21222期中考试

一、选择题 (18分,每小题3分)

- 1. 若随机变量X存在正概率点,即存在一点a,使得 $P\{X=a\}>0$,则X为(\mathbb{C})。
 - (A) 连续型随机变量

(B) 离散型随机变量

(C) 非连续型随机变量

- (D) 非离散型随机变量
- ▶ 连续型随机变量:只在区间上取值,在任何定点的概率为零,且分布函数在实轴上 连续;常用概率密度来描述其分布规律,处理工具是微积分
- ▶ 离散型随机变量: 其定义域为若干离散点(正概率点),分布函数为阶梯形<mark>函数,</mark> 在间断处右连续;常用分布律来描述其分布规律,处理工具是代数
- 既不是连续型也不是离散型随机变量,简称为一般类型随机变量:其概率既在区间上取正值,也在定点上取正值,且分布函数有间断点;只能用分布函数来描述其分布规律。
 - ▶ 存在正概率点,不是连续型随机变量,但不能进一步确定是离散型还是一般类型随机变量, 只能判定为非连续型随机变量。

2. 设随机变量 X 服从正态分布 N(0,1) , 对给定的 $\alpha(0<\alpha<1)$, 数 μ_{α} 满足

 $P\{X > \mu_{\alpha}\} = \alpha$, 若 $P\{|X| < x\} = \alpha$, 则 x 等于(\mathbb{C})。

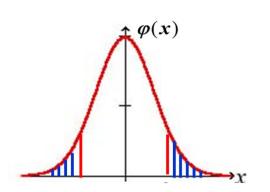
上α分位点

(A) $u_{\alpha/2}$

(B) $u_{1-\alpha/2}$

(C) $u_{(1-\alpha)/2}$

(D) $u_{1-\alpha}$



3. 设随机变量 X 的概率密度为 $\varphi(x)$,且 $\varphi(-x) = \varphi(x)$, F(x) 为 X 的分布函数,则对

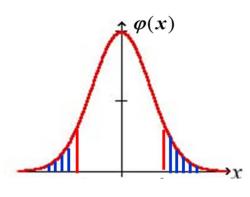
任意实数a,有(B)。

(A)
$$F(-a) = 1 - \int_0^{\alpha} \varphi(x) dx$$

(B)
$$F(-a) = \frac{1}{2} - \int_0^a \varphi(x) dx$$

(C)
$$F(-a) = F(a)$$

(D)
$$F(-a) = 2F(a) - 1$$



$$F(-a) = \int_{-\infty}^{-\alpha} \varphi(t) dt = 1 - \int_{-\infty}^{a} \varphi(t) dt = 1 - \left[\int_{-\infty}^{0} \varphi(t) dt + \int_{0}^{\alpha} \varphi(t) dt \right]$$
又
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) dx = 1, \text{ 由对称性有} \int_{0}^{0} \varphi(x) dx = \int_{0}^{+\infty} \varphi(x) dx = \frac{1}{2}.$$

$$F(-a) = 1 - \left[\frac{1}{2} + \int_0^a \varphi(t) dt\right] = \frac{1}{2} - \int_0^a \varphi(t) dt$$

4. 己知 P(A) = 0.4, P(B) = 0.5, 且 $A \subset B$, 则 P(A|B) = ()。

(A) 0 (B) 0.4 (C) 0.8

(D) 1

▶ 由于A属于B,所以AB=A,故而 P(A|B) = P(AB)/P(B) = P(A)/P(B) = 0.8

- 5. 设随机变量 X和 Y都服从正态分布,则(D)。
 - (A) X+Y一定服从正态分布

- (B) X和 Y不相关与独立等价
- (C) (X, Y) 一定服从正态分布
- (D) (X,-)) 未必服从正态分布
- ► A不成立,例如,若Y=-X,则X+Y=0,不服从正态分布。
- ▶ B也不成,因为"当(X,Y)服从二维正态分布时,X和Y不相关与独立等价"。
- ▶ C不成立, (X,Y)不一定服从二维正态分布, 因为边缘分布 一般不能决定联合分布。
- ▶ D成立,虽然随机变量X和Y都服从正态分布,但因为边缘分布一般不能决定联合分布,故(X,-Y)未必服从正态分布。

6. 设随机变量 $X \sim N(0,1)$, 其分布函数为 $\Phi(x)$, 则随机变量 $Y = \min\{X,0\}$ 的分布函

数F(y)为(B)。

(A)
$$F(y) = \begin{cases} 1, & y > 0, \\ \Phi(y), & y \leq 0. \end{cases}$$

(B)
$$F(y) = \begin{cases} 1, & y \ge 0, \\ \Phi(y), & y < 0. \end{cases}$$

(C)
$$F(y) = \begin{cases} 0, & y \le 0, \\ \Phi(y), & y > 0. \end{cases}$$

(D)
$$F(y) = \begin{cases} 0, & y < 0, \\ \Phi(y), & y \ge 0. \end{cases}$$

$$F(y) = P\{Y \le y\} = P\{\min(X, 0) \le y\}$$

= 1- P\{\text{min}(X, 0) > y\}
= 1- P\{X > v, 0 > v\}

当
$$y < 0$$
时, $P\{X > y, 0 > y\} = P\{X > y\}, F(y) = 1 - P\{X > y\} = P\{X \leqslant y\} = \Phi(y)$

当
$$y \ge 0$$
时, $P\{X > y, 0 > y\} = 0, F(y) = 1$

二、填空题 (18分,每小题3分) 1. 设 A, B, C是随机变量,A与 C互不相容, $P(AB) = \frac{1}{2}$, $P(C) = \frac{1}{3}$,

则 $P(AB|\overline{C})=$ _____。

$$P(AB|\bar{C}) = \frac{P(AB\bar{C})}{P(\bar{C})} = \frac{P(AB) - P(ABC)}{1 - \frac{1}{3}} = \frac{\frac{1}{2} - 0}{\frac{2}{3}} = \frac{3}{4}$$

2. 设 X, Y 是相互独立的随机变量,它们都服从参数为 n, p 的二项分布,则

Z = X + Y 服从参数为_____的二项分布。

2n,p 或者 B(2n,p)

3. 设随机变量 X 服从泊松分布,且 $P(X \le 1) = 4P(X = 2)$,则 $P(X = 3) = ______$ 。

$$P(X \le 1) = P(X = 0) + P(X = 1) = e^{-\lambda} + \lambda e^{-\lambda}, \quad P(X = 2) = \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda}$$

由 $P(X \le 1) = 4P(X = 2)$ 知 $e^{-\lambda} + \lambda e^{-\lambda} = 2\lambda^2 e^{-\lambda}$
即 $2\lambda^2 - \lambda - 1 = 0$ 解得 $\lambda = 1$, 故 $P(X = 3) = \frac{1}{6}e^{-1}$.

4. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$, 现对 X 进行四次独立重复观

察,用Y表示观察值不大于 0.5 的次数,则 $EY^2 = _____$ 。

$$Y \sim B(4, p),$$

其中 $p = P(X \le 0.5) = \int_0^{0.5} 2x dx = x^2 \Big|_0^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{4},$
 $EY = 4 \times \frac{1}{4} = 1, \quad DY = 4 \times \frac{1}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{3}{4},$
 $EY^2 = DY + (EY)^2 = \frac{3}{4} + 1 = \frac{7}{4}.$

5. 从数 1、2、3、4 中任取一个数,记为 X,再从 1、2、…、X 中任取一个数记

解答:本题考查的是全概率公式。

$$P \{Y=2\} = P \{X=1\} P \{Y=2 \mid X=1\} +$$

$$P\{X=2\}P\{Y=2 \mid X=2\} +$$

$$P\{X=3\}P\{Y=2 \mid X=3\} +$$

$$P \{X=4\} P \{Y=2 \mid X=4\}$$

$$=1/4*0+1/4*1/2+1/4*1/3+1/4*1/4=13/48$$

6. 假设某汽车经销商每月的汽车量是一个随机期望为 16, 方差为 9 的随机变量, 利用切比雪夫不等式给出下月汽车销售量在 10 辆到 22 辆之间概率为

 $P\{10 \le X \le 22\} = P\{|X - 16| \le 6\}$ $= 1 - P\{|X - 16| > 6\}$ $= 1 - P\{|X - \mu| > 6\}$ $= 1 - P\{|X - \mu| > \epsilon\}$ $\ge 1 - \frac{\sigma^2}{\epsilon^2} = 1 - \frac{9}{36} = \frac{3}{4}$

计算题



- 三、(10分)小明昨晚因为复习期中考太晚了,早8的课差点睡过头,急匆匆出门,到了中午才发现钥匙掉了。他想了想,落在宿舍里的概率为40%,这种情况下找到钥匙的概率为0.9;落在教室里的概率为35%,这种情况下找到的概率为0.3;最惨的是落在路上,概率为25%,这种情况下找到的概率为0.1。请同学们帮小明分析分析,他应该去先去哪里找钥匙,找到钥匙的可能性最大?
 - (1)记A1,A2,A3分别为事件钥匙落在宿舍里、落在教室里、落在路上,记B 为事件找到钥匙,则:

P(A1) = 0.4, P(A2) = 0.35, P(A3) = 0.25

P(B|A1) = 0.9, P(B|A2) = 0.3, P(B|A3) = 0.1

所以, P(B) = P(A1)P(B | A1) + P(A2)P(B | A2) + P(A3)P(B | A3)

 $=0.4\times0.9+0.35\times0.3+0.25\times0.1=0.49$

所以,找到钥匙的概率为0.49

(2) $P(A1|B) = P(B|A1)P(A1)/P(B) = (0.4 \times 0.9)/0.49 = 0.73$



四、(10 分)小明昨天在同学们的帮助下,终于找到了钥匙。今天他不敢再晚睡了,早早地就到车站等车到学武楼上课,到了车站发现时间还很早啊,都没人等车,他又实在是懒得走路,于是他看着站牌上的时刻表陷入了沉思。假设公交车起点站于每小时 10 分、30 分、55 分发车,设一小时内乘客到达的时刻为X,且 $X\sim$ U(0,60),Y为乘客的候车时间,显然Y是随机变量X的函数,试求:

- (1) Y 与 X的函数关系式,即 Y=g(X);
- (2) 乘客候车时间的期望 E(Y)。

解析:由于乘客到达车站的时间是随机的,因此如果记乘客到达的时刻为X,则X 服从均匀分布,

$$f_X(x) = \frac{1}{60}, \quad 0 \le x \le 60.$$

设乘客的候车时间为Y,显然Y也是一个与X有关的随机变量,即Y = g(X),

$$g(x) = \begin{cases} 10 - x, & 0 < x \le 10 \\ 30 - x, & 10 < x \le 30 \\ 55 - x, & 30 < x \le 55 \\ 70 - x, & 55 < x \le 60 \end{cases}$$

四、(10 分)小明昨天在同学们的帮助下,终于找到了钥匙。今天他不敢再晚睡了,早早地就到车站等车到学武楼上课,到了车站发现时间还很早啊,都没人等车,他又实在是懒得走路,于是他看着站牌上的时刻表陷入了沉思。假设公交车起点站于每小时 10 分、30 分、55 分发车,设一小时内乘客到达的时刻为X,且 $X\sim U(0,60)$,Y为乘客的候车时间,显然Y是随机变量X的函数,试求:

- (1) Y与X的函数关系式,即Y=g(X);
- (2) 乘客候车时间的期望 E(Y)。

$$g(x) = \begin{cases} 10 - x, & 0 < x \le 10 \\ 30 - x, & 10 < x \le 30 \\ 55 - x, & 30 < x \le 55 \\ 70 - x, & 55 < x \le 60 \end{cases}$$

因此,

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx = \frac{1}{60} \int_{0}^{60} g(x) dx$$
$$= \frac{1}{60} \left[\int_{0}^{10} (10 - x) dx + \int_{10}^{30} (30 - x) dx + \int_{30}^{55} (55 - x) dx + \int_{55}^{60} (70 - x) dx \right] = \frac{625}{60}$$

所以乘客平均候车时间为 10 分 25 秒。

五、(10分)小明的期中考成绩出来了,班级成绩(按百分制计)近似服从正态分布,平均72分,且96分以上的考生数占2.3%。求班级考生的成绩在60分至84分之间的概率。

已知: Ф(1)=0.8413, Ф(1.25)=0.8944, Ф(1.645)=0.9500, Ф(1.96)=0.9750, Ф(2)=0.9772

解:设X表示考生的外语成绩,且 $X\sim N(72, \sigma^2)$,则

$$P(X > 96) = 1 - P(X \le 96) = 1 - \Phi(\frac{24}{\sigma}) = 0.023,$$

即 Φ (σ)=0.977, 查表得 σ =2, 则 σ =12, 即且 $X\sim N$ (72, 144),

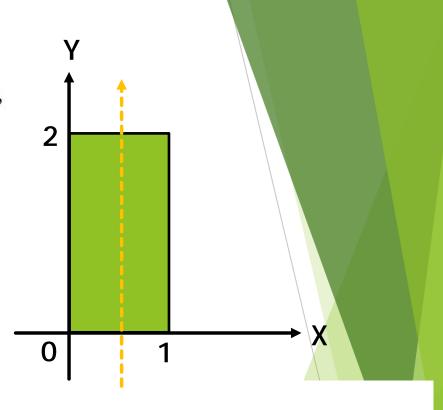
故
$$P(60 \le X \le 84) = P(-1 \le \frac{X - 72}{12} \le 1) = 2 \Phi(1) - 1 = 0.682$$

六、(12分)设(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} x^2 + axy , & 0 \le x \le 1, & 0 \le y \le 2, \\ 0, & \text{ \pm ic}, \end{cases}$$

试求:

- (1) a 的值;
- (2) $P(X+Y \ge 1)$;
- (3) X与 Y是否相互独立?



解: (1) 由归一性得

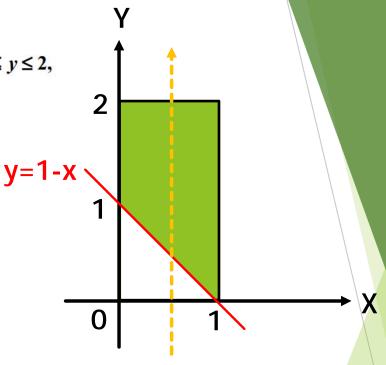
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx dy = \int_{0}^{1} dx \int_{0}^{2} (x^{2} + axy) dy = \int_{0}^{1} (2x^{2} + 2ax) dx = \frac{2}{3} + a = 1, \ \text{$?=1$}, \ \text{$?=1$}, \ \text{$?=1$}$$

六、(12分)设(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} x^2 + axy , & 0 \le x \le 1, & 0 \le y \le 2, \\ 0, & \exists E, \end{cases}$$

试求:

- (1) a 的值;
- (2) $P(X+Y \ge 1)$;
- (3) X与 Y是否相互独立?



(2)
$$P{X + Y \ge 1} = \iint_{x+y \ge 1} f(x,y) dxdy = \int_0^1 dx \int_{1-x}^2 (x^2 + \frac{xy}{3}) dy = \frac{65}{72}$$

六、(12分)设(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} x^2 + axy , & 0 \le x \le 1, & 0 \le y \le 2, \\ 0, & \text{ \pm ic}, \end{cases}$$

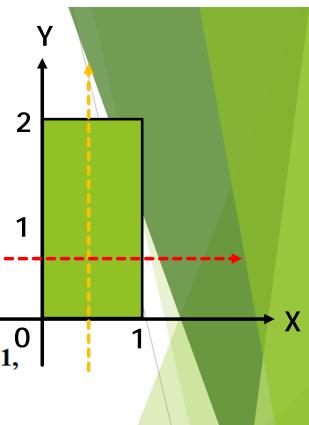
试求:

- (1) a 的值;
- (2) $P(X+Y \ge 1)$;
- (3) X与 Y是否相互独立?

(3)
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy = \begin{cases} \int_0^2 (x^2 + \frac{xy}{3}) dy = 2x^2 + \frac{2x}{3}, & 0 \le x \le 1, \\ 0, & | \exists \ge 1. \end{cases}$$

$$f_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx = \begin{cases} \int_{0}^{1} (x^{2} + \frac{xy}{3}) dx = \frac{1}{3} + \frac{y}{6}, & 0 \le y \le 2, \\ 0, & \text{ $\underline{\bot}$} \\ \vdots \end{cases}$$

在 f(x,y) 的非零区域内 $f(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 故 X 与 Y 不独立。



七、(12 分) 假设 $G = \{(x,y): 0 \le x \le 2, 0 \le y \le 1\}$ 是一矩形,随机变量 X 和 Y 的联合分布是区域 G 上的均匀分布.考虑随机变量

$$U = \begin{cases} 0, & \exists X \leq Y \\ 1, & \exists X > Y \end{cases}, \qquad V = \begin{cases} 0, & \exists X \leq 2Y \\ 1, & \exists X > 2Y \end{cases}$$

试求:

- (1) 二维随机变量(U,V)的联合分布律;
- (2) E(U)和E(V);
- (3) U和V的相关系数 ρ .

解 若 $(x,y) \in G$,则X和Y的联合密度为f(x,y) = 1/2,

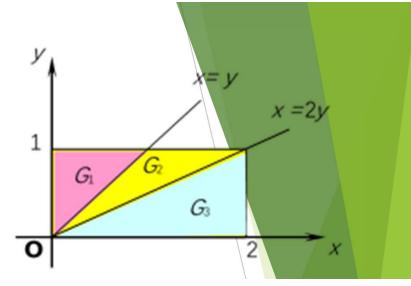
否则f(x,y)=0.直线x=y和x=2y将矩形G分为三部分

(见图 4.2): $G_1 = \{x < y\}, G_2 = \{y < x < 2y\}, G_3 = \{x > 2y\}$. 易见

$$P{X < Y} = P{(X, Y) \in G_1} = \frac{1}{4},$$

$$P{Y < X < 2Y} = P{(X,Y) \in G_2} = \frac{1}{4},$$

$$\mathbf{P}\big\{X>2Y\big\}=\mathbf{P}\big\{(X,Y)\in G_3\big\}=\frac{1}{2}.$$



先求其联合分布 . $^{(U,V)}$ 有 $^{(0,0),(0,1),(1,0),(1,1)}$ 等 4 个可能

$$\mathbf{P}{U = 0, V = 0} = \mathbf{P}{X \le Y, X \le 2Y} = \mathbf{P}{X \le Y} = \frac{1}{4},$$

$$\mathbf{P}\{U=0,V=1\}=\mathbf{P}\{X\leq Y,X>2Y\}=0,$$

$$\mathbf{P}\{U=1, V=0\} = \mathbf{P}\{X > Y, X \le 2Y\} = \mathbf{P}\{Y < X \le 2Y\} = \frac{1}{4},$$

$$P{U = 1, V = 1} = 1 - \frac{1}{4} - \frac{1}{4} = \frac{1}{2}.$$

由 U 和 V 的联合分布,可得 UV 以及 U 和 V 的分布:

$$UV \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}, \quad U \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{3}{4} \end{pmatrix}, \quad V \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}.$$

七、(12 分) 假设 $G = \{(x,y): 0 \le x \le 2, 0 \le y \le 1\}$ 是一矩形,随机变量 X 和 Y 的联合分布是区域 G上的均匀分布.考虑随机变量

$$U = \begin{cases} 0, & \exists X \leq Y \\ 1, & \exists X > Y \end{cases}, \qquad V = \begin{cases} 0, & \exists X \leq 2Y \\ 1, & \exists X > 2Y \end{cases}$$

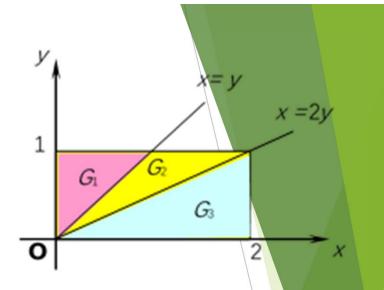
试求:

- (1) 二维随机变量(U,V)的联合分布律;
- (2) E(U)和E(V);
- (3) U和V的相关系数 ρ . 因

$$\mathbf{E}U = \frac{3}{4}$$
; $\mathbf{D}U = \frac{3}{16}$; $\mathbf{E}V = \frac{1}{2}$; $\mathbf{D}V = \frac{1}{4}$; $\mathbf{E}UV = \frac{1}{2}$

$$cov(U, V) = \mathbf{E} UV - \mathbf{E} U \mathbf{E} V = \frac{1}{8}$$

$$\rho = \frac{Cov(U,V)}{\sqrt{D(U)}\sqrt{D(V)}} = \frac{\frac{1}{8}}{\sqrt{\frac{3}{16} \times \frac{1}{4}}} = \frac{\sqrt{3}}{3}$$



证明题



八、(5分)设 $F_1(x)$ 和 $F_2(x)$ 分别为随机变量 X_1 , X_2 的分布函数,且存在点 x_0 使得

 $F_1(x_0) > F_2(x_0)$ 。 若 $X_i \sim B(1, p_i)$, $(0 < p_i < 1), i = 1, 2$, 证明: $p_1 < p_2$ 。

证明: 根据已知条件, X_i (i=1,2)的分布律为

X_i φ	0 ↔	1.0	₽
$P\{X_i = k\}$ φ	$1-p_i$ 4	p_i arphi	4

所以 X_i (i=1,2)的分布函数为 \downarrow

$$F_i(x) \begin{cases} 0, x < 0 \\ 1 - p_i, 0 \le x < 1 \\ 1, x \ge 1 \end{cases}$$

因为 $F_1(x_0) > F_2(x_0)$,所以 $0 \le x_0 < 1$,且 $1 - p_1 > 1 - p_2$,所以 $p_1 < p_2$

九、(5分) 设P(A)=a,P(B)=b,a,b均大于 0。证明: $\frac{a}{b} \ge P(A|B) \ge \frac{a+b-1}{b}$ 。

证明

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}, \quad P(A) = a, \quad P(B) = b \quad \exists \quad 0 \le P(A \cup B) \le 1$$

$$\mathbb{H}^{0 \leq P(A \cup B) \leq 1}$$

由概率的性质知 $AB \subset A$ 则

$$\therefore P(AB) \ge a + b - 1$$

$$P(AB) < P(A) = \alpha$$

故
$$\frac{a}{b} \ge P(A|B) \ge [a+b-1]/b$$