

1. 设 A, B, C 为三个随机事件, 且 $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{4}$, $P(AB) = 0$, $P(AC) = P(BC) = \frac{1}{12}$, 则 A, B, C 中恰有一个事件发生的概率为_____.
2. 从 $1, 2, 3, 4, 5$ 五个数中任取 3 个不同的数排成三位数, 则所得三位数为偶数的概率为_____.
3. 设随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 1 \\ 0.3, & 1 \leq x < 3 \\ 1, & x \geq 3 \end{cases}$, 则 $P\{X=3\} =$ _____.

4. 已知随机变量 X 服从参数为 1 的泊松分布, Y 服从指数分布, X, Y 的相关系数为 0.25, 若 $D(3X - 2Y + 2) = 8$, 则 $E(3X - 2Y + 2) =$ _____.

5. 设 X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 是取自正态总体 $N(0, 4)$ 的简单随机样本, 设 $Y = a(X_1 + X_2)^2 + b(X_3 + X_4 + X_5)^2$, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 若 Y 服从期望为 2 的 χ^2 分布, 则 $D(a\bar{X}^2 - bS^2) =$ _____.

6. 设总体 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{2\theta^2}{(\theta^2 - 1)x^3}, & 1 < x < \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 其中 $\theta > 1$ 为未知参数

对于假设检验问题, $H_0: \theta = 2, H_1: \theta \neq 2$, 现观测一个样本, 若拒绝域 $\Gamma = \{X \leq 3/2\}$, 则该检验的显著性水平为 _____.

设总体 X 服从 $[0, \theta]$ 上的均匀分布, X_1, X_2, X_3 为来自总体的简单随机样本, 若 $\tilde{\theta} = k \min_{1 \leq i \leq 3} \{X_i\}$ 为 θ 的无偏估计量, 则 $k =$ _____.

$1 \leq i \leq 3$

1. 对于任意事件 A 和 B, 下列说法正确的是()
- (A) 若 $AB \neq \phi$, 则 A, B 一定独立 (B) 若 $AB \neq \phi$, 则 A, B 有可能独立
- (C) 若 $AB = \phi$, 则 A, B 一定独立 (D) 若 $AB = \phi$, 则 A, B 一定不独立

2. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 检验 $H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$, 则()

- (A) 若在 $\alpha = 0.01$ 下拒绝 H_0 , 则在 $\alpha = 0.05$ 下必拒绝 H_0 .
- (B) 若在 $\alpha = 0.01$ 下拒绝 H_0 , 则在 $\alpha = 0.05$ 下必接受 H_0 .
- (C) 若在 $\alpha = 0.01$ 下接受 H_0 , 则在 $\alpha = 0.05$ 下必拒绝 H_0 .
- (D) 若在 $\alpha = 0.01$ 下接受 H_0 , 则在 $\alpha = 0.05$ 下必接受 H_0 .

3. 设随机变量 X 的密度为 $f(x)$, 满足 $f(1+x) = f(1-x)$, 且 $\int_0^2 f(x) dx = 0.6$

$P\{X < 0\} = (\quad)$

- (A) 0.2 (B) 0.3 (C) 0.4 (D) 0.5

得 分	
-----	--

解答题(每题6分)

1. 一个学生接连参加同一课程的两次考试, 第一次合格的概率为 $\frac{3}{4}$, 若第一次及格则第二次及格的概率为 $\frac{3}{4}$; 若第一次不及格则第二次及格的概率为 $\frac{3}{8}$. 若已知他第二次及格, 求他第一次及格的概率。

已知他第二次合格

本资源免费共享

2. 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} kxy, & 0 < x < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 求 k 的值及 $Z = X + Y$ 的概率密度。

三 (3) 某人独立投篮，投中率为 $\frac{1}{5}$
若中一球则停止以 X 表示所需投篮次数
求 X 分布律及其方差 $D(X)$

4. 设 X_1, X_2, X_3 为来自总体 $N(1, 1)$ 的样本, \bar{X} 为样本均值, 随机变量 Y 期望为 2 的指数分布, Z 服从区间 $(-5, 5)$ 上的均匀分布, 且 Y, Z 相互独立, 求 $P\{\max(Y, Z) > D(\sum_{i=1}^3 (X_i - \bar{X})^2)\}$ 。

5. 某市有 50 个独立工作的无线寻呼台, 每个寻呼台在每分钟内收到的呼叫次数服从参数为 0.05 的泊松分布。利用中心极限定理求该市在某时刻一分钟内呼叫次数总和大于 3 次的概率(结果用 Φ 函数表示)。

四 设 X 的概率密度 $f(x) = \begin{cases} \frac{k}{\sqrt{1-x^2}}, & |x| < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

(1) 求 k (2) 求 X 分布函数 (3) 求 $T = F(X)$ 的概率密度

本题分数	8
得分	

五. 按规定, 100g 罐头番茄汁中平均维 C 含量不得少于 21mg/g, 维 C 含量服从正太分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ, σ^2 均未知。现抽取 16 个罐头, 测得其 100g 番茄汁

中维 C 含量(m/g)的样本均值为 20, 样本标准差为 3.984。

- (1) 问对于显著性水平 $\alpha = 0.05$, 能否认为这批罐头合格?
- (2) 求总体方差的置信水平为 0.95 的置信区间。(写出具体推导过程)

本题分数	8
得分	

六. 设总体 X 具有概率密度 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi x}} e^{-\frac{(\mu - \ln x)^2}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$,

其中 μ 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自 X 的样本,

求 μ 的矩估计量和最大似然估计量。

本题分数	14
得分	

七. 设随机变量 (X, Y) 服从区域 $x^2 \leq y \leq x$ 上的均匀分布。(1) 求联合概率密度 $f(x, y)$; (2) 求 Y 的边缘概率密度 $f_Y(y)$; (3) 求条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$; (4) X, Y 是否相互独立? 为什么? (5) 通过计算说明 X, Y 是否不相关? (6) 求 $P\{X+Y \leq 1\}$.

1. $\underline{0.3}$

2. $\underline{\frac{80}{243}}$

3. $\underline{6_1^2 + 6_2^2 - 4}$

$$7/4) 3.$$

$$5) \frac{1}{24}$$

$$6)$$

$$7) 2.$$

=/1 B.

2 A.

3 A

本资源免费下载 收集网站 nuua.store

三/1 记“该学生第*i*次考试及格”为事件 $A_i, i=1,2$.

$$P(A_1) = \frac{3}{4}, P(A_2|A_1) = \frac{3}{4}$$

$$P(\bar{A}_1) = \frac{1}{4}, P(A_2|\bar{A}_1) = \frac{3}{8}$$

$$\begin{aligned} P(A_2) &= P(A_1)P(A_2|A_1) + P(\bar{A}_1)P(A_2|\bar{A}_1) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{3}{4} \times (1 + \frac{3}{4}) = \frac{21}{32} \end{aligned}$$

$$P(A_1|A_2) = \frac{P(A_1)P(A_2|A_1)}{P(A_2)} = \frac{2 \times \frac{3}{4}}{1 + \frac{3}{4}} = \frac{\frac{3}{2}}{\frac{7}{4}} = \frac{3}{7} \cdot \frac{4}{4} = \frac{3}{14}$$

$\int dx$

$$\frac{\pi}{2} \int_0^1 kx dx \int_x^1 y dy$$

$$= \frac{\pi}{2} \int_0^1 kx \cdot (1-x^2) dx$$

$$= \frac{k}{2} \int_0^1 x - x^3 dx$$

$$= \frac{k}{2} x \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{4} \right)$$

$$= \frac{k}{8}$$

$$\frac{k}{8} = 1$$

$$\Rightarrow k = 8.$$

2. $\frac{1}{3} 0 \leq z < 1$ 时 $z = x+y$

$$T_z(z) = 8 \int_0^{\frac{z}{2}} x dx \int_x^{z-x} y dy$$

$$= 4 \int_0^{\frac{z}{2}} x [(z-x)^2 - x^2] dx$$

$$= 4 \int_0^{\frac{z}{2}} x (z^2 - 2zx) dx$$

$$= 2 \cdot \frac{z^2}{4} \cdot \frac{z^2}{2} - 8z \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{z^3}{8}$$

$$= \frac{z^4}{8} - \frac{1}{3} z^4$$

$$= \frac{-5}{24} z^4$$

$$\therefore f_z(z) = \begin{cases} -\frac{5}{24} z^3 & 0 < z < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

≡/3.

$$P(X=1) = \frac{1}{5}$$

$$P(X=2) = \frac{4}{5} \cdot \frac{1}{5} = \frac{4}{25}$$

$$P(X=3) = \left(\frac{4}{5}\right)^2 \cdot \frac{1}{5}$$

$$P(X=k) = \left(\frac{4}{5}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{5}$$

⇒ 分布律

$$P(X=k) = \left(\frac{4}{5}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{5} \quad k=1, 2, 3, \dots$$

$$4. \sum_{i=1}^3 (x_i - \bar{x})^2 \sim \chi^2(2)$$

$$D) \sum_{i=1}^3 (x_i - \bar{x})^2 = 4$$

$$\therefore P(\max(Y, Z) > 4)$$

$$= 1 - P(\max(Y, Z) < 4)$$

$$= 1 - P(Y < 4) P(Z < 4)$$

$$= 1 - \int_0^4 \frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2}x} dx \stackrel{\text{F}}{\text{F}} \frac{9}{10}$$

$$= 1 - \frac{(-e^{-\frac{1}{2}x})}{\frac{1}{2}} \Big|_0^4 \times \frac{9}{10}$$

$$= 1 - \frac{9}{10} \times (1 - e^{-2}) = 0.2218$$

三/5

解 设随机变量 $X_i (i=1, 2, \dots, 50)$ 表示第 i 个寻呼台在给定时刻一分钟内收到的呼叫次数, 则该市在给定时刻一分钟内的呼叫总次数为 $X = \sum_{i=1}^{50} X_i$. 由题意知, 随机变量序列 X_1, X_2, \dots, X_{50} 独立同分布于泊松分布, 且

$$E(X_i) = \lambda = 0.05, D(X_i) = \lambda = 0.05, i=1, 2, \dots, 50,$$

则由林德伯格-勒维中心极限定理知, 随机变量 X 近似服从正态分布 $N(n\lambda, n\lambda)$, 即 $X \sim N(2.5, 2.5)$. 从而

$$P\{X > 3\} = P\left\{\frac{X-2.5}{\sqrt{2.5}} > \frac{3-2.5}{\sqrt{2.5}}\right\} = 1 - \Phi(\sqrt{0.1})$$

$$(V) (1) \int_{-1}^1 \frac{k}{\sqrt{1-x^2}} dx$$

$$= k \arcsin x \Big|_{-1}^1$$

$$= kx \left(\frac{\pi}{2} + \frac{\pi}{2} \right)$$

$$= k\pi = 1$$

$$\Rightarrow k = \frac{1}{\pi}$$

例 (2) 当 $-1 \leq x < 1$ 时

$$F(x) = \int_{-1}^x \frac{1}{\pi} \frac{1}{\sqrt{1-x^2}} dx$$

$$= \frac{1}{\pi} \arcsin x \Big|_{-1}^x$$

$$= \frac{1}{\pi} (\arcsin x + \frac{\pi}{2})$$

$$= \frac{1}{\pi} \arcsin x + \frac{1}{2}$$

$$\therefore F(x) = \begin{cases} 0 & x < -1 \\ \frac{1}{\pi} \arcsin x + \frac{1}{2} & -1 \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$$

$$5. (a) \text{ 假设: } H_0: \mu \geq 21$$

$$H_1: \mu < 21$$

$$\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$$

$$= \frac{20 - 21}{3.984/\sqrt{16}}$$

$$= -1.004$$

正态分布

$$\text{Ex (2). } \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)}$$

$$= \frac{(16-1) \times 3.984^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(15)}$$

$$\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}$$

$$= \frac{15 \times 3.984^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(15)}$$

求期望量.

$$\hat{\lambda} \bar{E}(x) = \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\lambda} x} e^{-\frac{(\mu - \ln x)^2}{2}} \cdot x dx$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\lambda}} e^{-\frac{(\mu - \ln x)^2}{2}} dx$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\lambda}} e^{-\frac{\mu^2 + \ln^2 x - 2\mu \ln x}{2}} dx$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\lambda}} e^{-\frac{\mu^2}{2}} e^{-\frac{1}{2} \ln^2 x} e^{\mu \ln x} dx$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\lambda}} e^{-\frac{\mu^2}{2}} e^{-\ln x} x^{\mu} dx$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\lambda}} e^{-\frac{\mu^2}{2}} x^{\mu-1} dx$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\lambda}} e^{-\frac{\mu^2}{2}} \frac{1}{\mu} = \bar{x} \Rightarrow \frac{e^{-\frac{\mu^2}{2}}}{\mu} = \bar{x} \sqrt{2\lambda}$$

$$\dot{\lambda} \quad L(\mu) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n \frac{1}{x_1 \cdots x_n} e^{-\frac{(\mu - \mu x_1)^2}{2}} \cdots e^{-\frac{(\mu - \mu x_n)^2}{2}}$$

$$L(\mu) = (\sqrt{2\pi})^{-n} \frac{1}{x_1 \cdots x_n} e^{-\frac{(\mu - \mu x_1)^2}{2}} \cdots e^{-\frac{(\mu - \mu x_n)^2}{2}}$$

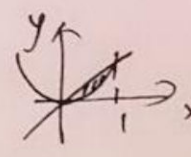
$$\ln L(\mu) = -n \ln \sqrt{2\pi} - \ln x_1 \cdots x_n - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (\mu - \mu x_i)^2$$

$$= -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \sum_{i=1}^n \ln x_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (\mu - \mu x_i)^2$$

$$\frac{d \ln L(\mu)}{d\mu} = - \sum_{i=1}^n (\mu - \mu x_i) = 0$$

$$\Rightarrow \hat{\mu} = \mu x_i$$

$$\Rightarrow \text{最大似然估计量 } \hat{\mu} = \mu x_i$$

t. (1). $S = \int_0^1 x - x^2 dx$ 

$$= \frac{1}{2} - \frac{1}{3} = \frac{1}{6}$$

$$\therefore f(x, y) = \begin{cases} 6 & (x, y) \in D \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

(2). ~~$f_y(y) = \int_{x^2}^x b dx$~~

$$f_x(x) = \int_{x^2}^x b dy$$

$$= \begin{cases} b(x - x^2) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_y(y) = \int_y^{\sqrt{y}} b dx$$

$$= \begin{cases} b(\sqrt{y} - y) & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

(3). $f_{x|y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_y(y)} = \frac{b}{b(\sqrt{y} - y)}$

$$= \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{y} - y} & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

(4) $\because f_x(x) \cdot f_y(y) \neq f(x, y)$

$\therefore X$ 与 Y 不独立.

$$\begin{aligned}
 (5) \quad E(X^2) &= \int_0^1 6x dx \int_{x^2}^x dy \\
 &= \int_0^1 6x(x-x^2) dx \\
 &= 6 \int_0^1 x^2 - x^3 dx \\
 &= \frac{1}{2}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E(XY) &= \int_0^1 3x dx \int_{x^2}^x y dy \\
 &= \int_0^1 3x(x^2-x^4) dx \\
 &= \int_0^1 3x^3 - 3x^5 dx \\
 &= \frac{1}{4}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E(Y) &= \int_0^1 6 dx \int_{x^2}^x y dy \\
 &= \int_0^1 6 \cdot 3(x^2-x^4) dx \\
 &= 1 - \frac{3}{5} = \frac{2}{5}
 \end{aligned}$$

$$\text{cov}(X, Y) \neq 0$$

$\Rightarrow \rho_{X, Y} \neq 0 \Rightarrow X$ 与 Y 相关

$$(6) \quad P\{X+Y \leq 1\}$$

$$= 1 - P\{X+Y > 1\}$$

$$= 1 - \int_{\frac{1}{2}}^1 6 dx \int_{x^2}^x dy$$

$$= 1 - \int_{\frac{1}{2}}^1 6x - 6x^2 dx$$

$$= 1 - 6 \int_{\frac{1}{2}}^1 x - x^2 dx$$

$$= 1 - 6 \times \left(\frac{1}{2} \times \frac{3}{4} - \frac{1}{3} \times \frac{7}{8} \right)$$

$$= \frac{1}{2}$$