一、填空题(14分)

- 1. 若在区间(0,1) 内任取两个数,则事件"两数之和小于 $\frac{6}{5}$ "的概率为_____.
- 2. 设随机变量 K 服从均匀分布 U(0,5). 则关于 x 的方程 $4x^2 + 4Kx + K + 2 = 0$ 有实根的概率为_____.
- 3. 如果随机向量(*X*,*Y*)服从二维正态分布,则其边缘分布_____(一定是,不一定是,一定不是)正态分布.
- 4. 设随机变量 $X\sim\chi^2(2)$, Y 服从二项分布 b(4,0.5), 且相互独立,则 D(XY)=_____.
- 5. 设 $X_1, X_2, ..., X_n, ...$ 是互相独立的随机变量序列,且均服从参数为 3 的泊松分布 P(3),则 当 $n \to \infty$ 时, $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i (X_i 1)$ 依概率收敛于_____.
- 6. 设总体 X 与 Y 相互独立, $X \sim N(0,3)$, $Y \sim N(0,9)$, X_1, X_2, X_3 与 Y_1, Y_2, Y_3, Y_4 分别是取自 X 与 Y 的样本,令 $T = \frac{X_1 + X_2 + X_3}{\sqrt{Y_1^2 + Y_2^2 + Y_3^2 + Y_4^2}}$,则当 c =______ 时,统计量 cT 服从 t 分布 t(4).
- 7. 设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$,其中 μ 和 σ^2 均未知, $X_1, X_2, ..., X_n$ 是来自总体 X 的样本。令 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $Q = \sum_{i=1}^n (X_i \bar{X})^2$,则对假设检验问题 $H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$,使用的检验统计量为______ (用 \bar{X}, Q 表示).

1.
$$\frac{17}{25}$$

1.
$$\frac{17}{25}$$
 2. $\frac{3}{5}$ 3. 一定是 4. 24 5. 9 6. 2 7. $t = \frac{(\bar{X} - \mu_0)\sqrt{n(n-1)}}{\sqrt{Q}}$

二、(12分)

设甲袋有5个白球6个红球,乙袋有10个白球9个红球.先从甲袋任取一球放入乙袋,再从乙袋任取一球.

1. 求从乙袋取得的是一个白球的概率; 2. 若已知从乙袋取得的球是白球, 求它是取自"从甲袋取一白球放入乙袋中"这种情况的概率.

解:设 $A = \{ M \angle X$ 取得自球 $\}$, $B_1 = \{ M \mathcal{P}$ 取一自球放入 \mathbb{Z} 之袋中 $\}$, $B_2 = \{ M \mathcal{P}$ 农取一红球放入 \mathbb{Z} 农中 $\}$.

1. 由题意知
$$P(B_1) = \frac{5}{11}$$
, $P(B_2) = \frac{6}{11}$, $P(A|B_1) = \frac{11}{20}$, $P(A|B_2) = \frac{10}{20}$.

根据全概率公式可得所求的概率为

$$P(A) = \sum_{i=1}^{2} P(B_i) P(A \mid B_i) = \frac{5}{11} \times \frac{11}{20} + \frac{6}{11} \times \frac{10}{20} = \frac{23}{44} \approx 0.52.$$

2.根据 Bayes 公式可得所求的概率为

$$P(B_1 \mid A) = \frac{P(B_1)P(A \mid B_1)}{\sum_{i=1}^{2} P(B_i)P(A \mid B_i)} = \frac{\frac{5}{11} \times \frac{11}{20}}{\frac{5}{11} \times \frac{11}{20} + \frac{6}{11} \times \frac{10}{20}} = \frac{11}{23} \approx 0.48.$$

- 1. 设顾客在某银行窗口等待服务的时间 *X* (分钟) 服从期望为 5 的指数分布。某顾客在窗口等待服务,若超过 10 分钟他就离开。若该顾客一个月要到银行 5 次,以 *Y* 表示该顾客一个月未等到服务而离开窗口的次数.
- (1) 求 Y 的分布律; (2) 求 P{Y≥1}.
- 2. 设 $X \sim N(0,1)$, 令 Y = |X|, 求 Y 的概率密度函数 $f_Y(y)$.

解: 1. (1) 已知等待时间 $X\sim E(1/5)$, 因此等待时间超过 10 分钟的概率为

$$P\{X > 10\} = \int_{10}^{+\infty} \frac{1}{5} e^{-x/5} dx = e^{-2}$$

故顾客去银行一次未等到服务而离开的概率为 e^{-2} 。因此 $Y \sim b(5,e^{-2})$,分布律为

$$P{Y = k} = C_5^k e^{-2k} (1 - e^{-2})^{5-k}, \quad k = 0, 1, ..., 5$$

(2)
$$P{Y \ge 1} = 1 - P{Y = 0} = 1 - (1 - e^{-2})^5$$

2. 由于Y = |X|是非负取值随机变量,因此

当 y<0 时, F(y)=0。

因此有

$$F(y) = \begin{cases} 2\Phi(y) - 1 & y \ge 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

因此有

$$f(y) = \begin{cases} \frac{dF(y)}{dy} = 2\varphi(y) = \sqrt{\frac{2}{\pi}}e^{-y^{2}/2} & y \ge 0\\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

四、(12分)

设随机变量(X,Y)的概率密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} ke^{-2(x+y)}, & x > 0, & y > 0 \\ 0, & \text{ \fix}. \end{cases}$$

1. 确定常数 k 的值; 2. 求 X 和 Y 的边缘密度函数 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$; 3. 判断 X 和 Y 是否相互独立,并给出理由; 4. 求 $Z = \min(X, Y)$ 的分布函数 $F_Z(z)$ 和密度函数 $f_Z(z)$.

解: 1. 由

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} k e^{-2(x+y)} dx dy = k \int_{0}^{\infty} e^{-2x} dx \int_{0}^{\infty} e^{-2y} dy = \frac{k}{4}$$

得

$$k = 4$$

2. X 的边缘密度函数为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} 2e^{-2x} \int_0^{\infty} 2e^{-2y} dy, & x > 0 \\ 0, & \text{#$\dot{\mathbb{C}}$} \end{cases} = \begin{cases} 2e^{-2x}, & x > 0 \\ 0, & \text{#$\dot{\mathbb{C}}$} \end{cases}$$

Y的边缘密度函数为

$$f_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} 2e^{-2y} \int_{0}^{\infty} 2e^{-2x} dx, & y > 0 \\ 0, & \text{#$\dot{\Xi}$} \end{cases} = \begin{cases} 2e^{-2y}, & y > 0 \\ 0, & \text{#$\dot{\Xi}$} \end{cases}$$

- 3. 由于 $f(x,y) = f_X(x) f_Y(y)$, 因此 X 和 Y 相互独立.
- 4. X和 Y的分布函数分别为

$$F_{X}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-2x} &, & x > 0 \\ 0 &, & \sharp \succeq \end{cases} \qquad F_{Y}(y) = \begin{cases} 1 - e^{-2y} &, & y > 0 \\ 0 &, & \sharp \succeq \end{cases}$$

 $Z = \min(X, Y)$ 的分布函数为

$$\begin{split} F_Z(z) &= P\{Z \leq z\} = 1 - P\{X > z, Y > z\} = 1 - P\{X > z\} P\{Y > z\} \\ &= 1 - (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z)) = \begin{cases} 1 - e^{-4z}, & z > 0 \\ 0, & \sharp : \Xi \end{cases} \end{split}$$

 $Z = \min(X, Y)$ 的密度函数为

$$f_{z}(z) = \begin{cases} 4e^{-4z}, & z > 0 \\ 0, & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

五、(8分)

某厂商生产一件产品是合格品的概率为 0.8。已知生产一件合格品获利 10 元,生产一件次品亏损 5 元。问这家工厂生产 1 万件产品至少获利 69400 元的概率是多少?

六、(16分)

二维随机变量(X,Y)在区域 $G=\{(x,y): |x| \le y \le 1\}$ 上服从均匀分布,随机变量 V 和(X,Y)独立,且

$$V \sim N(0, \frac{1}{36})$$
, $\Leftrightarrow U=2X-Y$, $Z=U+V+1$,

求 1. E(X), E(Y), D(X), D(Y), Cov(X,Y); 2. E(Z), D(Z) 和 ρ_{ZU} .

解:可知(X,Y)的联合密度函数为

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

$$\perp \!\!\!\! \perp EV = 0, DV = \frac{1}{36}.$$

于是,有

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x, y) dx dy = 0$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y f(x, y) dx dy = 2/3,$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x, y) dx dy = 1/6,$$

$$E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 f(x, y) dx dy = 1/2$$

$$D(X) = E(X^2) - E^2(X) = 1/6, \qquad E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x y f(x, y) dx dy = 0,$$

$$D(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = 1/18, \qquad Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0.$$

1

(2)
$$EZ = 2EX - EY + EV + 1 = \frac{1}{3}$$

由 X与 Y不相关,可知 $D(U) = 4D(X) + D(Y) = \frac{13}{18}$,

因为 V 与 (X, Y) 独立, 所以 V 与 U 独立

$$DZ = DU + DV = \frac{3}{4}$$

以及 Cov (Z,U)=D(U)=13/18,

所以,
$$\rho_{ZU} = \frac{Cov(Z,U)}{\sqrt{D(Z)D(U)}} - \sqrt{\frac{D(U)}{D(Z)}} - \sqrt{\frac{26}{27}}$$
,

七、(12分)

设总体X的概率密度函数为

$$f(x,\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

其中 $\theta>0$ 为未知参数. $X_1, X_2, ..., X_n$ 为取自该总体的样本, $x_1, x_2, ..., x_n$ 为相应的样本观测值.

1. 求参数 θ 的矩估计; 2.求参数 θ 的最大似然估计; 3. 求 DX 的最大似然估计.

解: 1. 总体 X 的一阶矩为 $\mu_1 = EX = \theta$

解得 $\theta = \mu_1$

以 $A_1 = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 代替 μ_1 ,得参数 θ 的矩估计量为

$$\hat{\theta} = \bar{X}$$
.

2.

似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x_i}{\theta}} = \theta^{-n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i}.$$

对数似然函数为

$$\ln L(\theta) = -n \ln \theta - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^{n} x_i.$$

对 θ 求导并令导数为零,得对数似然方程为

$$\frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta} = -\frac{n}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^{n} x_i = 0,$$

解得0的最大似然估计值为

$$\hat{\theta} = \bar{x}$$
.

因为 $D(X) = \theta^2$,由最大似然估计的不变性可得D(X)的最大似然估计值为

$$\widehat{D(X)} = \bar{x}^2$$
.

八、(14分)

- 1. 叙述假设检验中犯第一类错误和犯第二类错误的定义。
- 2.某零件的长度服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 按规定其方差 σ^2 不得超过 0.016。现从一批零件中随机抽取 25 件测量其长度,得样本方差为 0.025. 由此判断这批零件是否符合规定? (显著性
- 水平 α =0.05).
- 1、第一类错误:原假设成立时拒绝原假设第二类错误:原假设不成立时,接受原假设
- 2、提出假设

$$H_0: \sigma^2 \le \sigma_0^2 = 0.016, H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2 = 0.016$$

检验统计量:
$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$$
.

拒绝域:
$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \ge \chi_\alpha^2(n-1).$$

查表得
$$\chi_{\alpha}^{2}(n-1) = \chi_{0.05}^{2}(24) = 36.415$$
,计算得 $\frac{(n-1)s^{2}}{\sigma_{0}^{2}} = \frac{24 \times 0.025}{0.016} = 37.5$

因为37.5>36.415,

所以在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下拒绝原假设,认为这批零件不合格。