

10分							
-----	--	--	--	--	--	--	--

一、填空题 (共42分, 每空3分)

得分

- 从标有数字1~10的10张卡片中任取2张, 每次取一张, 取后不放回, 则第二次取到标号为偶数的卡片的概率为 $\frac{1}{2}$
- 设事件A与B互不相容, 且 $P(A)=0.6, P(B)=0.3$, 则 $P(A \cup B) = 0.9$
- 设随机变量X服从参数为1/2的指数分布, 则 $E(e^{-X}) = \frac{1}{3}$,

$$P(X > D(X) | X > E(X)) = e^{-1}$$

4. 设随机变量X和Y相互独立, 且 $X \sim t(10), Y \sim U(-1, 1)$, 则 $E(X + 2Y + 1) = 1$

5. 设随机变量X和Y相互独立且均服从 $N(0, 1)$, 则 $X^2/Y^2 \sim F(1, 1)$,

$$P(\max\{X, Y\} \leq 0) = \frac{1}{4} \text{ 且由切比雪夫不等式知 } P(|X| \geq 3) \leq \frac{1}{9}$$

6. 设二维随机变量 $(X, Y) \sim N(0, -1, 4, 9, 0.5)$, 则 $Cov(X, Y) = 3$

7. 设 X_1, X_2, X_3, X_4 为来自总体 $X \sim \pi(\lambda)$ 的一个简单随机样本, 且统计量

5. 设随机变量 X 和 Y 相互独立且均服从 $N(0, 1)$, 则 $X^2/Y^2 \sim \underline{F(1,1)}$,

$P(\max\{X, Y\} \leq 0) = \underline{1/4}$ 且由切比雪夫不等式知 $P(|X| \geq 3) \leq \underline{1/9}$

6. 设二维随机变量 $(X, Y) \sim N(0, -1, 4, 9, 0.5)$, 则 $Cov(X, Y) = \underline{3}$

7. 设 X_1, X_2, X_3, X_4 为来自总体 $X \sim \pi(\lambda)$ 的一个简单随机样本, 且统计量 $(X_1 + 2X_2 + X_3)/4 + kX_4$ 为参数 λ 的一个无偏估计量, 则常数 $k = \underline{0}$ I

8. 设 $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ 独立同分布且 $E(X_k) = 0, D(X_k) = \sigma^2, k = 1, 2, \dots$, 则 $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2$

依概率收敛于 $\underline{\sigma^2}$

9. 设随机变量 $X \sim F(n, n)$ 且 $P(X > \alpha) = 0.1$, 则 $P\left(\frac{1}{X} > \alpha\right) = \underline{0.1}$.

《概率论与数理统计》试卷 A 第 1 页 共 5 页

10. 设 X_1, X_2, \dots, X_{16} 为来自总体 $X \sim N(0, 0.5^2)$ 的一个简单随机样本, 若已知

$$\chi_{0.01}^2(16) = 32.0, \text{ 则 } P\left(\sum_{i=1}^{16} X_i^2 \geq 8\right) = \underline{0.01}$$

11. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ 和 σ^2 都未知, 样本容量为 n , \bar{X} 和 S^2 分别为样本均值和样本方

差, 若总体均值 μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为 $(\bar{X} - \lambda, \bar{X} + \lambda)$, 则 $\lambda = \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1)$

得分

二、设某段公路上经过的货车与客车数量之比为 1:2, 已知货车中途停车修理的概率为 $\frac{3}{20}$, 客车为 $\frac{3}{40}$. 今有一辆车中途停车修理, 求它是货车的概率是多少? (8 分)

解. 记 $A = \{\text{有一辆车中途停车修理}\}$, $B_1 = \{\text{经过的是货车}\}$, $B_2 = \{\text{经过的是客车}\}$, 则 B_1 和 B_2 构成样本空间的一个划分, 且 $P(B_1) = \frac{1}{3}$, $P(B_2) = \frac{2}{3}$. I

由全概率公式知,

$$P(A) = P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) = \frac{1}{3} \times \frac{3}{20} + \frac{2}{3} \times \frac{3}{40} = \frac{1}{10}; \quad \text{---5'}$$

$$\text{又由贝叶斯公式知, 所求 } P(B_1|A) = \frac{P(B_1)P(A|B_1)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{3} \times \frac{3}{20}}{\frac{1}{10}} = \frac{1}{2}. \quad \text{---3'}$$

三、已知随机变量 (X, Y) 服从区域 $D: 0 < x < 1, 0 < y < 2x$ 上的均匀分布

(1) 求 X 和 Y 的联合概率密度 $f(x, y)$; (2) 判断 X 和 Y 是否相互独立;

(3) 求 $X = x (0 < x < 1)$ 的条件下, Y 的条件概率密度 $f_{Y|X}(y|x)$. (10 分)

解. (1) $f(x, y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 2x \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$

---2'

(2) 二维随机变量 (X, Y) 关于 X 的边缘概率密度

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{2x} 1 dy = 2x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

关于 Y 的边缘概率密度

(3) 在 $X = x(0 < x < 1)$ 的条件下, Y 的条件概率密度

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{1}{2x}, & 0 < y < 2x, \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases} \quad \text{I} \quad \text{---3'}$$

得分

四、设总体 $X \sim B(10, p)$, 未知参数 $p \in (0, 1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体

X 的简单随机样本, x_1, x_2, \dots, x_n 为其样本值. 求分别参数 p 的矩估计量

得分

四、设总体 $X \sim B(10, p)$, 未知参数 $p \in (0, 1)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体

X 的简单随机样本, x_1, x_2, \dots, x_n 为其样本值, 求分别参数 p 的矩估计量

和最大似然估计量. (10 分)

解. (1) 矩估计:

$$E(X) = 10p, \text{ 故 } p = \frac{E(X)}{10}.$$

用样本矩 \bar{X} 近似总体矩 $E(X)$, 得参数 p 的矩估计量 $\hat{p}_{\text{矩}} = \frac{\bar{X}}{10}$.

(2) 最大似然估计:

似然函数

$$L(p) = \prod_{i=1}^n [C_{10}^{x_i} p^{x_i} (1-p)^{10-x_i}] = \left(\prod_{i=1}^n C_{10}^{x_i} \right) p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{10n - \sum_{i=1}^n x_i}, x_i = 0, 1, \dots, 10, i = 1, 2, \dots, n.$$

对数似然函数

$$\ln L(p) = \sum_{i=1}^n \ln C_{10}^{x_i} + \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \ln p + \left(10n - \sum_{i=1}^n x_i \right) \ln(1-p)$$

$$\diamond \frac{d \ln L(p)}{dp} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{p} - \frac{10n - \sum_{i=1}^n x_i}{1-p} = 0, \text{ 得 } \hat{p}_L = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{10n} = \frac{\bar{x}}{10}, \text{ 从而参数 } p \text{ 的最大似然}$$

$$\text{估计量为 } \hat{p}_L = \frac{\bar{X}}{10}.$$

得分

五、设某种元件的寿命 X 长期以来服从方差为 5000 (小时²) 的正态分布. 现有一批这种元件, 其寿命的波动性有所改变. 现随机抽取一容量为 26 的样本, 测得其寿命的方差 $s^2 = 2800$ (小时²). 在显著性水平 $\alpha = 0.1$, 可否认为寿命的波动性较以往有显著变化?

(已知 $\chi_{0.05}^2(25) = 37.652$, $\chi_{0.95}^2(25) = 14.611$) (10 分)

$$\begin{aligned}
 X &= Y+1) = Z^2 + 2ZY + 1 \\
 &= 0 + 0 + 1 = 1 \\
 X^2 &= (Y+1)^2 = Y^2 + 2Y + 1 \\
 Y^2 &= \frac{X^2 - 2X + 1}{1} \sim F(1,1) \\
 P(X > 0) &= P(Y > -1) = \frac{1}{4}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & i, k = 0 \\
 8. E\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k^2\right) &= E(X_k^2) \\
 &= D(X_k) + E^2(X_k) \\
 &= \sigma^2 + \mu^2 \\
 9. P(X > 1) &= 0 \\
 & \frac{1}{X} \sim F(1,1)
 \end{aligned}$$

$$\therefore P\left(\frac{\sum_{k=1}^n X_k^2}{n} \geq 8\right) = P\left(4 \cdot \frac{\sum_{k=1}^n X_k^2}{n} \geq 32\right) = 0.01$$

$$P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \leq t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}\right) = 1 - \alpha$$

$\frac{1}{S^2} \sim \chi^2$ μ 2 df

$\int_{\frac{1}{2}}^1 10x, 0 < x < 2$
 o rate

$$Z: H_0: \sigma^2 = 5000 \quad H_1: \sigma^2 \neq 5000$$

$$F = \frac{(n-1)S^2}{5000} \sim F(11,1)$$

拒绝域: $F > F_{\frac{\alpha}{2}, 11, 1}$ 或 $F < F_{1-\frac{\alpha}{2}, 11, 1}$

(4) 计算实测值: $\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{25 \times 2800}{5000} = 14$;

判断: 因为 $14 \in W$, 落入了拒绝域, 故拒绝 H_0 , 接受 H_1 , 即在显著性水平 $\alpha = 0.1$ 下, 可以认为寿命的波动性较以往有了显著变化. ---4'

得分

六、(1) 设随机变量 $X \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$, 求 $Y = \sin X$ 的概率密度函数.

(2) 设随机变量 $X \sim N(1, 9)$, $Y \sim N(-1, 4)$ 且 X 与 Y 相互独立, 求

$P(X - 2Y > 3)$. (12分)

解. (1) $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & -\frac{\pi}{2} < x < \frac{\pi}{2}, \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$

随机变量 Y 的分布函数为

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(\sin X \leq y)$$

$$1. \frac{C_1^1}{C_0^0} \frac{C_1^1}{C_1^1} + \frac{C_2^1}{C_2^0} \frac{C_1^1}{C_1^1} = \frac{2^1}{9^0} + \frac{2^2}{9^0} = \frac{2^3}{9^0} = \frac{1}{2}$$

$$2. P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$$\therefore AB = \phi$$

$$\therefore P(A \cup B) = 1 + \frac{1}{3} = \frac{4}{3}$$

$$3. f_{X+Y} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2} e^{-z} dz, z > 0$$

$$\therefore Z(e^{-z}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-z} f_{X+Y} dz = \int_0^{\infty} e^{-z} \frac{1}{2} e^{-z} dz = \frac{1}{3}$$

$$EX = 2, DX = 4$$

$$P(X > 1 | X > 2) = \frac{P(X > 2, X > 1)}{P(X > 2)} = \frac{P(X > 2)}{P(X > 2)}$$

$$= \frac{1 - P(X \leq 0)}{1 - P(X \leq 1)} = \frac{1 - F(0)}{1 - F(1)}$$

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x/2}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\therefore P(X > 2 | X > 1) = \frac{e^{-1}}{e^{-1/2}} = e^{-1/2}$$

$$4. Z(X+Y) = Z(X) + Z(Y) + 1$$

$$= 0 + 0 + 1 = 1$$

$$5. \therefore X^2 \sim \chi^2(1), Y^2 \sim \chi^2(1)$$

$$\therefore \frac{X^2}{1} \sim \chi^2(1), \frac{Y^2}{1} \sim \chi^2(1)$$

$$P(\max\{X, Y\} \leq 0) = \frac{1}{4}$$

$$P(|X| > 3) = P(|X - 0| > 3) \leq \frac{D(X)}{3^2} = P(|X| > 3) = P\left(\frac{1}{X} > \frac{1}{3}, \frac{1}{X} < -\frac{1}{3}\right) = 0$$

$$P(|X - 2X| > 2) \leq \frac{D(X)}{2^2}$$

$$7. Z\left(\frac{1}{4}(X_1 + X_2 + X_3) + X_4\right) = \lambda$$

$$\therefore \frac{1}{4}(1+2+1)\lambda + k\lambda = \lambda$$

$$\therefore k = 0$$

$$8. E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right) = E(X_k^2)$$

$$= D(X_k) + E^2(X_k)$$

$$= 1 + 2^2$$

$$9. P(X > 1) = 0$$

$$\frac{1}{X} \sim F(1, 1)$$

$$10. X_i \sim N(0, 1)$$

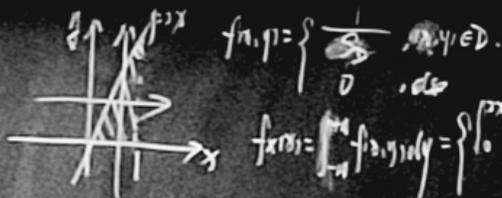
$$\frac{X_i}{0.5} \sim N(0, 1)$$

$$\therefore 4 \frac{X_i^2}{1} \sim \chi^2(1)$$

$$\therefore P\left(\frac{4}{1} X_i^2 > 8\right) = P\left(4 \frac{X_i^2}{1} > 8\right) = 0$$

$$11. P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \leq t_{\alpha/2}(n-1)\right) = 1 - \alpha$$

$$\frac{1}{\sqrt{X}} \sim F(1, 1)$$



$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$f(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \int_0^x 1 dy, 0 < x < 1$$

$$f(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \int_{\frac{x}{2}}^1 1 dy, 0 < x < 2$$

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

$$\text{E: } \mu = EX = 10p \Rightarrow p = \frac{\mu}{10} \therefore \hat{p} = \frac{\bar{X}}{10}$$

$$\text{Z: } H_0: \sigma^2 = 5000 \quad H_1: \sigma^2 \neq 5000$$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{5000} \sim \chi^2(n-1)$$

$$P(\chi^2 > \chi^2_{\alpha/2}(n-1) \cup \chi^2 < \chi^2_{1-\alpha/2}(n-1))$$

ED.

$$\int_0^{2\pi} |dy|, 0 < x < 1$$

oder

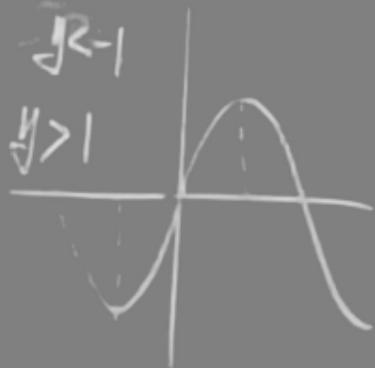
$$\int_{-\pi}^{\pi} |dy|, 0 < x < 2$$

oder

$$\therefore F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(\sin X \leq y) = \begin{cases} P(X \leq \arcsin y), & -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & y < -1 \\ 1, & y > 1 \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} F_X(\arcsin y), & -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & y < -1 \\ 1, & y > 1 \end{cases}$$

$$\therefore f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} f_X(\arcsin y) \cdot \frac{1}{\sqrt{1-y^2}}, & -1 < y < 1 \\ 0, & \text{else} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{1-y^2}}, & -1 < y < 1 \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$



$$= \begin{cases} 0, & y \leq -1, \\ P\left(-\frac{\pi}{2} < X \leq \arcsin y\right) = F_X(\arcsin y) - F_X\left(-\frac{\pi}{2}\right), & -1 < y < 1, \\ 1, & y \geq 1. \end{cases}$$

从而可得 Y 的密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{1-y^2}}, & -1 < y < 1, \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

(2) 因为 X 与 Y 相互独立, $X \sim N(1,9)$, $Y \sim N(-1,4)$, 故 $X - 2Y \sim N(3,25)$, 从

而所求

$$P(X - 2Y > 3) = 1 - P(X - 2Y \leq 3) = 1 - P\left(\frac{X - 2Y - 3}{5} \leq \frac{3 - 3}{5}\right) = 1 - \Phi_1(0) = 1/2.$$

得分

七、某学校有 400 名住校学生，每人以 80% 的概率去图书馆自习。由中心极限定理估计，该馆应至少设多少个座位，才能以 95% 以上的概率保证去上自习的学生都有座位？假设每名学生是否去图书馆自习可以认为是相互独立的，且已知 $\Phi(1.645) = 0.95$. (8 分)

解. 设去图书馆自习的人数为 X , 图书馆座位数为 n , 由题意知 $X \sim B(400, 0.8)$.

由中心极限定理知, $X \stackrel{\text{近似}}{\sim} N(320, 64)$. ----3'

若要以 95% 以上的概率保证去上自习的学生都有座位, 则 $P(0 \leq X \leq n) \geq 0.95$. 从而

$$\begin{aligned} P(0 \leq X \leq n) &\approx P\left(\frac{0-320}{8} \leq \frac{X-320}{8} \leq \frac{n-320}{8}\right) \\ &\approx \Phi\left(\frac{n-320}{8}\right) - \Phi(-40) \approx \Phi\left(\frac{n-320}{8}\right) \geq 0.95, \end{aligned}$$

于是, $\frac{n-320}{8} \geq 1.645$, 即 $n \geq 333.16$, 故该馆应至少设 334 个座位, 才能以 95% 以上

的概率保证去上自习的学生都有座位.

----5'