

诚信保证

本人知晓我校考场规则和违纪处分条例的有关规定，保证遵守考场规则，诚实做人。 本人签字：\_\_\_\_\_

编号：\_\_\_\_\_

# 西北工业大学考试试题（卷）

2015—2016 年第 1 学期

开课学院\_\_\_\_\_航空学院\_\_\_\_\_课程\_\_\_\_\_概率论与数理统计\_\_\_\_\_学时\_\_\_\_\_48\_\_\_\_\_

考试日期\_\_\_\_\_2015.12.04\_\_\_\_\_考试时间\_\_\_\_\_2\_\_\_\_\_小时\_\_\_\_\_考试形式（闭）（A）卷

题号	一	二	三	四	五	六	七	总分
得分								

考生班级		学 号		姓 名	
------	--	-----	--	-----	--

## 一、填空（每空 2 分，共 20 分）

- 已知  $P(\bar{A})=0.3, P(B)=0.4, P(A\bar{B})=0.5$ ，则条件概率  $P(B|A\cup\bar{B})=$  \_\_\_\_\_。
- 11 张卡片上分别写上 reliability 这 11 个字母，从中任意连抽 7 张，排列结果为 ability 的概率为\_\_\_\_\_。
- 设随机变量  $X$  的分布律

$X$	-1	2	3
$p_k$	1/2	1/4	1/4

则  $P\{2\leq X\leq 3\}=$ \_\_\_\_\_。

- 设  $X_1,\dots,X_n$  相互独立且具有相同的分布函数  $F(x)$  和密度函数  $f(x)$ ，则  $Z=\max(X_1,\dots,X_n)$  的密度函数  $f_Z(z)=$ \_\_\_\_\_。

注：1. 命题纸上一般不留答题位置，试题请用小四、宋体打印且不出框。

2. 命题教师和审题教师姓名应在试卷存档时填写。

共 4 页 第 1 页

5. 设随机变量  $X$  服从参数为 2 的指数分布, 随机变量  $Y$  为区间  $[0,6]$  上的均匀分布,  $X$ ,  $Y$  之间相关系数  $\rho_{XY} = 0.5$ , 则  $D(3X - Y + 2) =$ \_\_\_\_\_。
6. 设  $X_1, X_2, \dots, X_{20}$  是相互独立的随机变量, 且都在区间  $(0,12)$  上服从均匀分布。记  $X = \sum_{k=1}^{20} X_k$ , 则  $P(X > 100) \approx$ \_\_\_\_\_。(已知  $\Phi(\sqrt{5/3}) = 0.9525$ )
7. 设  $X_1, X_2, X_3, X_4$  为来自泊松分布总体  $X \sim \pi(\lambda)$  (其中  $\lambda$  未知) 的一个样本。  
 $\hat{\lambda}_1 = \frac{1}{3}(X_1 + X_2 + X_3)$ ,  $\hat{\lambda}_2 = \frac{1}{4}(X_1 + X_2) + \frac{1}{2}X_4$ ,  $\hat{\lambda}_3 = \frac{1}{6}(X_2 + X_3) + \frac{2}{3}X_1$  和  $\hat{\lambda}_4 = \frac{1}{13}(X_1 + 2X_2 + 4X_3 + 5X_4)$  均为参数  $\lambda$  的估计量, 则其中最有效的估计量是\_\_\_\_\_。
8. 设随机变量  $X$ ,  $E(X) = \mu$ ,  $D(X) = \sigma^2$ , 根据切比雪夫不等式有  $P\{|X - \mu| < 2\sigma\} \geq$ \_\_\_\_\_。
9. 设  $X_1, X_2, \dots, X_8$  为来自总体  $N(0,1)$  的一个样本, 则统计量  $Y = \frac{(X_1 + X_2)^2 + (X_3 + X_4)^2}{(X_5 + X_6)^2 + (X_7 + X_8)^2} \sim$ \_\_\_\_\_。
10. 假设  $H_0$ : 总体  $X$  的分布函数为  $F(x; \theta)$ ,  $\theta$  为未知参数。若在  $H_0$  成立条件下  $X$  的所有可能取值的全体分为  $k$  个互不相交的子集  $A_i (i=1, 2, \dots, k)$ ,  $f_i$  表示样本值  $x_1, x_2, \dots, x_n$  中落入  $A_i$  的个数,  $p_i = P(A_i)$ , 则给定显著性水平  $\alpha$ , 该假设检验问题的拒绝域为  $\chi^2 =$ \_\_\_\_\_  $\geq$ \_\_\_\_\_。

二、(8 分) 病树的主人外出, 委托邻居浇水, 设已知如果不浇水, 树死去的概率为 0.9。若浇水则树死去的概率为 0.1。有 0.9 的把握邻居会记得浇水, 求

- (1) 主人回来树还活着的概率;
- (2) 若主人回来树已死去, 求邻居忘记浇水的概率。

三、(14 分) 设随机变量  $X$  的概率密度为

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

求: (1) 求  $X$  的分布函数  $F(x)$ ;

- (2) 求概率  $P\left\{2 < X < \frac{5}{2}\right\}$ ;

- (3) 求  $D(2X^2 + 5)$ ;

- (4) 求函数  $Y = 2X - 3$  的概率密度函数。

四、(20 分) 设总体  $X$  的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < \theta \\ \frac{x-\theta}{1-\theta}, & \theta \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

其中  $\theta$  为未知参数, 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一个样本, 试求:

- (1) 求  $\theta$  的矩估计量  $\hat{\theta}_M$ ;
- (2) 求  $\theta$  的最大似然估计量  $\hat{\theta}_{MLE}$ ;
- (3) 求  $P(\theta < X \leq 1/2)$  的最大似然估计;
- (4) 判断  $\hat{\theta}_M$  是否为  $\theta$  的无偏估计和相合估计?
- (5) 判断  $\hat{\theta}_{MLE}$  是否为  $\theta$  的无偏估计和相合估计?

五、(18 分) 两种小麦品种从播种到抽穗所需的天数如下

$x$	100	101	99	98	99	101	99	100	99	98
$y$	100	99	100	98	99	98	99	98		

设两样本依次来自正态总体  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ,  $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ,  $\mu_i, \sigma_i^2 (i=1,2)$  均未知, 且  $X$  与  $Y$  相互独立。

(1) 利用总体  $X$  及总体  $Y$  的样本值, 试分别检验以下假设(给定显著性水平  $\alpha = 0.05$ )

a: 检验假设  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ,  $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ ;

b: 检验假设  $H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq 0$ ,  $H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$ 。

(2) 利用总体  $X$  的样本值, 分别求均值  $\mu_1$  的置信度为 0.95 的置信区间, 以及方差  $\sigma_1^2$  的置信度为 0.95 的单侧置信上限;

(已知  $t_{0.025}(9) = 2.2622$ ,  $t_{0.025}(10) = 2.2281$ ,  $t_{0.05}(16) = 1.7459$ ,  $t_{0.05}(18) = 1.7341$ ,  $\chi_{0.025}^2(9) = 19.022$ ,  $\chi_{0.025}^2(10) = 20.483$ ,  $\chi_{0.975}^2(9) = 2.700$ ,  $\chi_{0.975}^2(10) = 3.247$ ,  $\chi_{0.95}^2(9) = 3.325$ ,  $\chi_{0.95}^2(10) = 3.94$ ,  $\chi_{0.05}^2(9) = 16.919$ ,  $\chi_{0.05}^2(10) = 18.307$ ,  $F_{0.025}(9,7) = 4.82$ ,  $F_{0.025}(10,8) = 4.30$ ,  $F_{0.025}(7,9) = 4.20$ ,  $F_{0.025}(8,10) = 3.85$ )。

六、(20 分) 设二维随机变量  $(X, Y)$  的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{A}{x^4 y}, & \frac{1}{x} < y < x, x > 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(1) 求常数  $A$ ;

(2) 求  $\text{Cov}(X, Y)$ ;

(3) 判断  $X$  与  $Y$  是否独立, 并给出理由;

(4) 求条件概率密度  $f_{X|Y}(x|y), f_{Y|X}(y|x)$ ;

(5) 求  $Z = XY$  的概率密度函数  $f_Z(z)$ 。

## 答案

### 一、填空

1. 0.25。

2.  $12/A_{11}^7=1/138600=7.22\times 10^{-6}$ 。

3.  $1/2$ 。

4.  $n(F(z))^{n-1}f(z)$ 。

5.  $39-6\sqrt{3}=28.6077$  (或  $5.25-3\sqrt{3}/2=2.6519$ )。

6. 0.9525

7.  $\hat{\lambda}_1$ 。

8.  $P\{|X-\mu|<2\sigma\}\geq\frac{3}{4}$ 。

9.  $Y=\frac{(X_1+X_2)^2+(X_3+X_4)^2}{(X_5+X_6)^2+(X_7+X_8)^2}\sim$   $F(2,2)$ 。

10.  $H_0$ : 总体  $X$  的分布函数为  $F(x;\theta)$ ,  $\theta$  为未知参数。若在  $H_0$  成立条件下的  $X$  的所有可能取值的全体分为  $k$  个互不相交的子集  $A_i (i=1,2,\dots,k)$ ,  $f_i$  表示样本值  $x_1, x_2, \dots, x_n$  中落入  $A_i$  的个数,  $p_i = P(A_i)$ , 则给定显著性水平  $\alpha$ , 该假设检验问题的拒绝域为

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - np_i)^2}{np_i} \geq \chi_\alpha^2(k-2) \text{ 或 } \chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{f_i^2}{np_i} - n \geq \chi_\alpha^2(k-2).$$

二 (1) 0.82

(2) 0.5

三、(1)  $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 1 \\ \ln x, & 1 \leq x < e \\ 1, & x \geq e \end{cases}$  (2)  $P\left\{2 < X < \frac{5}{2}\right\} = \ln \frac{5}{4}$

(3)  $D(2X^2+5)=2e^2-2$

$$(4) f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{y+3}, & -1 < y < 2e-3 \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

$$\text{四 (1)} \quad \hat{\theta}_M = 2\bar{X} - 1.$$

(2) 故从极大似然估计的意义出发求  $\theta$  的最大似然估计,  $\theta$  的最大似然估计量

$$\hat{\theta}_{MLE} = X_{(1)} = \min(X_1, X_2, \dots, X_n).$$

$$(3) \hat{P}(\theta < X \leq \frac{1}{2}) = \frac{1 - 2\hat{\theta}_{MLE}}{2 - 2\hat{\theta}_{MLE}} = \frac{1 - 2X_{(1)}}{2 - 2X_{(1)}}$$

(4)  $\hat{\theta}_M$  是  $\theta$  的无偏估计,  $\hat{\theta}_M$  为  $\theta$  的相合估计。

(5)  $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(\hat{\theta}_{MLE}) = \theta$ ,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} D(\hat{\theta}_{MLE}) = 0$ , 故  $\hat{\theta}_{MLE}$  为  $\theta$  的相合估计

五、(1). 方差比  $\sigma_1^2 / \sigma_2^2$  的检验假设  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ,  $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

接受原假设, 即认为  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 。

均值差  $\mu_1 - \mu_2$  的检验假设  $H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq 0$ ,  $H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$

接受原假设  $H_0$

(2) a. 均值  $\mu_1$  的置信区间为: (98.631, 100.169)

b. 方差  $\sigma_1^2$  的单侧置信上限为  $\bar{\sigma}_1^2 = 3.1279$

$$\text{六 (1)} \quad A = \frac{9}{2}$$

$$(2) \text{COV}(X, Y) = \frac{15}{32}$$

$$(3) f_X(x) = \begin{cases} \frac{9 \ln x}{x^4}, & x > 1 \\ 0, & \text{else} \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{2} y^2, & 0 < y < 1 \\ \frac{3}{2y^4}, & y > 1 \end{cases}$$

因为  $f_X(x) \times f_Y(y) \neq f(x, y)$  所以  $X$  与  $Y$  不是相互独立的

$$(4) \text{ 当 } 0 < y < 1 \text{ 时, } f_{x|y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{3}{x^4 y^3} & , x > \frac{1}{y} \\ 0, & else \end{cases}$$

$$\text{当 } y > 1 \text{ 时, } f_{x|y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{3y^3}{x^4} & , x > y \\ 0, & else \end{cases}$$

$$\text{当 } x > 1 \text{ 时, } f_{y|x}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{1}{2y \ln x} & , \frac{1}{x} < y < x \\ 0, & else \end{cases}$$

$$(5) \quad f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|x|} f\left(x, \frac{z}{x}\right) dx = \begin{cases} \int_{\sqrt{z}}^{\infty} \frac{9}{2x^4 z} dx = \frac{3}{2z^{5/2}}, & z > 1 \\ 0 & , else \end{cases}$$