

## 《概率论》试卷 1

专业	学号	姓名	任课教师			
题号	一	二	三	四	五	总分

(注意: 除填空题外, 其余题目要求写出解题过程. 本试卷共二大张, 五大题, 满分 100 分)

备用数据:  $\Phi(1) = 0.8413$

一、填空 (51 分)

1、已知  $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{4}$ ,  $P(AB) = 0$ ,  $P(AC) = P(BC) = \frac{1}{9}$ , 则事件  $A$ 、 $B$ 、 $C$  都发生的概率为 0; 事件  $A$ 、 $B$ 、 $C$  全不发生的概率为  $\frac{17}{36}$ ; 事件  $A$  不发生且  $B$ 、 $C$  都发生的概率为  $\frac{1}{9}$ ; 在事件  $B$  不发生的条件下  $C$  发生的概率为  $\frac{5}{27}$ .

2、在一次试验中, 事件  $A$  发生的概率为  $p$ , 现进行  $n$  次重复独立试验, 则  $A$  至少发生一次的概率为  $1 - (1-p)^n$ ; 事件  $A$  至多发生一次的概率为  $(1-p)^n + np(1-p)^{n-1}$ .

3、一批产品共有 10 个正品和 2 个次品, 任意抽取两次, 每次抽一个, 抽后不再放回, 则第二次抽出的是次品的概率为  $\frac{1}{6}$ , 在第二次抽出的是次品的条件下, 第一次抽出的是正品的概率为  $\frac{10}{11}$ .

4、在区间  $(0, 1)$  中随机地取两个数, 则事件“两数之和小于  $\frac{6}{5}$ ”的概率为  $\frac{17}{25}$ .

5、设随机变量  $X$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $(\sigma > 0)$ , 且关于  $y$  的一元二次方程  $y^2 + 4y + X = 0$  无实根的概率为  $\frac{1}{2}$ , 则  $\mu =$  4.

6、设  $(X, Y)$  服从二维正态分布  $N(1, 1, 4, 4, \rho)$ , 则  $E(X^2) =$  5; 当  $X$  与  $Y$  独立时,  $\rho =$  0.

7、已知随机变量  $X$  的密度函数为  $f_X(x)$ , 令  $Y = -2X$ , 则  $Y$  的函数密度  $f_Y(y) =$   $\frac{f_X(-\frac{y}{2})}{2}$ .

8、设随机变量  $X$  服从参数为 1 的指数分布, 则数学期望  $E(X^2 + X e^{-2X}) =$   $\frac{9}{19}$ .

9、设二维随机变量  $(X, Y)$  的联合分布律为

	Y	0	1	2
X				
1		1/6	1/3	0
2		1/4	1/6	1/12

$F(x, y)$  为  $(X, Y)$  的联合分布函数, 则  $F(1.5, 1.5) =$   $\frac{1}{2}$ ,  $X$  的边缘分布律为  $\frac{X}{\text{Pr}} \begin{vmatrix} 1 & 2 \\ 1/2 & 1/2 \end{vmatrix}$ ,  $X^2 + 1$  的分布律为  $\frac{X^2+1}{\text{Pr}} \begin{vmatrix} 2 & 5 \\ 1/2 & 1/2 \end{vmatrix}$ .

二、(14 分) 设随机变量  $X$  的密度函数为  $f(x) = \begin{cases} 1+x & -1 < x \leq 0 \\ 1-x & 0 \leq x < 1 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$ ,

记随机变量  $Y = \begin{cases} 0, & X < 0 \\ 1, & X \geq 0 \end{cases}$ ,  $Z = \begin{cases} 0, & X < 1/2 \\ 1, & X \geq 1/2 \end{cases}$ , 试求:

$X$  的分布函数  $F_X(x)$ ; (2)  $(Y, Z)$  的联合分布律; (3)  $D(Y + Z)$ .

解:

$$(1) \quad F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx \quad F(x) = \begin{cases} 0 & x < -1 \\ 1/2(x+1)^2 & -1 < x \leq 0 \\ 1/2(1+2x-x^2) & 0 \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$$

$$(2) \quad \begin{array}{c|cc} Y \backslash Z & 0 & 1 \\ \hline 0 & p_{11} & p_{12} \\ 1 & p_{21} & p_{22} \end{array} \quad \begin{aligned} p_{11} &= P(Y=0, Z=0) = P(X < 0, X < 1/2) = P(X < 0) = 1/2 \\ p_{12} &= P(Y=0, Z=1) = P(X < 0, X \geq 1/2) = 0 \\ p_{21} &= P(Y=1, Z=0) = P(X \geq 0, X < 1/2) = P(0 \leq X < 1/2) = F(1/2) - F(0) = 3/8 \\ p_{22} &= P(Y=1, Z=1) = P(X \geq 0, X \geq 1/2) = P(X \geq 1/2) = 1 - F(1/2) = 1/8 \end{aligned}$$

故可得  $(Y, Z)$  的联合分布律为:

	Z	0	1
Y			
0		1/2	0
1		3/8	1/8

$$(3) \quad \begin{aligned} D(Y+Z) &= D(Y) + D(Z) - 2\text{cov}(Y, Z) \\ &= 1/2 * (1-1/2) + 1/2 * (1-1/2) - 2[E(YZ) - E(Y)E(Z)] \\ &= 1/2 - 2[1/8 - 1/2 * 1/2] = 3/4 \end{aligned}$$



三、(16分) 设平面区域  $D$  由曲线  $y=1/x$  及直线  $y=0$ ,  $x=1$ ,  $x=e^2$  所围成, 二维随机变量  $(X, Y)$  在区域  $D$  上服从均匀分布,

- (1) 试求  $(X, Y)$  的联合密度函数;  
 (2) 试求  $X$  的边缘密度函数  $f_X(x)$ ;  $Y$  的边缘密度函数  $f_Y(y)$ ;  
 (3) 试问  $X$  与  $Y$  是否独立? (4) 试求  $P(XY > 1/3)$ .

解:

$$(1) \quad S_D = \int_1^{e^2} dx \int_0^{1/x} dy = 2 \quad \text{从而} \quad f(x, y) = \begin{cases} 1/2 & (x, y) \in D \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$$

$$(2) \quad \text{当 } 1 < x < e^2 \quad f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^{1/x} \frac{1}{2} dy = \frac{1}{2x} \quad \text{从而} \quad f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2x} & 1 < x < e^2 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$$

$$\text{当 } 0 < y \leq 1/e^2 \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_1^{e^2} 1/2 dx = \frac{1}{2}(e^2 - 1)$$

$$\text{当 } 1/e^2 < y < 1 \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_1^{1/y} 1/2 dx = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{y} - 1 \right) \quad \text{从而} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}(e^2 - 1) & 0 < y \leq \frac{1}{e^2} \\ \frac{1}{2} \left( \frac{1}{y} - 1 \right) & \frac{1}{e^2} < y < 1 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$$

(3) 因为  $f(x, y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y)$  所以,  $X$  与  $Y$  不独立

$$(4) \quad P(XY > \frac{1}{3}) = \int_1^{e^2} dx \int_{1/3x}^{1/x} \frac{1}{2} dy = \frac{1}{3} \ln x \Big|_1^{e^2} = \frac{2}{3}$$

四、(9分) 一台设备由二大部件构成, 在设备运转中这二大部件需要调整的概率分别为 0.1、0.2, 假设各部件是否需要调整相互独立, 以  $X$  表示同时需要调整的部件数, 试求  $X$  的期望与方差.

$$\text{解: } X \text{ 的分布律为: } \begin{array}{c|ccc} X & 0 & 1 & 2 \\ \hline \text{Pr} & p_0 & p_1 & p_2 \end{array} \quad \text{即: } \begin{array}{c|ccc} X & 0 & 1 & 2 \\ \hline \text{Pr} & 0.72 & 0.26 & 0.02 \end{array}$$

$$p_0 = p(X=0) = 0.9 * 0.8 = 0.72 \quad p_1 = p(X=1) = 0.1 * 0.8 + 0.9 * 0.2 = 0.26 \quad p_2 = p(X=2) = 0.1 * 0.2 = 0.02$$

$$E(X) = 0 * 0.72 + 1 * 0.26 + 2 * 0.02 = 0.3 \quad E(X^2) = 0^2 * 0.72 + 1^2 * 0.26 + 2^2 * 0.02 = 0.34$$

$$\text{所以: } D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = 0.34 - 0.3^2 = 0.25$$

五、(10分) 设  $X_1, \dots, X_n$  是一独立同分布的随机变量序列, 且  $X_i$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布,  $\lambda > 0$ , 记  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ , 试求

$$(1) \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|\bar{X} - \lambda| < \sqrt{\lambda}); \quad (2) \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(|\bar{X} - \lambda| < \sqrt{\frac{\lambda}{n}}\right).$$

解:

$$(1) \quad P(|\bar{X} - \lambda| < \sqrt{\lambda}) \geq 1 - \frac{D(\bar{X})}{\sqrt{\lambda}^2} = 1 - \frac{\lambda}{n} \cdot \frac{1}{\lambda} = \frac{n-1}{n} \rightarrow 1 \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X} - \lambda| < \sqrt{\lambda}) = 1$$

$$(2) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(|\bar{X} - \lambda| < \frac{\sqrt{\lambda}}{\sqrt{n}}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{\sqrt{n}|\bar{X} - \lambda|}{\sqrt{\lambda}} < 1\right) = \Phi(1) - \Phi(-1) \\ = 2\Phi(1) - 1 = 2 * 0.8413 - 1 = 0.6827$$

《概率论》试卷 2

专业	学号			姓名			任课教师		
题号	一	二	三	四	五	六	七	八	总分

(注意: 要求写出解题过程, 备用数据在卷末。本试卷共三大张, 八大题, 满分 100 分)

- 一. (12 分) 从 0, 1, 2, ..., 9 这十个数字中任意选出三个不同的数字, 记事件  $A = \{\text{三个数字中不含 0 和 5}\}$ ,  $B = \{\text{三个数字中不含 0 或 5}\}$ , 试求:
- (1)  $P(A)$ ,  $P(B)$ ;                      (2)  $P(AB)$ ;                      (3)  $P(B|\bar{A})$ .

解: (1)  $P(A) = \frac{C_8^3}{C_{10}^3} = \frac{7}{15}$                        $P(B) = 1 - P(\text{三个数字中含 0 和 5}) = 1 - \frac{C_8^1}{C_{10}^3} = \frac{14}{15}$

(2)  $P(AB) = P(A) = \frac{7}{15}$

(3)  $P(B|\bar{A}) = \frac{P(B\bar{A})}{P(\bar{A})} = \frac{P(B) - P(BA)}{1 - P(A)} = \frac{\frac{14}{15} - \frac{7}{15}}{1 - \frac{7}{15}} = \frac{7}{8}$

二. (10 分) 玻璃杯成箱出售, 每箱 8 只, 假设各箱含 0, 1 只残次品的概率相应为 0.8, 0.2, 一顾客欲购一箱玻璃杯, 在购买时, 售货员随意取一箱, 而顾客随机地察看 2 只, 若无残次品, 则买下该箱玻璃杯, 否则退回, 试求顾客买下该箱产品的概率.

解: 设事件 A 为箱中无残次品, 事件 B 为顾客随机察看 2 只无残次品, 由全概率公式可得

$$P(B) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A}) = 0.8 * 1 + 0.2 * \frac{C_1^1 C_7^1}{C_8^2} = 0.85$$

答: 顾客买下该箱产品的概率为 0.85。

- 三. (14 分) 设随机变量  $X$  的概率密度为  $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} \cos x, & -\frac{\pi}{2} \leq x \leq \frac{\pi}{2}, \\ 0, & \text{其余} \end{cases}$

对  $X$  独立地重复观察 3 次, 用  $Y$  表示观察值大于  $\frac{\pi}{6}$  的次数, 试求:

- (1)  $Y$  的分布律;                      (2)  $Y$  的分布函数  $F_Y(y)$ ;                      (3)  $E(Y^2)$ .

解: (1)  $Y$  的分布律:

$$P(X > \frac{\pi}{6}) = \int_{\frac{\pi}{6}}^{\frac{\pi}{2}} \frac{1}{2} \cos x dx = \frac{1}{2} \sin x \Big|_{\frac{\pi}{6}}^{\frac{\pi}{2}} = \frac{1}{4} = 0.25, \text{ 从而 } Y \sim B(3, 0.25)$$



Y	0	1	2	3
概率	$\left(\frac{3}{4}\right)^3$	$3 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^1 \left(\frac{3}{4}\right)^2$	$3 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^2 \left(\frac{3}{4}\right)^1$	$\left(\frac{1}{4}\right)^3$

(2) Y 的分布函数：

$$F(y) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 27/64 & 0 \leq x < 1 \\ 54/64 & 1 \leq x < 2 \\ 63/64 & 2 \leq x < 3 \\ 1 & 3 \leq x \end{cases}$$

$$(3) E(Y^2) = D(Y) + (E(Y))^2 = 3 * 0.25 * 0.75 + (3 * 0.25)^2 = 1.125$$

四. (12 分) 设随机变量  $X$  的概率密度函数为  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-x^2+2x-1}{2}}$ ,

$-\infty < x < +\infty$ , 记随机变量  $Y = (X-1)^2$ , 试求:

(1)  $Y$  的概率密度函数  $f_Y(y)$ ;

(2)  $E(Y)$ .

解:(1)  $Y$  的概率密度函数  $f_Y(y)$  :

当  $y > 0$  时,  $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P((X-1)^2 \leq y) = P(1-\sqrt{y} \leq X \leq 1+\sqrt{y})$ , 所以  $Y$  的概率密

度函数  $f_Y(y) = (F_Y(y))' = f(1+\sqrt{y}) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} + f(1-\sqrt{y}) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} \cdot e^{\frac{-y}{2}}$ , 综合可得:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} \cdot e^{\frac{-y}{2}} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

$$(2) E(Y) = \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} \cdot e^{\frac{-y}{2}} dy = \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \cdot e^{\frac{-\sqrt{y}^2}{2}} d\sqrt{y} = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \cdot \int_0^{+\infty} e^{\frac{-t^2}{2}} dt = \frac{\sqrt{2}}{2}$$

五. (16 分) 抛一枚均匀硬币两次, 规定硬币的两面中一面为正面, 另一面为

反面, 记  $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次出现正面;} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次出现反面.} \end{cases} \quad i = 1, 2, \text{ 令 } Y = X_1 + X_2,$

- (1) 试求  $(X_1, Y)$  的联合分布律;      (2) 试求关于  $X_1$  关于  $Y$  的边缘分布律;  
 (3) 问  $X_1$  与  $Y$  是否相关? 为什么?      (4) 试求  $P(2X_1 \leq Y)$ .

解: (1)  $(X_1, Y)$  的联合分布律:

$X_1 \backslash Y$	0	1	2
0	1/4	1/4	0
1	0	1/4	1/4

表中数据计算如下:

$P(X_1, Y) = (0, 1) = P(X_1 = 0, X_2 = 1) = P(X_1 = 0)P(X_2 = 1) = 1/2 * (1 - 1/2) = 1/4$ , 其余类推;

(2)  $X_1$  和  $Y$  的边缘分布律分别如下:

$X_1$	0	1	$Y$	0	1	2
概率	1/2	1/2	概率	1/4	1/2	1/4

(3)  $X_1$  与  $Y$  相关, 因为  $E(X_1 Y) = 1 * 1 * 1/4 + 1 * 2 * 1/4 = 3/4$ , 而  $E(X_1) = 1/2$ ,  $E(Y) = 1$ ,

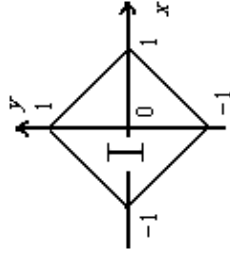
显然,  $E(X_1 Y) \neq E(X_1) \cdot E(Y)$ ;

(4)  $P(2X_1 \leq y) = P(X_1 = 0, Y = 0) + P(X_1 = 0, Y = 1) + P(X_1 = 0, Y = 2) + P(X_1 = 1, Y = 2) = 3/4$

六. (16 分) 设二维随机变量  $(X, Y)$  在边长为  $\sqrt{2}$  cm 的正方形内服从均匀分布, 该正方形之对角线为坐标轴, 试求:

- (1)  $(X, Y)$  的联合密度函数;  
 (2) 试求关于  $X$ , 关于  $Y$  的边缘密度函数  $f_X(x)$ ,  $f_Y(y)$ ;  
 (3) 问  $X$  与  $Y$  是否独立;  
 (4) 试求  $P(X \leq Y)$ .

解: (1)  $(X, Y)$  的联合密度函数:

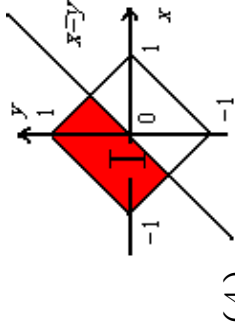


$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2} & (x, y) \in I \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$$

(2) 因为  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$ ，从而可得： $f_X(x) = \begin{cases} 1+x & -1 < x < 0 \\ 1-x & 0 \leq x < 1 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$ ，同理可得：

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

(3) 由上显然可知： $f(x, y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y)$ ，故  $X$  与  $Y$  不独立；



(4) 显然，红色部分就是  $|X| \leq Y$  的部分，所以  $P(|X| \leq Y) = 1/2$

七. (10 分) 设  $X$  服从参数为 4 的泊松分布， $Y$  服从参数为 2 的指数分布，且

$$\rho_{XY} = \frac{1}{2}, \text{ 试求:}$$

(1)  $E(XY)$ ;

(2)  $D(X+Y)$ .

解：(1)  $E(X) = D(X) = 4$ ， $E(Y) = 1/2$ ， $D(Y) = (1/2)^2 = 1/4$ ， $\rho_{XY} = \frac{E(XY) - E(X) \cdot E(Y)}{\sqrt{DX} \cdot \sqrt{DY}}$

所以有  $E(XY) = \rho_{XY} \cdot \sqrt{DX} \cdot \sqrt{DY} + E(X) \cdot E(Y) = \frac{1}{2} \cdot 2 \cdot \frac{1}{2} + 4 \cdot \frac{1}{2} = 2 \frac{1}{2}$

(2)  $D(X+Y) = D(X) + D(Y) - 2\rho_{XY} \cdot \sqrt{DX} \cdot \sqrt{DY} = 4 + \frac{1}{4} - 2 \cdot \frac{1}{2} \cdot 2 \cdot \frac{1}{2} = 3 \frac{1}{4}$

八. (10 分) 某保险公司多年的统计资料表明，在索赔户中被盗索赔户占 20%，以  $X$  表示在随机抽查的 100 个索赔户中因被盗向保险公司索赔的户数，试求被盗索赔户不少于 16 户且不多于 28 户的概率（用中心极限定理解题）.

解：  $X \sim B(100, 0.2)$ ，所求概率为

$$P(16 \leq X \leq 28) \approx P\left(\frac{16-100 \cdot 0.2}{\sqrt{100 \cdot 0.2 \cdot 0.8}} \leq \frac{X-100 \cdot 0.2}{\sqrt{100 \cdot 0.2 \cdot 0.8}} \leq \frac{28-100 \cdot 0.2}{\sqrt{100 \cdot 0.2 \cdot 0.8}}\right) \\ = \Phi(2) - \Phi(-1) = \Phi(2) + \Phi(1) - 1$$

答：被盗索赔户不少于 16 户且不多于 28 户的概率为  $\Phi(2) + \Phi(1) - 1$ 。



解 (1) 因为  $P(XY=0)=1$  , 所以  $P(XY \neq 0)=0$  , 从而可知  $P(X=1, Y=-1)=0$  ,  $P(X=1, Y=1)=0$  , 又因为  $P(X=1)=1/3$  , 而  $P(X=1)=P(X=1, Y=-1)+P(X=1, Y=0)+P(X=1, Y=1)$  , 所以  $P(X=1, Y=0)=1/3$  . 类似可得其余几个概率, 从而得  $(X, Y)$  的联合概率函数如下:

X \ Y	-1	0	1
	0	1/4	1/6
1	0	1/3	0

(2)  $X$  与  $Y$  不独立, 这是因为  $P(X=1)=1/3$  ,  $P(Y=-1)=1/4$  , 但是  $P(X=1, Y=-1)=0$  , 即  $P(X=1, Y=-1) \neq P(X=1)P(Y=-1)$  ;

(3)  $X$  与  $Y$  不相关, 这是因为  $E(X)=1/3$  ,  $E(Y)=-1*(1/4)+0*(1/2)+1*(1/4)=0$  , 而  $E(XY)=0$  , 从而有  $E(XY)=E(X)E(Y)$  .

四. (14 分) 设  $(X, Y)$  的联合密度函数为  $f(x, y)=\begin{cases} 2e^{-(x+2y)}, & x>0, \text{ 且 } y>0 \\ 0, & \text{其余} \end{cases}$

试求: (1)  $P(X<1, Y>2)$  ; (2)  $P(X+Y<1)$  .

解: 因为  $f(x, y)=\begin{cases} e^{-x} \cdot 2e^{-2y} & x>0, y>0 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$  , 显然  $X \sim E(1)$  ,  $Y \sim E(2)$  , 从而可得:

$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$  , 所以  $X$  与  $Y$  独立。

$$(1) \quad P(X<1, Y>2) = P(X<1)P(Y>2) = (1-e^{-1})(1-e^{-2})$$

$$(2) \quad P(X+Y<1) = \int_0^1 e^{-x} dx \int_0^{1-x} 2e^{-2y} dy = \int_0^1 e^{-x} (1-e^{-2(1-x)}) dx = 1-2e^{-1}+e^{-2}$$

五. (12 分) 假设一条生产流水线在一天内发生故障的概率为 0.1, 流水线发生故障时全天停止工作, 若一周 5 个工作日中无故障这条流水线可产生利润 20 万元, 一周内发生一次故障时, 仍可获利润 6 万元, 发生二次或二次以上故障就要亏损 2 万元, 求一周内这条流水线所产生利润的期望值.

解: 设  $X$  为一周内发生故障的次数, 则由题意可知:  $X \sim B(5, 0.1)$  , 设  $Y$  代表这条流水线所产生的利润, 则  $Y$  的取值为:

$Y = \begin{cases} 20 & X=0 \\ 6 & X=1 \\ -2 & X \geq 2 \end{cases}$	$X=0$	$X=1$	$X \geq 2$
	20	6	-2
Pr	0.9 <sup>5</sup>	5*0.1*0.9 <sup>4</sup>	1-1.4*0.9 <sup>4</sup>

从而可得  $Y$  的期望值:

$$E(Y) = 20*0.9^5 + 6*0.5*0.9^4 - 2*(1-1.4*0.9^4) = 13.62$$

答: 一周内这条流水线所产生的利润的期望值为 13.62 万元。

六. (12 分) 假设生产线上组装每件成品所花费的时间服从指数分布. 统计资料表明: 该生产线每件成品的平均组装时间为 10 分钟. 假设各件产品的组装时间相互独立. 试求在 15 小时至 20 小时之间在该生产线组装完成 100 件成品的概率. (要求用中心极限定理)



解：设  $X$  代表组装每件成品所花费的时间，则  $X \sim E(k)$ ，因为  $E(X) = \frac{1}{k} = \frac{10}{60}$ ，所以  $k = 6$ ，

即  $X \sim E(6)$ 。设  $X_i$  为 100 件成品中第  $i$  件，则所求概率为

$$P(15 \leq \sum_{i=1}^{100} X_i \leq 20) \approx P\left(\frac{15 - 100 * \frac{1}{6}}{\sqrt{100 * \frac{1}{6^2}}} \leq \frac{\sum_{i=1}^{100} X_i - 100 * \frac{1}{6}}{\sqrt{100 * \frac{1}{6^2}}} \leq \frac{20 - 100 * \frac{1}{6}}{\sqrt{100 * \frac{1}{6^2}}}\right) = \Phi(2) - \Phi(-1)$$

$$= \Phi(2) - \Phi(-1) = \Phi(2) + \Phi(1) - 1 = 0.9772 + 0.8413 - 1 = 0.8185$$

答：15 小时至 20 小时之间在该生产线组装完成 100 件成品的概率为 0.8185。

七. （16 分）设  $(X_1, \dots, X_n)$  是取自总体  $X$  的一个样本， $X$  服从区间  $[\theta, 1]$

上的均匀分布，其中  $\theta$  未知， $\theta < 1$ ，

(1) 求  $\theta$  的矩估计  $\hat{\theta}_1$ ；

(2) 求  $\theta$  的极大似然估计  $\hat{\theta}_2$ ；

(3) 试问：由(2)中求得的  $\theta$  的估计量  $\hat{\theta}_2$  是否为  $\theta$  的无偏估计？若不是，试将  $\hat{\theta}_2$  修正成  $\theta$  的一个无偏估计。

解：(1)  $E(X) = \frac{\theta+1}{2}$ ，由  $E(X) = \bar{X}$  可得： $\hat{\theta}_1 = 2\bar{X} - 1$ ；

$$(2) L(\theta) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{1}{1-\theta} \right) = \frac{1}{(1-\theta)^n}, \text{ 所以可得 } \hat{\theta}_2 = X(1)$$

(3) 此  $\hat{\theta}_2$  不是  $\theta$  的无偏估计。首先， $X_1$  的密度函数为：

$$f_{X_1}(x) = \begin{cases} \frac{1}{1-\theta} & \theta < x < 1 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}, \text{ 其相应的分布函数为: } F_{X_1}(x) = \begin{cases} 0 & x < \theta \\ \frac{x-\theta}{1-\theta} & \theta \leq x < 1 \\ 1 & 1 \leq x \end{cases}$$

$X(1)$  的分布函数和密度函数分别为：

$$F_{X(1)}(t) = \begin{cases} 0 & t < \theta \\ 1 - \left( \frac{1-t}{1-\theta} \right)^n & \theta \leq t < 1 \\ 1 & 1 \leq t \end{cases}, \quad f_{X(1)}(t) = \begin{cases} \frac{n(1-t)^{n-1}}{(1-\theta)^n} & \theta < t < 1 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$$

$$E(\hat{\theta}_2) = E(X(1)) = E(\min(X_1, \dots, X_n)) = \int_{\theta}^1 t \frac{n(1-t)^{n-1}}{(1-\theta)^n} dt = \frac{n\theta+1}{n+1} \neq \theta,$$

取  $\hat{\theta}_3 = \frac{(n+1)X(1)-1}{n}$ ，则  $\hat{\theta}_3$  为  $\theta$  的无偏估计。

八. (14分) 已知某种食品的袋重 (单位: 千克) 服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ,

其中  $\mu$  与  $\sigma^2$  均未知,  $-\infty < \mu < \infty$ ,  $\sigma^2 > 0$ , 现抽取 9 袋食品进行称重, 得数

据  $x_1, x_2, \dots, x_9$ , 由此算出  $\sum_{i=1}^9 x_i = 24$ ,  $\sum_{i=1}^9 x_i^2 = 72$ , 试分别求未知参数  $\mu$  和  $\sigma$

的双侧 90%置信区间.

解: 设  $X_i$  为第  $i$  袋食品的袋重, 则  $X_1, \dots, X_9 \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$ . 由题中数据可得:  $\bar{x} = \frac{24}{9} = \frac{8}{3}$ ,

$$s^{*2} = \frac{1}{8} \left( 72 - 9 * \left( \frac{8}{3} \right)^2 \right) = 1, \quad t_{0.95}(8) = 1.8595, \quad \chi_{0.95}^2(8) = 15.507, \quad \chi_{0.05}^2(8) = 2.733.$$

参数  $\mu$  的置信区间为:  $(\bar{x} - \frac{s^*}{\sqrt{9}} t_{0.95}(8), \bar{x} + \frac{s^*}{\sqrt{9}} t_{0.95}(8))$ , 即:  $(7.38, 8.62)$ .

参数  $\sigma^2$  的置信区间为:  $(\frac{(9-1)s^{*2}}{\chi_{0.95}^2(8)}, \frac{(9-1)s^{*2}}{\chi_{0.05}^2(8)})$ , 即:  $(0.516, 2.927)$

从而有  $\sigma$  的置信区间为:  $(\sqrt{\frac{(9-1)s^{*2}}{\chi_{0.95}^2(8)}}, \sqrt{\frac{(9-1)s^{*2}}{\chi_{0.05}^2(8)}})$ , 即:  $(0.718, 1.711)$



# 《概率统计》试卷 2

专业	学号	姓名	任课教师		
题号	一	二	三	四	五
					总分

(注意: 要求写出解题过程. 本试卷共三大张, 五大题, 满分 100 分)

备用数据:  $\Phi(1)=0.8413$ ,  $t_{0.90}(3)=1.6377$ ,  $t_{0.95}(3)=2.3534$

## 一、填空 (50 分)

1、设  $A$ 、 $B$  为两个随机事件,  $P(A)=0.6$ ,  $P(B)=0.4$ . 若  $A$ 、 $B$  互不相容,

则  $P(A-B)=$  0.6,  $P(A \cup B)=$  1,  $P(\overline{A|B})=$  0;

若  $A$ 、 $B$  有包含关系, 则  $P(A-B)=$  0.2,  $P(A \cup B)=$  0.6,  $P(\overline{A|B})=$  2/3.

2、学生甲和朋友约定: 在三门完全不同的课程考试中, 他只要有一门考试取得 95 分以上就开香槟酒庆祝. 若甲在这三门课程考试中得 95 分以上的概率分别为  $\frac{1}{2}$ 、 $\frac{1}{3}$ 、 $\frac{1}{4}$ , 则他们开香槟酒庆祝的概率为 0.75.

3、一只袋中装有 5 只白球和 4 只黑球, 现不放回地随机取出三只球, 每次取一只, 共取三次, 则这三只球依次为黑球、白球、黑球的概率为 5/42, 取出的第二个球为黑球的概率为 4/9. 若已知第二次取到黑球, 则第一次取到黑球的概率为 3/8.

4、设  $(X, Y)$  服从区域  $G$  上的均匀分布, 其中  $G=\{(x, y): 0 < y < 1, |x| < y\}$ ,

则  $(X, Y)$  的联合密度函数  $f(x, y)=$   $\begin{cases} 1 & (x, y) \in G \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$ ,  $X$  的边缘密度函数  $f_X(x)=$   $\begin{cases} 1-|x| & -1 < x < 1 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$ ,  $Y$  的边缘密度函数  $f_Y(y)=$   $\begin{cases} 2y & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$ .

5、设  $X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 、 $X_4$  独立同分布,  $X_1 \sim N(\mu, 1)$ ,  $\overline{X} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 X_i$ , 则  $X_1 - \overline{X}$

与  $X_2 - \overline{X}$  的协方差  $\text{cov}(X_1 - \overline{X}, X_2 - \overline{X}) =$   $-\frac{1}{4}$ ,  $X_1 - \overline{X}$  与  $X_2 - \overline{X}$  的相

关系数  $\rho_{X_1 - \overline{X}, X_2 - \overline{X}} =$   $-\frac{1}{3}$ .

6、 设  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5$  是独立同分布的随机变量,  $X_1 \sim N(0, 1)$ ,

记  $Y = C_1(X_1 + X_2 + X_3)^2 + C_2(X_4 + X_5)^2$ , 其中  $C_1, C_2$  为常数, 那么, 当

$C_1 = \frac{1}{3}, C_2 = \frac{1}{2}$  时,  $Y$  服从自由度为 2 的  $\chi^2$  分布.

7、 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是独立同分布的随机变量  $n \geq 2$ ,  $X_1 \sim R(0, 2)$ , 记

$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ , 则  $E(\bar{X}) = \underline{1}$ ,

$D(\bar{X}) = \underline{\frac{1}{3n}}, E(S^2) = \underline{\frac{1}{3}}, E(A_2) = \underline{\frac{1}{3}}$ .

8、 设  $x_1, x_2, x_3, x_4$  是取自正态总体  $N(\mu, \sigma^2)$  的样本观测值, 其中  $\mu, \sigma^2$

未知,  $-\infty < \mu < \infty, \sigma^2 > 0$ , 已知  $\sum_{i=1}^4 x_i = 24, \sum_{i=1}^4 x_i^2 = 147$ , 那么  $\sigma^2$  的极大

似然估计值为  $\frac{3}{4}$ ,  $\mu$  的双侧 90% 置信区间为 (4.8233, 7.1767).

二、(10 分) 某镇的码头只能容纳一艘船, 现预知某日将独立地来到两艘船, 且在 24 小时内各时刻来到的可能性相同. 如果它们需要停靠的时间分别为 4 小时和 6 小时, 试求二艘船中至少有一艘船在停靠时必须等待的概率.

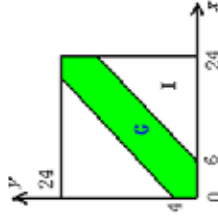
解: 设  $X$  为甲船到达时间, 其停靠时间为 4 小时,  $Y$  为乙船到达时间, 其停靠时间为 6 小

时, 则可知:  $0 < X \leq 24, 0 < Y \leq 24$ , 乙船先到, 甲船需要等待的条件

为:  $Y - X \leq 4$ , 甲船先到, 乙船需要等待的条件为:  $X - Y \leq 6$ , 所以  $(X, Y)$

服从 I 上的均匀分布, 二艘船至少有一艘船在停靠时必须等待的范围

为 G, 所以此概率为  $S_G / S_I = 1 - \frac{1/2 * (20 * 20 + 18 * 18)}{24 * 24} = 0.3715$ .





三、(14 分) 设随机变量  $(X, Y)$  的联合概率函数为

X \ Y	Y	
	-1	2
-1	$\frac{5}{20}$	$\frac{1}{10}$
	$\frac{3}{20}$	$\frac{3}{20}$
2		

记  $U = \max(X, Y)$ ,  $V = \min(X, Y)$ ,  $Z = XY$ , 求

(1)  $Z$  的概率函数; (2)  $(U, V)$  的联合概率函数;

(3) 已知事件  $\{U = 2\}$  发生时  $V$  的条件概率函数.

解: (1)  $Z$  的概率函数为:

Z	-2	-1	1	2	4
Pr	9/20	2/20	5/20	3/20	1/20

(2)  $P(U=2, V=-1) = P(\max(X, Y)=2, \min(X, Y)=-1) = P(X=2, Y=-1) + P(X=-1, Y=2) = 9/20$ , 类似可得  $(U, V)$  的联合概率函数为:

U \ V	V	
	-1	2
-1	5/20	0
1	1/10	0
2	9/20	1/20

(3)  $P(V=-1|U=2) = P(V=-1, U=2)/P(U=2) = 3/13$ , 其余类似可得.

已知事件  $\{U=2\}$  发生时  $V$  的条件概率函数为:

V	V	
	-1	2
Pr	9/13	1/13

四、(10 分) 设随机变量  $X$  与  $Y$  相互独立, 且  $X \sim N(-1, 7)$ ,  $Y \sim N(3, 1)$ ,

记  $Z = 3X + Y$ ,  $W = e^Z$ , 求

(1) 随机变量  $Z$  的概率密度函数  $f_Z(z)$ ;

(2) 随机变量  $W$  的概率密度函数  $f_W(w)$ .

解: (1) 因为随机变量  $X$  与  $Y$  相互独立, 所以  $Z$  服从正态分布.  $E(Z) = 3E(X) + E(Y) = 0$ ,  $D(Z) = 9D(X) + D(Y) = 64$ , 所以,  $Z$  服从正态分布  $N(0, 64)$ . 随机变量  $Z$  的概率密度函数为:

$$f_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 8} e^{-\frac{z^2}{128}}, -\infty < z < +\infty$$

$$(2) \text{ 当 } w > 0, F_W(w) = P(W \leq w) = P(e^Z \leq w) = P(Z \leq \ln w) = \int_{-\infty}^{\ln w} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 8} e^{-\frac{z^2}{128}} dz$$

两边求导，可得：  $f_w'(w) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 8w} e^{-\frac{\ln w^2}{128}}$ ，综合可得：  $f_w(w) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 8w} e^{-\frac{\ln w^2}{128}} & w > 0 \\ 0 & \text{其余} \end{cases}$

五、(16分) 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是取自总体  $X$  的样本， $X$  服从泊松分布  $P(\lambda)$ ， $\lambda > 0$ ， $\lambda$  未知，

(1) 求  $\lambda$  和  $\theta = E(X^2)$  的极大似然估计量  $\hat{\lambda}$  和  $\hat{\theta}$ ；

(2) 问：  $\theta = E(X^2)$  的极大似然估计量  $\hat{\theta}$  是  $\theta$  的无偏估计吗？

(3) 求  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\bar{X} - \lambda\right| < \sqrt{\frac{\lambda}{n}}\right)$ ，其中  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 。

解：(1)  $L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{X_i}}{X_i!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n X_i}}{X_1! \cdots X_n!} e^{-n\lambda}$   $\ln L(\lambda) = \sum_{i=1}^n X_i \ln \lambda - \sum_{i=1}^n \ln X_i! - n\lambda$

求导  $\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\hat{\lambda}} - n = 0$ ，从而可得： $\hat{\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} = \bar{X}$ 。

$\theta = E(X^2) = D(X) + (E(X))^2 = \lambda + \lambda^2$ ，所以  $\hat{\theta} = \hat{\lambda} + \hat{\lambda}^2 = \bar{X} + \bar{X}^2$

(2)  $\theta$  的极大似然估计  $\hat{\theta}$  不是  $\theta$  的无偏估计，这是因为

$E(\hat{\theta}) = E(\bar{X}) + E(\bar{X}^2) = E(\bar{X}) + D(\bar{X}) + (E(\bar{X}))^2 = \lambda + \frac{\lambda}{n} + \lambda^2 \neq \theta$

(3)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\left|\bar{X} - \lambda\right| < \frac{\sqrt{\lambda}}{\sqrt{n}}\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{\sqrt{n}|\bar{X} - \lambda|}{\sqrt{\lambda}} < 1\right) = \Phi(1) - \Phi(-1)$   
 $= 2\Phi(1) - 1 = 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6827$