概率论与数理统计试题(2014 秋)

(注:需用到的标准正态分布表,t-分布表见第一页末尾处。)

- 一、填空题(每题3分,共计15分)
 - 1. 设事件 A 、 B 相互独立,事件 B 、 C 互不相容,事件 A 与 C 不能同时发生,且 P(A) = P(B) = 0.5, P(C) = 0.4,则事件 A , B 和 C 中仅 C 发生或仅 C 不发生的概率为多少_______.
 - 2. 随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 1 \\ \frac{1}{4}, & 1 < x < 3, & 则 <math>Y = 1 3X$ 的密度函数 $0, & \text{其他} \end{cases}$

 $f_{Y}(y) =$ _____

- 4. 已知一批零件长度 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,若 σ 未知,从中随机地抽取 9 个零件,得样本均值 $x = 30, s^2 = 16$,则 μ 的置信度为 0.95 的置信区间是______.
- 5. 设 $X \sim U(0,1), Y$ 服从两点分布即 $P(X=2) = \frac{1}{2}, P(X=3) = \frac{1}{2}, 且 X, Y$ 独立,

Z = X + Y,则 $Z^{\frac{1}{2}}$ 的数学期望为______.

 $(t_{0.025}(8) = 2 \cdot 3060, \ t_{0.05}(8) = 1 \cdot 8595, \ t_{0.05}(9) = 1.8331, \ t_{0.025}(9) = 2.2622, \Phi(1.96) = 0.975 \ \Phi(1.645) = 0.95)$

- 二、单项选择题(每题3分,共计15分)
 - 1. 设A,B为两个事件, $P(A) \neq P(B) > 0$,且 $B \subset A$,则【 】一定成立.
 - (A) P(B|A)=1. (B) P(A|B)=1. (C) $P(B|\overline{A})=1$. (D) $P(A|\overline{B})=0$.
- 2. 如下四个函数,它是随机变量的分布函数的为

(A) $F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \sin x & 0 \le x < \frac{\pi}{2} \end{cases}$ (B) $F(x) = \begin{cases} 0 & x < -2 \\ \frac{1}{2} & -2 \le x < 0 \\ 1 & x \ge \frac{\pi}{2} \end{cases}$

(C)
$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \sin x & 0 \le x < \pi \\ 1 & x \ge \pi \end{cases}$$
 (D) $F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x + \frac{1}{3} & 0 \le x \le \frac{1}{2} \\ 1 & x > \frac{1}{2} \end{cases}$

3. 对于两个独立同分布的随机变量X和Y,其方差DX存在,则下列叙述正确的是

(A) $D(XY) = DX \cdot DY$.

(B) *X* 与 *Y* 协方差不为 0.

- (C) $EX^2 (EX)^2 = EY^2 (EY)^2$. (D) $EX \neq EY$.
- 4. 设随机变量 X 服从参数为 $B(8,\frac{1}{2})$ 的二项分布, $Y \sim N(2,4)$,且 $\rho_{XY} = \frac{1}{\sqrt{2}}$,

根据切比晓夫不等式有: $P(|X-2Y| \le 4) \ge$

- (A) $\frac{3}{8}$. (B) $\frac{5}{8}$. (C) $\frac{1}{4}$. (D) $\frac{2}{9}$.
- 5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, $EX = \mu$, $DX = \sigma^2$, \bar{X} 是样本均值, S^2 是样本方差, S^{*2} 为样本的二阶中心矩,则

(A) $\overline{X} \sim N(\mu, \sigma^2)$. (B) $\frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$.

(C) $\frac{\overline{X} - \mu}{c^*} \sqrt{n} \sim t(n-1)$. (D) $\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$.

三、(9) 假如在一段时间内到达哈尔滨某家乐福超市人数服从参数为 μ 的泊松分布,而 进入该超市的每个顾客购买某黑龙江特产的概率为p,若各个顾客是否购买某黑龙江 特产相互独立, 求在一段时间内该超市恰好售出 k 份某黑龙江特产的概率(假如每个 顾客至多购买一份某黑龙江特产).

四、(9分) 已知 X 与 Y 独立的正态随机变量,且 $X \sim N(1,4)$, $Y \sim N(3,9)$, Z = 2X + Y求(1) Z 的概率密度 $f_z(z)$;(2) 计算期望 E[2X+Y-5] 和方差 D([2X+Y-5])

五、(9分) 设 随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{8}x, 0 < x < 4, \\ 0, \quad &$ 其它 令随机变量 $Y = \begin{cases} 3, X \le 1, \\ X, 1 < X < 3, \end{cases}$ (1) 求 Y 的 分布 函数; (2) 求概率 $P(X \le Y)$. $1, X \ge 3$

六、(13分).设总体 X 的分布函数为 $F(x;\theta) = \begin{cases} 1-e^{-\frac{x^2}{\theta}}, x \geq 0, & \text{而} \theta$ 是大于零的未知参 0, x < 0

数, X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体X的简单随机样本.(1)求EX 和 $E(X^2)$;(2)求 θ 的矩估计 $\hat{\theta}_1$ 和极大似然估计 $\hat{\theta}_2$;(3) 试讨论 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 的无偏性。

概率论与数理统计试题解答(2014)

一. 填空题:(每题 3 分,共 15 分)

1.0.65.2.
$$\begin{cases} \frac{1}{12}, -8 < y < -2 \\ \frac{1}{6}, -2 < y < 1 \\ 0, 其它 \end{cases}$$

$$4(\bar{x} - \frac{4}{\sqrt{9}} \times t_{0.05/2}, \bar{x} + \frac{4}{\sqrt{9}} \times t_{0.05/2}) = (30 - \frac{4}{3} \times 2.306, 30 + \frac{4}{3} \times 2.306) \cdot 5 \cdot \frac{1}{3}(8 - 2\sqrt{2});$$
= (27,33);

- 二. 选择题: (每题 3 分,共 15 分)
- 1.(B) 2. (A) 3. (C) 4.(B) 5.(D)
- 三.**解**: 设 A_i 表示这段时间内到达家乐福超市的顾客数 $(i=0,1,2,\cdots)$,A= "这段时间内该超市恰好售出k份某黑龙江特产"。

利用全概率公式: $A = A_0A + A_1A + \cdots + A_kA + \cdots$

$$P(A) = \sum_{i=0}^{\infty} P(A_i) P(A|A_i) = \sum_{i=k}^{\infty} P(A_i) P(A|A_i) \qquad (P(A|A_i) = 0, 0 \le i < k)$$

$$= \sum_{i=k}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \cdot C_i^k p^k (1-p)^{i-k}$$

$$= \sum_{i=k}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} \cdot e^{-\lambda} \cdot \frac{i!}{k!(i-k)!} p^k (1-p)^{i-k} = \frac{e^{-\lambda} \cdot (\lambda p)^k}{k!} \sum_{i=k}^{\infty} \frac{(\lambda (1-p))^{i-k}}{(i-k)!}$$

$$(k = 0,1,2,\cdots)$$

三. 解: (1) 由题设: Z = 2X + Y 为两个独立的正态变量的线性函数,所以它也是一个正态的随机变数,其分布由其期望和方差确定。

$$\overrightarrow{m} EZ = E(2X + Y) = 2EX + EY = 2 \times 1 + 3 = 5$$
.

$$DZ = D(2X + Y) = 4DX + DY = 4 \times 4 + 9 = 25$$

所以, $Z \sim N(5.25)$

(2) 令
$$W = 2X + Y - 5$$
 ,则 $W \sim N(EZ - 5, D(Z - 5)) = N(0,25)$,从 而
$$U = \frac{W}{5} \sim N(0,1)$$
,

于是
$$E[2X + Y - 5] = E[W] = E\left|\frac{W}{5}\right| \times 5 = 5E[U] = 5\int_{-\infty}^{\infty} |u| \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{u^2}{2}}du$$

$$=5\times2\int_0^\infty\frac{u}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{u^2}{2}}du=10\int_0^\infty d(-\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{u^2}{2}})=10\times(-\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{u^2}{2}}\Big|_0^\infty)=\frac{10}{\sqrt{2\pi}}=\frac{5\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}}$$

$$D(|2X + Y - 5|) = D(|W|) = E|W|^2 - (E|W|)^2 = EW^2 - (\frac{5\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}})^2 = 25 - \frac{50}{\pi} = 25(1 - \frac{2}{\pi})$$

五. 解: (1)、令随机变数Y的分布函数为 $F_v(y)$

由题设有:
$$P(1 \le Y \le 3) = 1$$

从而易知: 当y < 1时, $F_Y(y) = 0$; 当 $y \ge 3$ 时, $F_Y(y) = 1$;

当1≤ y < 3 时

$$F_Y(y) = P(Y \le y) = P(Y = 1) + P(1 < Y \le y) = P(X \ge 3) + P(1 < X \le y)$$

所以,

$$F_{Y}(y) = \begin{cases} 0, & y < 0\\ \frac{1}{16}y^{2} + \frac{3}{8}, 1 \le y < 3\\ 1, & y \ge 3 \end{cases}$$

(2).
$$P(X \le Y) = P(Y = X) + P(X < Y) = P(1 < X < 3) + P(X \le 1)$$

$$= \int_{1}^{3} \frac{1}{8} x dx + \int_{0}^{1} \frac{1}{8} x dx = \int_{0}^{3} \frac{1}{8} x dx = \frac{1}{16} x^{2} \Big|_{0}^{3} = \frac{9}{16}$$

六 解: (1)因为随机变量
$$X$$
 的概率密度函数为 $f(x;\theta) = F'(x,\theta) = \begin{cases} \frac{2x}{\theta}e^{-\frac{x^2}{\theta}}, x > 0\\ 0, x \ge 0 \end{cases}$

$$EX = \int_0^\infty x \frac{2x}{\theta} e^{-\frac{x^2}{\theta}} dx = \int_0^\infty -x de^{-\frac{x^2}{\theta}} = -xe^{-\frac{x^2}{\theta}} \Big|_0^\infty + \int_0^\infty e^{-\frac{x^2}{\theta}} dx \quad (\text{利用变换} x = \frac{\sqrt{\theta}}{\sqrt{2}}t)$$

$$= \int_0^\infty e^{-\frac{t^2}{2}} \frac{\sqrt{\theta}}{\sqrt{2}} dt = \sqrt{\pi \theta} \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{\sqrt{\pi \theta}}{2}$$

$$EX^{2} = \int_{0}^{\infty} x^{2} \frac{2x}{\theta} e^{-\frac{x^{2}}{\theta}} dx = \int_{0}^{\infty} -x^{2} de^{-\frac{x^{2}}{\theta}} = -x^{2} e^{-\frac{x^{2}}{\theta}} \Big|_{0}^{\infty} + 2 \int_{0}^{\infty} x e^{-\frac{x^{2}}{\theta}} dx = \theta \int_{0}^{\infty} d(-e^{-\frac{x^{2}}{\theta}}) dx = \theta + (-e^{-\frac{x^{2}}{\theta}}) = \theta$$

(2) 矩估计: 由(1)知
$$EX = \frac{\sqrt{\pi\theta}}{2} = \mu_1$$
, $(\frac{\sqrt{\pi\theta}}{2})^2 = \mu_1^2$, $\theta = \frac{4}{\pi}\mu_1^2$,

所以 θ 的矩估计为 $\hat{\theta}_1 = \frac{4}{\pi} \overline{X}^2$.

5分

极大似然估计:

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i, \theta) = \prod_{i=1}^{n} \frac{2x_i}{\theta} e^{-\frac{x_i^2}{\theta}} = \frac{2^n}{\theta} (x_1 \dots x_n) e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i^2}$$

取对数

5分

(3) 因为 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体X的简单随机样本,

所以,
$$\hat{E\theta}_1 = \frac{4}{\pi} E \overline{X}^2 = \frac{4}{\pi} (D \overline{X} + (E \overline{X})^2) = \frac{4}{\pi} (\frac{1}{n} D X + (E X)^2)$$

$$= \frac{4}{\pi} (\frac{1}{n} \times (1 - \frac{\pi}{4})\theta + \frac{\pi \theta}{4}) = \theta + \frac{1}{n} \times (\frac{4}{\pi} - 1)\theta \neq \theta$$

因而 $\hat{\theta}_1$ 为 θ 的有偏估计,但为 θ 渐进无偏估计

又
$$\hat{E}\theta_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n EX_i^2 = \frac{1}{n} \times nEX^2 = \theta$$
,所以 $\hat{\theta}_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i^2$ 为 θ 的无偏估计。