

张宇考研数学概率论与数理统计 基础阶段模考试卷



一、选择题:1~10 小题,每小题 5 分,共 50 分. 下列每题给出的四个选项中,只有一个选项是最符合题目要求的.

1. 向半径为 r 的圆内随机抛一点,则此点到圆心的距离大于 $\frac{1}{3}r$ 的概率为().
 (A) $\frac{1}{9}$ (B) $\frac{1}{3}$ (C) $\frac{2}{3}$ (D) $\frac{8}{9}$
2. 设一批产品中有 10 个正品和 2 个次品,任意抽取两次,每次抽一个,抽出后不放回,则第二次抽出的是次品的概率为().
 (A) $\frac{1}{4}$ (B) $\frac{1}{6}$ (C) $\frac{1}{2}$ (D) $\frac{1}{3}$
3. 设三事件 A, B, C 两两独立,则 A, B, C 相互独立的充要条件为().
 (A) A 与 BC 独立 (B) AB 与 $A \cup C$ 独立
 (C) AB 与 AC 独立 (D) $A \cup B$ 与 $A \cup C$ 独立
4. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{(x+1)^2}{4}}$, $-\infty < x < +\infty$, 则下列服从标准正态分布的随机变量是().
 (A) $\frac{X+3}{2}$ (B) $\frac{X+3}{\sqrt{2}}$ (C) $\frac{X-3}{2}$ (D) $\frac{X-3}{\sqrt{2}}$
5. 设随机变量 X 服从指数分布,则随机变量 $Y = \min\{X, 2\}$ 的分布函数().
 (A) 是连续函数 (B) 至少有两个间断点
 (C) 是阶梯函数 (D) 恰好有一个间断点
6. 设随机变量 $X_i \sim \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \end{pmatrix}$ ($i=1, 2$), 且满足 $P\{X_1 X_2 = 0\} = 1$, 则 $P\{X_1 = X_2\} =$ ().
 (A) 0 (B) $\frac{1}{4}$ (C) $\frac{1}{2}$ (D) 1
7. 设一旅客到达火车站的时间 X 均匀分布在早上 7:55 至 8 点, 而火车在 7:55 后 Y 分钟开出, 且 Y 的概率密度为 $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{25}(5-y), & 0 \leq y \leq 5, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ 则旅客能乘上火车的概率为().

- (A) $\frac{1}{4}$ (B) $\frac{1}{3}$ (C) $\frac{2}{3}$ (D) $\frac{1}{2}$

8. 设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}$, $-\infty < x < +\infty$, 对 X 和 $|X|$ 说法正确的是 ().

- (A) X 和 $|X|$ 不相关, 且 X 和 $|X|$ 独立
 (B) X 和 $|X|$ 相关, 且 X 和 $|X|$ 不独立
 (C) X 和 $|X|$ 相关, 且 X 和 $|X|$ 独立
 (D) X 和 $|X|$ 不相关, 且 X 和 $|X|$ 不独立

9. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$ ($\sigma > 0$) 的简单随机样本, 则样本二阶原点矩

$$A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \text{ 的方差 } DA_2 = ().$$

- (A) $\frac{2\sigma^4}{n}$ (B) $\frac{3\sigma^4}{n}$ (C) $\frac{2\sigma^4}{n-1}$ (D) $\frac{3\sigma^4}{n-1}$

10. (数学一) 设总体 X 的数学期望为 μ , X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的简单随机样本, 则下列命题正确的是 ().

- (A) X_1 是 μ 的无偏估计量 (B) X_1 是 μ 的最大似然估计量
 (C) X_1 是 μ 的相合估计量 (D) X_1 不是 μ 的估计量

(数学三) 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ ($\sigma > 0$) 的简单随机样本, \bar{X} 是样本均值, 记

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, S_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2,$$

$$S_3^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2, S_4^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2,$$

则服从自由度为 $n-1$ 的 t 分布的随机变量是 ().

- (A) $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_1 / \sqrt{n-1}}$ (B) $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_2 / \sqrt{n-1}}$ (C) $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_3 / \sqrt{n}}$ (D) $t = \frac{\bar{X} - \mu}{S_4 / \sqrt{n}}$

二、填空题: 11 ~ 16 小题, 每小题 5 分, 共 30 分.

11. 已知 $P(\bar{B} | A) = \frac{1}{3}$, $P(B | \bar{A}) = \frac{4}{7}$, $P(AB) = \frac{1}{5}$, 则 $P(\bar{A}\bar{B}) = \underline{\hspace{2cm}}$.

12. 设 X 服从参数为 1 的指数分布, 则方程 $4x^2 + 4Xx + X + 2 = 0$ 无实根的概率为 $\underline{\hspace{2cm}}$.

13. 设随机变量 X, Y 相互独立, X 在区间 $[0, 5]$ 上服从均匀分布, Y 服从参数为 5 的指数分布, 令

$Z = \begin{cases} 1, & X \leq Y, \\ 0, & X > Y, \end{cases}$ 则 Z 的分布律为 $\underline{\hspace{2cm}}$.

14. 设随机变量 $X \sim N(a, \sigma^2) (\sigma > 0)$, 则 $E |X - a| =$ _____.

15. 设随机变量 $F \sim F(n, n)$, 且 $P\{F > a\} = 0.3$, a 为常数, 则 $P\left\{F > \frac{1}{a}\right\} =$ _____.

16. 设总体 X 的概率密度为 $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{6x}{\theta^3}(\theta - x), & 0 < x < \theta, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X

的简单随机样本, θ 为未知参数, $\hat{\theta}$ 为 θ 的矩估计量, 则 $D\hat{\theta} =$ _____.

三、解答题: 17 ~ 22 小题, 共 70 分. 解答应写出文字说明、证明过程或演算步骤.

17. (本题满分 10 分)

设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} cx(1-x), & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

求: (1) 常数 c ;

(2) $P\left\{|X| \leq \frac{1}{2}\right\}, P\left\{X = \frac{1}{2}\right\}, P\left\{X \geq \frac{1}{3}\right\}$;

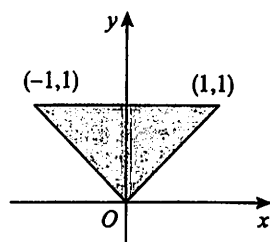
(3) X 的分布函数 $F(x)$;

(4) $Y = 2X - 1$ 的概率密度 $f_Y(y)$.

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

18. (本题满分 12 分)

设 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y) = \begin{cases} kx^2y, & (x, y) \in G, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ 其中 G 是



由 $y = |x|$ 及 $y = 1$ 围成的区域(见图).

(1) 求 k ;

(2) 求 X, Y 的边缘概率密度;

(3) 求当 $Y = y (0 < y < 1)$ 已知条件下, X 的条件概率密度 $f_{X|Y}(x | y)$;

(4) 求 $P\left\{X > \frac{1}{4} \mid Y = \frac{1}{2}\right\}$ 和 $P\left\{X < \frac{1}{2} \mid Y = \frac{1}{4}\right\}$;

(5) 求 $P\left\{Y < \frac{1}{2}\right\}$.

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

19. (本题满分 12 分)

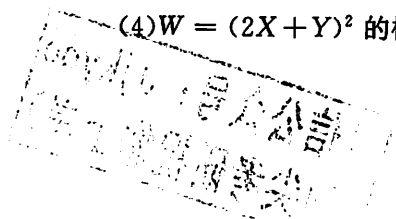
设随机变量 X, Y 相互独立, 且 $X \sim N(1, 1), Y \sim N(-2, 1)$. 求:

(1) $Z = 2X + Y$ 的概率密度;

(2) $P\{|2X + Y| < \sqrt{5}\}$;

(3) $D(|2X + Y|)$;

(4) $W = (2X + Y)^2$ 的概率密度 ($\Phi(1) = 0.8413$).



20. (本题满分 12 分)

设随机变量 X, Y 相互独立, 且都在区间 $[a, b]$ 上服从均匀分布, 求:

(1) $Z_1 = \max\{X, Y\}$ 的概率密度;

(2) $Z_2 = \min\{X, Y\}$ 的概率密度.

21. (本题满分 12 分)

设 \bar{X}_n 和 S_n^2 分别是样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本均值和样本方差, 即 $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, S_n^2 =$

$\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$, 现在又获得了第 $n+1$ 个样本 X_{n+1} , 证明:

$$(1) \bar{X}_{n+1} = \frac{n}{n+1} \bar{X}_n + \frac{1}{n+1} X_{n+1} = \bar{X}_n + \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n);$$

$$(2) S_{n+1}^2 = \frac{n-1}{n} S_n^2 + \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n)^2.$$

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

22. (本题满分 12 分)

设总体 $X \sim U[\theta, \theta + |\theta|]$, 其中 θ 是未知参数, 从总体 X 中抽取样本 $X_1, X_2, \dots, X_n, x_1, x_2, \dots, x_n$ 为相应的样本值. 分别就 (1) $\theta < 0$; (2) $\theta > 0$ 两种情况求未知参数 θ 的最大似然估计值.

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

张宇考研数学概率论与数理统计

基础阶段模考参考答案及评分细则

一、选择题

1. 答 应选(D).

解 (几何概率) $p = 1 - \frac{\pi \left(\frac{1}{3}r\right)^2}{\pi r^2} = \frac{8}{9}$.

2. 答 应选(B).

解 方法一 记 $A_i = \{\text{第 } i \text{ 次取得次品}\}, i = 1, 2$. 则由已知得

$$P(A_1) = \frac{2}{12} = \frac{1}{6}, P(\bar{A}_1) = \frac{10}{12} = \frac{5}{6}, P(A_2 | A_1) = \frac{1}{11}, P(A_2 | \bar{A}_1) = \frac{2}{11}.$$

由全概率公式得 $P(A_2) = P(A_1)P(A_2 | A_1) + P(\bar{A}_1)P(A_2 | \bar{A}_1) = \frac{1}{6} \times \frac{1}{11} + \frac{5}{6} \times \frac{2}{11} = \frac{1}{6}$.

方法二 由抽签原理(中签的概率与抽签的先后次序无关), 知第二次抽到次品的概率与第一次抽到次品的概率相同, 都是 $\frac{2}{12} = \frac{1}{6}$.

【注】 抽签原理: 若 n 个签中有 $m (1 \leq m \leq n)$ 个“有”签, $n-m$ 个“无”签, n 个人排队依次抽签(或某人抽 n 次, 每次抽出一个), 则第 k 个人(或某人第 k 次, $k = 1, 2, \dots, n$) 抽到“有”签的概率都一样, 都等于 $\frac{m}{n}$. 由此原理知, 其概率与各人抽签次序(各次抽签顺序)无关, 与抽签方式(有放回还是无放回)也无关, 仅与“有”签所占比例有关.

3. 答 应选(A).

解 A, B, C 两两独立的意思是

$$P(AB) = P(A)P(B), P(AC) = P(A)P(C), P(BC) = P(B)P(C),$$

而 A, B, C 相互独立的意思是在上述 3 个式子的基础上加 $P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$, 共要求 4 个式子成立. 在题目已知的条件下, A, B, C 相互独立的充要条件即为 $P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$, 而 A 与 BC 独立的含义为 $P(A(BC)) = P(A)P(BC)$, 由于 B 与 C 独立, 即 $P(BC) = P(B)P(C)$, 故可得 $P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$, 故选(A).

【注】 本题主要要求理解“两两独立”与“相互独立”的定义及相互关系.

4. 答 应选(B).

解 由 $f(x) = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{(x+3)^2}{4}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{2}} e^{-\frac{[x-(-3)]^2}{2(\sqrt{2})^2}}, -\infty < x < +\infty$, 知 $X \sim N(-3, (\sqrt{2})^2)$,
于是 $\frac{X - (-3)}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$, 选(B).

5. 答 应选(D).

解 首先 X 的分布函数 $F(x)$ 肯定是连续函数, 而 $Y = \min\{X, 2\} = \begin{cases} X, & X \leq 2, \\ 2, & X > 2, \end{cases}$ Y 永远小于等于 2, 所以 Y 的分布函数

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = \begin{cases} 1, & y \geq 2, \\ P\{X \leq y\} = F(y), & y < 2, \end{cases}$$

从而 $F_Y(y)$ 在 $y = 2$ 处有一个跳跃间断点.

6. 答 应选(A).

解 首先, 列出二维随机变量 (X_1, X_2) 的分布律及其边缘分布律中的部分数值.

$X_1 \backslash X_2$	-1	0	1	$P\{X_1 = x_{1i}\}$
-1	a	b	c	$\frac{1}{4}$
0	d	e	f	$\frac{1}{2}$
1	g	h	k	$\frac{1}{4}$
$P\{X_2 = x_{2i}\}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	1

由于 $P\{X_1 X_2 = 0\} = 1$, 故 $P\{X_1 X_2 \neq 0\} = 0$. 因此 $a = 0, c = 0, g = 0, k = 0$. 根据边缘分布的性质, 知

$$b = \frac{1}{4}, d = \frac{1}{4}, f = \frac{1}{4}, h = \frac{1}{4}, e = \frac{1}{2} - (b + h) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = 0.$$

因此, (X_1, X_2) 的分布律应如下.

$X_1 \backslash X_2$	-1	0	1	$P\{X_1 = x_{1i}\}$
-1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
$P\{X_2 = x_{2i}\}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	1

故 $P\{X_1 = X_2\} = P\{X_1 = -1, X_2 = -1\} + P\{X_1 = 0, X_2 = 0\} + P\{X_1 = 1, X_2 = 1\} = 0$.

7. 答 应选(B).

解 因为 X 均匀分布在早上 7:55 至 8 点, 将 7:55 作为时间轴(单位:分)的起点, 则 X 在区间 $[0, 5]$ 上服从均匀分布, 其概率密度为

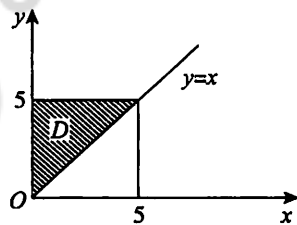
$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}, & 0 \leq x \leq 5, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

由于 X 与 Y 之间互不影响, 可认为相互独立, 于是可得 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{2}{125}(5-y), & 0 \leq x \leq 5, 0 \leq y \leq 5, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

事件“旅客能乘上火车”可以表示为“ $Y > X$ ”, 也就是“ $0 < Y - X \leq 5$ ”, 因此问题归结为求“ $0 < Y - X \leq 5$ ”的概率, 即如图所示的阴影部分. 于是, 所求概率为

$$\begin{aligned} P\{0 < Y - X \leq 5\} &= \iint_{0 < y-x \leq 5} f(x, y) dx dy \\ &= \iint_D \frac{2}{125}(5-y) dx dy = \int_0^5 dx \int_x^5 \frac{2}{125}(5-y) dy \\ &= \frac{1}{3}. \end{aligned}$$



8. 答 应选(D).

解

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = 0,$$

$$E(X | X|) = \int_{-\infty}^{+\infty} x |x| f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x |x| \cdot \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = 0,$$

于是, $\text{Cov}(X, |X|) = E(X | X|) - EX \cdot E|X| = 0$, 所以 X 与 $|X|$ 不相关.

$$P\{X \leq 1\} = \int_{-\infty}^1 f(x) dx = \int_{-\infty}^1 \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = 1 - \frac{1}{2} e^{-1} < 1,$$

$$P\{|X| \leq 1\} = \int_{-1}^1 f(x) dx = \int_{-1}^1 \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = 1 - e^{-1} > 0,$$

$$P\{X \leq 1, |X| \leq 1\} = P\{|X| \leq 1\} \neq P\{X \leq 1\} \cdot P\{|X| \leq 1\},$$

所以 X 与 $|X|$ 不独立.

9. 答 应选(A).

解 $DA_2 = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right) = \left(\frac{1}{n}\right)^2 \cdot nD(X^2) = \frac{D(X^2)}{n}$, 而

$$X \sim N(0, \sigma^2) \Rightarrow \frac{X}{\sigma} \sim N(0, 1) \Rightarrow \left(\frac{X}{\sigma}\right)^2 = \frac{X^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(1),$$

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

所以 $D\left(\frac{X^2}{\sigma^2}\right) = 2$, 进而 $D(X^2) = 2\sigma^4$, 所以 $DA_2 = \frac{D(X^2)}{n} = \frac{2\sigma^4}{n}$, 选(A).

10. (数学一) 答 应选(A).

解 因为简单随机样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的任何不含未知参数的函数即统计量都是 μ 的估计量, X_1 是随机样本的函数且不含未知参数, 因而 X_1 是 μ 的估计量, 又因为 $E(X_1) = \mu$, 所以 X_1 是 μ 的无偏估计量, 故(A)的结论正确.

【注】 在总体分布未知时, 无法求出最大似然估计, 因而(B)不正确, 而 X_1 与 n 无关, 无法研究 $n \rightarrow \infty$ 的情况, 所以(C)也不正确.

(数学三) 答 应选(B).

解 由已知得 $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$, 所以 $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$. 又由 $\frac{nS_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 且 S_2^2 与 \bar{X} 相互

独立, 故由 t 分布的构成知 $\frac{\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}}{\sqrt{\frac{nS_2^2}{\sigma^2(n-1)}}} \sim t(n-1)$, 即 $\frac{\bar{X} - \mu}{S_2/\sqrt{n-1}} \sim t(n-1)$, 故选(B).

【注】 本题主要考查 t 分布的构成. 注意 t 分布的构成中要求分子的随机变量(服从正态分布)与分母的随机变量(根号内为 χ^2 分布除以自由度)相互独立, 而本题的 S_3^2, S_4^2 与 \bar{X} 没有“独立”的结论, 故(C), (D)不可选(当然也可从自由度上看出, 因为 $\frac{(n-1)S_3^2}{\sigma^2} = \frac{nS_4^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$). 若用 S_1^2 , 有 $\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, S_1^2 与 \bar{X} 也独立, 但根据 t 分布的构成得 $\frac{\bar{X} - \mu}{S_1/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$, 与(A)不符.

二、填空题

11. 答 应填 $\frac{3}{10}$.

$$\begin{aligned} \text{解 } \frac{1}{3} &= P(\bar{B} | A) = \frac{P(A\bar{B})}{P(A)} = \frac{P(A) - P(AB)}{P(A)} = \frac{P(A) - \frac{1}{5}}{P(A)} \Rightarrow P(A) = \frac{3}{10}, \\ \frac{4}{7} &= P(\bar{A} | B) = \frac{P(B\bar{A})}{P(B)} = \frac{P(B) - P(AB)}{1 - P(A)} = \frac{P(B) - \frac{1}{5}}{1 - \frac{3}{10}} \Rightarrow P(B) = \frac{3}{5}, \end{aligned}$$

于是 $P(\bar{A}\bar{B}) = P(\overline{A \cup B}) = 1 - P(A \cup B) = 1 - [P(A) + P(B) - P(AB)] = \frac{3}{10}$.

12. 答 应填 $1 - e^{-2}$.

解 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$ 于是所求方程无实根的概率

$$p = P\{(4X)^2 - 4 \cdot 4 \cdot (X+2) < 0\} = P\{X^2 - X - 2 < 0\} = P\{-1 < X < 2\} \\ = \int_{-1}^2 f(x) dx = \int_0^2 e^{-x} dx = 1 - e^{-2}.$$

13. 答 应填 $Z \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 - \frac{1}{25}(1 - e^{-25}) & \frac{1}{25}(1 - e^{-25}) \end{pmatrix}$.

解 $P\{Z = 1\} = P\{X \leq Y\} = \iint_{x \leq y} f_X(x) \cdot f_Y(y) dx dy$

$$= \int_0^5 dx \int_x^{+\infty} \frac{1}{5} \cdot 5e^{-5y} dy = \int_0^5 \frac{1}{5} e^{-5x} dx = \frac{1}{25}(1 - e^{-25}),$$

从而 $P\{Z = 0\} = 1 - P\{Z = 1\} = 1 - \frac{1}{25}(1 - e^{-25})$, 于是 Z 的分布律为

$$Z \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 - \frac{1}{25}(1 - e^{-25}) & \frac{1}{25}(1 - e^{-25}) \end{pmatrix}.$$

14. 答 应填 $\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}}\sigma$.

解 方法一 $E|X - a| = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} |x - a| e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} dx$

$$\xrightarrow{\text{令 } \frac{1}{\sigma}(x-a) = t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \sigma |t| e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \frac{2\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} t e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}}\sigma.$$

方法二 设 $Y \sim N(0, 1)$, 则 $E|Y| = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} y e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}}$. 又 $\frac{X-a}{\sigma} \sim N(0, 1)$, 则有

$$E\left(\left|\frac{X-a}{\sigma}\right|\right) = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}}, \text{ 从而 } E|X-a| = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}}\sigma.$$

15. 答 应填 0.7.

解 $P\{F > a\} = 0.3$, 于是常数 $a = F_{0.3}(n, n)$, 根据“ $F_\alpha(m, n) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(n, m)}$ ”, 知 $\frac{1}{a} =$

$$\frac{1}{F_{0.3}(n, n)} = F_{0.7}(n, n), \text{ 于是 } P\left\{F > \frac{1}{a}\right\} = P\{F > F_{0.7}(n, n)\} = 0.7.$$

16. 答 应填 $\frac{\theta^2}{5n}$.

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

解

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{\theta} \frac{6x^2}{\theta^3}(\theta-x)dx = \frac{\theta}{2}.$$

记 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 由 $\frac{\theta}{2} = \bar{X}$, 得 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = 2\bar{X}$. 由于

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x)dx = \int_0^{\theta} \frac{6x^3}{\theta^3}(\theta-x)dx = \frac{3\theta^2}{10},$$

$$DX = E(X^2) - (EX)^2 = \frac{3\theta^2}{10} - \left(\frac{\theta}{2}\right)^2 = \frac{\theta^2}{20},$$

因此 $\hat{\theta} = 2\bar{X}$ 的方差为 $D\hat{\theta} = D(2\bar{X}) = 4D\bar{X} = \frac{4}{n}DX = \frac{\theta^2}{5n}$.

三、解答题

17. 解 (1) $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^1 cx(1-x)dx = c\left(\frac{1}{2}x^2 - \frac{1}{3}x^3\right)\Big|_0^1$
 $= c\left(\frac{1}{2} - \frac{1}{3}\right) = \frac{c}{6},$

故 $c = 6$.

……2分

(2) $P\left\{|X| \leq \frac{1}{2}\right\} = P\left\{-\frac{1}{2} \leq X \leq \frac{1}{2}\right\}$
 $= \int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} f(x)dx = \int_0^{\frac{1}{2}} 6x(1-x)dx = \frac{1}{2},$

……3分

$$P\left\{X = \frac{1}{2}\right\} = 0,$$

……4分

$$P\left\{X \geq \frac{1}{3}\right\} = \int_{\frac{1}{3}}^{+\infty} f(x)dx = \int_{\frac{1}{3}}^1 6x(1-x)dx = \frac{20}{27}.$$

……5分

(3) $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt,$

当 $x < 0$ 时, $F(x) = 0$;

$$\text{当 } 0 \leq x < 1 \text{ 时, } F(x) = \int_0^x 6t(1-t)dt = 3x^2 - 2x^3;$$

……6分

当 $x \geq 1$ 时, $F(x) = \int_0^1 6t(1-t)dt + \int_1^x 0dt = 1.$

(故 $F(x)$ 的分布函数为)

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ 3x^2 - 2x^3, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

……8分

(4) $y = 2x - 1 (0 < x < 1)$ 的反函数为 $x = \frac{y+1}{2} (-1 < y < 1)$, 于是

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X\left(\frac{y+1}{2}\right) \cdot \left|\left(\frac{y+1}{2}\right)'\right| = 6 \cdot \frac{y+1}{2} \left(1 - \frac{y+1}{2}\right) \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{4}(1-y^2), & -1 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

.....10 分

18. 解 (1) 由于 $\iint_G kx^2 y dx dy = \int_0^1 dy \int_{-y}^y kx^2 y dx = k \cdot \frac{2}{15} = 1$, 故 $k = \frac{15}{2}$2 分

$$(2) f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{-x}^1 \frac{15}{2} x^2 y dy, & -1 < x \leq 0, \\ \int_x^1 \frac{15}{2} x^2 y dy, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

故 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{15}{4} x^2 (1-x^2), & -1 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ 4 分

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{-y}^y \frac{15}{2} x^2 y dx = 5y^4, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$
5 分

(3) 当 $0 < y < 1$ 时 $f_Y(y) = 5y^4 > 0$. 在 $Y = y$ 条件下, X 的值域为 $[-y, y]$,

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{\frac{15}{2} x^2 y}{5y^4} = \frac{3x^2}{2y^3}, & -y \leq x \leq y, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$
6 分

(4) 由于 $f_{X|Y}\left(x \mid \frac{1}{2}\right) = \begin{cases} 12x^2, & -\frac{1}{2} \leq x \leq \frac{1}{2}, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

故 $P\left\{X > \frac{1}{4} \mid Y = \frac{1}{2}\right\} = \int_{\frac{1}{4}}^{+\infty} f_{X|Y}\left(x \mid \frac{1}{2}\right) dx = \int_{\frac{1}{4}}^{\frac{1}{2}} 12x^2 dx = \frac{7}{16}$8 分

同理有 $f_{X|Y}\left(x \mid \frac{1}{4}\right) = \begin{cases} 96x^2, & -\frac{1}{4} \leq x \leq \frac{1}{4}, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

得 $P\left\{X < \frac{1}{2} \mid Y = \frac{1}{4}\right\} = \int_{-\frac{1}{4}}^{\frac{1}{4}} f_{X|Y}\left(x \mid \frac{1}{4}\right) dx = \int_{-\frac{1}{4}}^{\frac{1}{4}} 96x^2 dx = 1$10 分

(5) 方法一 记 $B = \{(x, y) \mid y < \frac{1}{2}\}$. 故 $B \cap G = \{(x, y) \mid |x| < y < \frac{1}{2}\}$,

$$P\left\{Y < \frac{1}{2}\right\} = \iint_B f(x, y) dx dy = \iint_{B \cap G} \frac{15}{2} x^2 y dx dy = \int_0^{\frac{1}{2}} dy \int_{-y}^y \frac{15}{2} x^2 y dx = \frac{1}{32}.$$

方法二 由(2)可得

微信公众号: djky66
(顶尖考研祝您上岸)

$$P\left\{Y < \frac{1}{2}\right\} = \int_{-\infty}^{\frac{1}{2}} f_Y(y) dy = \int_0^{\frac{1}{2}} 5y^4 dy = \frac{1}{32}. \quad \cdots \cdots 12 \text{ 分}$$

19. 解 $Z = 2X + Y$ 是独立正态随机变量线性组合, 故仍服从正态分布.

$$EZ = 2EX + EY = 0, DZ = 4DX + DY = 5,$$

所以 $Z = 2X + Y \sim N(0, 5)$.

$$(1) f_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{10\pi}} e^{-\frac{z^2}{10}}, -\infty < z < +\infty. \quad \cdots \cdots 4 \text{ 分}$$

$$(2) P\{|Z| < \sqrt{5}\} = P\left\{\left|\frac{Z}{\sqrt{5}}\right| < 1\right\} = 2\Phi(1) - 1 = 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826. \quad \cdots \cdots 6 \text{ 分}$$

$$(3) D|Z| = E(|Z|^2) - (E|Z|)^2 = E(Z^2) - (E|Z|)^2. \text{ 因为 } E(Z^2) = DZ = 5,$$

$$E|Z| = \frac{1}{\sqrt{10\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{z^2}{10}} |z| dz = \frac{2}{\sqrt{10\pi}} \int_0^{+\infty} ze^{-\frac{z^2}{10}} dz = \sqrt{\frac{10}{\pi}},$$

$$\text{所以 } D(|2X+Y|) = 5 - \frac{10}{\pi}. \quad \cdots \cdots 8 \text{ 分}$$

(4) $W = Z^2$ 定义域为 $(0, +\infty)$. 当 $w \geq 0$ 时,

$$\begin{aligned} F_W(w) &= P\{W \leq w\} = P\{Z^2 \leq w\} = P\{-\sqrt{w} \leq Z \leq \sqrt{w}\} \\ &= \frac{1}{\sqrt{10\pi}} \int_{-\sqrt{w}}^{\sqrt{w}} e^{-\frac{z^2}{10}} dz; \end{aligned}$$

$$\text{当 } w < 0 \text{ 时, } F_W(w) = 0. \quad \cdots \cdots 10 \text{ 分}$$

对 $F_W(w)$ 求导得到 W 的概率密度为

$$f_W(w) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{10\pi w}} e^{-\frac{w}{10}}, & w > 0, \\ 0, & w \leq 0. \end{cases} \quad \cdots \cdots 12 \text{ 分}$$

20. 解 (1) Z_1 的分布函数为

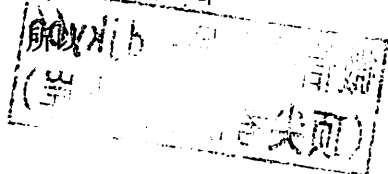
$$\begin{aligned} F_{Z_1}(z) &= P\{Z_1 \leq z\} = P\{\max\{X, Y\} \leq z\} \\ &= P\{X \leq z, Y \leq z\} \\ &= P\{X \leq z\} P\{Y \leq z\}, \end{aligned} \quad \cdots \cdots 2 \text{ 分}$$

当 $a \leq z \leq b$ 时,

$$F_{Z_1}(z) = \frac{z-a}{b-a} \cdot \frac{z-a}{b-a} = \left(\frac{z-a}{b-a}\right)^2;$$

当 $z < a$ 时, $F_{Z_1}(z) = 0$;

当 $z \geq b$ 时, $F_{Z_1}(z) = 1$.



$$F_{Z_1}(z) = \begin{cases} 0, & z < a, \\ \left(\frac{z-a}{b-a}\right)^2, & a \leq z \leq b, \\ 1, & z > b. \end{cases} \quad \cdots 5 \text{ 分}$$

从而, Z_1 的概率密度为

$$f_{Z_1}(z) = \begin{cases} \frac{2(z-a)}{(b-a)^2}, & a \leq z \leq b, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad \cdots 6 \text{ 分}$$

(2) Z_2 的分布函数为

$$\begin{aligned} F_{Z_2}(z) &= P\{Z_2 \leq z\} = 1 - P\{Z_2 > z\} \\ &= 1 - P\{\min\{X, Y\} > z\} \\ &= 1 - P\{X > z, Y > z\} \\ &= 1 - P\{X > z\}P\{Y > z\} \\ &= 1 - [1 - P\{X \leq z\}]^2 \end{aligned} \quad \cdots 8 \text{ 分}$$

$$= \begin{cases} 0, & z < a, \\ 1 - \left(1 - \frac{z-a}{b-a}\right)^2, & a \leq z \leq b, \\ 1, & z > b, \end{cases} \quad \cdots 10 \text{ 分}$$

从而 Z_2 的概率密度为

$$f_{Z_2}(z) = \begin{cases} \frac{2(b-z)}{(b-a)^2}, & a \leq z \leq b, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad \cdots 12 \text{ 分}$$

21. 证 (1)

$$\bar{X}_{n+1} = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} X_i = \frac{n}{n+1} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i + \frac{1}{n} X_{n+1} \right) \quad \cdots 2 \text{ 分}$$

$$= \frac{n}{n+1} \bar{X}_n + \frac{1}{n+1} X_{n+1} \quad \cdots 3 \text{ 分}$$

$$= \left(1 - \frac{1}{n+1}\right) \bar{X}_n + \frac{1}{n+1} X_{n+1}$$

$$= \bar{X}_n + \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n). \quad \cdots 4 \text{ 分}$$

(2) 由(1)得

$$S_{n+1}^2 = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} (X_i - \bar{X}_{n+1})^2$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n+1} \left[X_i - \bar{X}_n - \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n) \right]^2$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n+1} \left[(X_i - \bar{X}_n)^2 + \left(\frac{1}{n+1} \right)^2 (X_{n+1} - \bar{X}_n)^2 - 2(X_i - \bar{X}_n) \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n) \right]$$

.....6 分

$$= \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 + (X_{n+1} - \bar{X}_n)^2 \left(1 + \frac{1}{n+1} \right) - \frac{2}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n) \sum_{i=1}^{n+1} (X_i - \bar{X}_n) \right]$$

.....8 分

$$= \frac{n-1}{n} S_n^2 + \frac{1}{n} \left[1 + \frac{1}{n+1} - \frac{2}{n+1} \right] (X_{n+1} - \bar{X}_n)^2$$

$$= \frac{n-1}{n} S_n^2 + \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n)^2.$$

.....12 分

22. 解 先求似然函数

$$L = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{1}{|\theta|}, & \theta \leq x_i \leq \theta + |\theta|, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{|\theta|^n}, & \theta \leq x_i \leq \theta + |\theta|, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

.....4 分

(1) 若 $\theta < 0$, 即 θ 的取值范围为 $(-\infty, 0)$,

$$L = \begin{cases} \frac{1}{|\theta|^n}, & \theta \leq x_i \leq 0, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

可见欲使 L 达最大, 须在 $\theta \leq \min_{1 \leq i \leq n} \{x_i\}$ 的限制下让 $|\theta|$ 达最小, 即 θ 达最大 (因为 $|\theta| = -\theta$),

故 $\hat{\theta} = \min_{1 \leq i \leq n} \{x_i\}$.

.....8 分

(2) 若 $\theta > 0$, 即 θ 的取值范围为 $(0, +\infty)$,

$$L = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & \theta \leq x_i \leq 2\theta, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

可见欲使 L 达最大, 须在 $\theta \leq \min_{1 \leq i \leq n} \{x_i\} \leq \max_{1 \leq i \leq n} \{x_i\} \leq 2\theta$ 的限制下, 让 θ 达最小, θ 最小只能取

$\frac{1}{2} \max_{1 \leq i \leq n} \{x_i\}$, 即 $\hat{\theta} = \frac{1}{2} \max_{1 \leq i \leq n} \{x_i\}$.

.....12 分

微信公众号: djky66
 (顶尖考研祝您上岸)