缘概率密度  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y)dx$

$$= \begin{cases} \int_0^y 8xy dx, 0 < y < 1 \\ 0, \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} 4y^3, 0 < y < 1 \\ 0, \text{其他} \end{cases}$$

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

$$(3) \quad P\{X+Y < 1\} = \iint_{x+y < 1} f(x, y) dx dy = \int_0^{1/2} dx \int_x^{1-x} 8xy dy = \frac{1}{6}$$

$$(4) \quad E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dy = \int_0^1 dx \int_x^1 xy \cdot 8xy dy = \frac{4}{9}$$

五、解：记  $X_i (i=1, 2, \dots, 400)$  为第  $i$  户住户的车辆数，由题意

$$E(X_i) = 1, \quad E(X_i^2) = 1.2, \quad D(X_i) = 0.2$$

$$\text{所求概率 } P\left\{\sum_{i=1}^{400} X_i > 390\right\} = 1 - P\left\{\sum_{i=1}^{400} X_i \leq 390\right\}$$

$$\begin{aligned} &= 1 - P\left\{\frac{\sum_{i=1}^{400} X_i - 400 \times 1}{\sqrt{400 \times 0.2}} \leq \frac{390 - 400 \times 1}{\sqrt{400 \times 0.2}}\right\} \\ &\approx 1 - \Phi\left(-\frac{10}{4\sqrt{5}}\right) = 1 - (1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{5}}{2}\right)) = \Phi\left(\frac{\sqrt{5}}{2}\right) \end{aligned}$$

六、解：(1) 似然函数  $L(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^n \prod_{i=1}^n x_i^{(1-\theta)/\theta}$

$$\text{取对数: } \ln L(x_1, \dots, x_n) = -n \ln \theta + \frac{1-\theta}{\theta} \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$\text{令 } \frac{d \ln L}{d \theta} = -\frac{n}{\theta} - \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0, \text{ 得 } \hat{\theta} = -\frac{\sum_{i=1}^n \ln x_i}{n}$$

$$\text{故 } \theta \text{ 的最大似然估计量 } \hat{\theta} = -\frac{\sum_{i=1}^n \ln X_i}{n}$$

$$(2) \text{ 因 } E(\hat{\theta}) = E\left(-\frac{\sum_{i=1}^n \ln X_i}{n}\right) = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(\ln X_i);$$

$$\text{故只要求 } E(\ln X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \ln x f(x; \theta) dx = \int_0^1 \ln x \cdot \frac{x^{(1-\theta)/\theta}}{\theta} dx$$

由分部积分得  $E(\ln X) = -\theta$ ; 所以  $E(\hat{\theta}) = \theta$ ; 即  $\hat{\theta}$  是  $\theta$  的无偏估计量.

七. 解: 这里  $\alpha = 0.05$ ,  $n = 9$ , 故  $\mu$  的置信水平为 95% 的单侧置信上限

$$\text{为: } \bar{x} + t_{\alpha}(n-1) \frac{s}{\sqrt{n}} = 6 + 1.8595 \cdot \frac{0.6}{3} \approx 6.37$$

八. 解: 这里  $\alpha = 0.05$ ,  $n_1 = n_2 = 12$ ,  $s_A^2 = 0.9318$ ,  $s_B^2 = 1.01$

由题意检验假设  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ,  $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

则拒绝域为  $F = \frac{s_A^2}{s_B^2} \leq F_{1-\alpha/2}^2(n_1-1, n_2-1)$  或

$$F = \frac{s_A^2}{s_B^2} \geq F_{\alpha/2}^2(n_1-1, n_2-1)$$

$$\text{因 } F = \frac{s_A^2}{s_B^2} = \frac{0.9318}{1.01} \approx 0.9226,$$

$$F_{0.025}(11,11) = 3.48, \quad F_{0.975}(11,11) = \frac{1}{F_{0.025}(11,11)} = \frac{1}{3.48} \approx 0.287$$

而  $0.287 < 0.9226 < 3.48$ , 故不在拒绝域内 (即接受  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ),

即可认为两总体方差相等.

九. 解: (1) 易知  $E(\bar{X}) = 0$ ;  $D(\bar{X}) = \frac{1}{n}$ ; 得  $E(\bar{X}^2) = D(\bar{X}) + [E(\bar{X})]^2 = \frac{1}{n}$

而  $E(S^2) = \sigma^2 = 1$ , 得  $E(T) = 0$

**方法一: 因  $\bar{X}, S^2$  相互独立**

故  $D(T) = D(\bar{X}^2) + \frac{1}{n^2} D(S^2)$ ;

又  $(\frac{\bar{X}}{1/\sqrt{n}})^2 \sim \chi^2(1)$  得  $D(\bar{X}^2) = \frac{2}{n^2}$

$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = (n-1)S^2 \sim \chi^2(n-1)$  得  $D(S^2) = \frac{2}{n-1}$

得  $D(T) = D(\bar{X}^2) + \frac{1}{n^2} D(S^2) = \frac{2}{n(n-1)}$

**方法二：** 因  $T = \overline{X}^2 - \frac{1}{n}S^2 = \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right)^2 - \frac{1}{n(n-1)}\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\overline{X}^2\right),$

整理得  $T = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{1 \leq i < j \leq n} X_i X_j$  , 则

$$D(T) = D(X_1 X_2 + X_1 X_3 + \cdots + X_{n-1} X_n) =$$

$$D(X_1 X_2) + D(X_1 X_3) + \cdots + D(X_{n-1} X_n)$$

$$+ 2Cov(X_1 X_2, X_1 X_3) + \cdots + 2Cov(X_{n-2} X_n, X_{n-1} X_n)$$

而  $Cov(X_1 X_2, X_1 X_3) = E(X_1^2 X_2 X_3) - E(X_1 X_2)E(X_1 X_3)$

由  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是总体  $N(0, 1)$  的简单随机样本, 知  $E(X_i) = 0$ ,

$D(X_i) = 1$ , 且由独立性知  $Cov(X_1 X_2, X_1 X_3) = 0$ ,

$D(X_1 X_2) = E(X_1^2 X_2^2) - 0 = E(X_1^2)E(X_2^2) = 1$ , 类似计算其他值, 最后

代入得  $D(T) = \frac{2}{n(n-1)}$