

中国科学技术大学
2010 年硕士学位研究生入学考试试题
(概率论与数理统计)

所有试题答案写在答题纸上, 答案写在试卷上无效
可以使用带统计功能的计算机

一、(10 分)

记 $X = (X_1, X_2, X_3)'$, $Y = (Y_1, Y_2, Y_3)'$,

$A = \begin{pmatrix} 2 & 2 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$, $b = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \\ 3 \end{pmatrix}$, 设 $Y = AX + b$, X 的联合密度为 $f(x_1, x_2, x_3)$, 求随

机向量 Y 的联合密度函数。

$$\text{解: 由 } Y = AX + b \text{ 得 } X = A^{-1}(Y - b) = \begin{pmatrix} 0 & -1 & 1 \\ 1/2 & 1 & -1 \\ -1/2 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 - 2 \\ Y_2 - 1 \\ Y_3 - 3 \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} -Y_2 + Y_3 - 2 \\ \frac{1}{2}Y_1 + Y_2 - Y_3 + 1 \\ -\frac{1}{2}Y_1 + Y_3 - 2 \end{pmatrix}$$

$\det(A) = 2$, 所以随机向量 Y 的联合密度函数为

$$f(-y_2 + y_3 - 2, 0.5y_1 + y_2 - y_3 + 1, -0.5y_1 + y_3 - 2)/2$$

二、(10 分) 设 $(X, Y, Z)'$ 服从三元正态分布, 其中 $EX = -1, EY = -2, EZ = 3$,

$\text{Var}(X) = \text{Var}(Y) = \text{Var}(Z) = 9$, $\rho_{XY} = 0.5, \rho_{XZ} = -1$, W 与 $(X, Y, Z)'$ 独立,

$W \sim N(3, 16)$, 求 $P(3X + 2Y + 5Z - 2W > 0)$ (用标准正态分布函数表达)。

解: $E(3X + 2Y + 5Z) = -3 + (-4) + 15 = 8$,

求 (Z, W) 的分布, 并指出它们是独立的。

解:

$$\begin{aligned} P(Z \leq z, W = 0) &= P(X \leq z, X < Y) = \iint_{\substack{x < y \\ x \leq z}} \lambda \mu \exp\{-(\lambda x + \mu y)\} dx dy \\ &= \frac{\lambda}{\lambda + \mu} (1 - \exp\{-(\lambda + \mu)z\}) \end{aligned}$$

同理,

$$P(Z \leq z, W = 1) = P(X \leq z, Y \leq X) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} (1 - \exp\{-(\lambda + \mu)z\})$$

$$P(W = 0) = P(X < Y) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}, P(W = 1) = P(Y \leq X) = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$$

所以

$$P(Z \leq z | W = 0) = 1 - \exp\{-(\lambda + \mu)z\},$$

$$P(Z \leq z | W = 1) = 1 - \exp\{-(\lambda + \mu)z\}$$

所以 Z 和 W 相互独立。

六、(共 15 分)

设 $Y = (Y_1, Y_2)'$, $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)'$, X 的 $p \times p$ 协方差矩阵为 Σ_{11} , Y 和 X 的 $2 \times p$ 协方差矩阵为 Σ_{21} , $EX = \mu$, $EY = \eta$, 一般随机向量 Y 无法观测到, 我们用随机向量 X 的线性函数 $\varphi(X)$ 来估计 Y , 其中

$$\varphi = (\varphi_1(X), \varphi_2(X))', \varphi_i(x) = a_{i0} + a_{i1}X_1 + \dots + a_{ip}X_p, i = 1, 2.$$

在 $E \|Y - \varphi(X)\|^2 = \min$ 的准则下,

(1) (9 分) 求随机向量 $\varphi(X)$,

(2) (6 分) 求 $E \|Y - \varphi(X)\|^2$. (设 $\text{Var}(Y) = \Sigma_{22}$)

解: 设 $\varphi_i(X) = a_{i0} + a_{i1}X_1 + \dots + a_{ip}X_p$, $i = 1, 2$, 则 $\varphi = (\varphi_1, \varphi_2)'$ 是随机向量 Y 在 $1, X_1, \dots, X_p$ 上的线性投影, 即

$$\varphi(X) = \eta + \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} (X - \mu),$$

$$\begin{aligned}
E \|Y - \varphi(X)\|^2 &= E(Y - \eta - \Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}(X - \mu))'(Y - \eta - \Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}(X - \mu)) \\
&= E(Y - \eta)'(Y - \eta) + E(X - \mu)'\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}(X - \mu) - 2E(Y - \eta)'\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}(X - \mu) \\
&= \text{tr}(\Sigma_{22} - \Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12})
\end{aligned}$$

七、(15 分) 设 $X_1, X_2, \dots, X_n \text{ iid. } \sim N(\mu, 1), \mu \in (-\infty, \infty)$, 求 μ, μ^2, μ^3 的 *UMVU* 估计。

解: μ, μ^2, μ^3 的 *UMVU* 估计分别为 $\bar{X}, \bar{X}^2 - 1/n, \bar{X}^3 - 3\bar{X}/n$ 。首先证明 \bar{X} 为完全充分统计量, 然后利用 $\bar{X} = Y + \mu$, 其中 $Y \sim N(0, 1/n)$ 。为了求 μ^3 的依赖于 \bar{X} 的无偏估计, 只需要找常数 a, b, c, d , 使得 $E(a\bar{X}^3 + b\bar{X}^2 + c\bar{X} + d) = \mu^3$ 。

八、(15 分) 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是总体 F 的一个样本量为 n 的样本, 总体的密度函数为 $f_\theta(x) = a(\theta)h(x)I_{(\theta_1, \theta_2)}(x)$, 这儿 $h(x) \geq 0, \int_{-\infty}^{\infty} h(x)dx = 1, \theta = (\theta_1, \theta_2), -\infty < \theta_1 \leq \theta_2 < \infty$, 且 $a(\theta) = (\int_{\theta_1}^{\theta_2} h(x)dx)^{-1}$, 求关于该问题的二维充分统计量。

解: 样本联合密度函数为

$$\begin{aligned}
f(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) &= a^n(\theta) \prod_{i=1}^n h(x_i) I(\theta_1 \leq x_i \leq \theta_2) \\
&= a^n(\theta) \prod_{i=1}^n h(x_i) I(\min x_i \geq \theta_1) I(\max x_i \leq \theta_2)
\end{aligned}$$

由因子分解定理, $(\min x_i, \max x_i)$ 为 (θ_1, θ_2) 的充分统计量。

九、(共 20 分) 下面的分布族哪一个是指指数族?

(1) (4 分) $(0, \theta)$ 上的均匀分布族,

(2) (4 分) $p(x, \theta) = \{\exp[-2\log\theta + \log(2x)]\} I_{(0, \theta)}(x)$,

(3) (3 分) $p(x, \theta) = 1/9, x \in \{0.1 + \theta, 0.2 + \theta, \dots, 0.9 + \theta\}$,

(4) (3 分) $N(\theta, \theta^2), \theta > 0$,

(5) (3 分) $p(x, \theta) = 2(x + \theta)/(1 + 2\theta), 1 < x < 1, \theta > 0$,

(6) (3 分) $p(x, \theta)$ 是二项分布 $B(n, \theta)$ 变量 X 关于 $X > 0$ 的条件频率函数。

解: (1) $f(x, \theta) = \exp\{-\log\theta\} I_A(x)$, 其中 $A = (0 \leq x \leq \theta)$ 与参数 θ 有关, 所以不

是指数族。

(2) $f(x, \theta) = \exp\{-2\log\theta + \log(2x)\}I_A(x)$, $A = (0, \theta)$ 与参数 θ 有关, 所以不是指数族。

(3) $f(x, \theta) = \frac{1}{9}I_A(x)$, $A = \{0.1 + \theta, 0.2 + \theta, \dots, 0.9 + \theta\}$ 与参数 θ 有关, 所以不是指数族。

$$(4) f(x, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\theta}} \exp\left\{-\frac{(x-\theta)^2}{2\theta^2}\right\} = \exp\left\{-\frac{x^2}{2\theta^2} + \frac{x}{\theta} - \frac{1}{2} - \log(\sqrt{2\pi\theta})\right\},$$
 指数部

分不具有指数族的形式, 所以不是指数族。

(5) $f(x, \theta) = \frac{2(x+\theta)}{1+2\theta}I_{(0,1)}(x) = \exp\{\log(x+\theta) = \log 2 - \log(1+2\theta)\}I_{(0,1)}(x)$, 指数部分不具有指数族的形式, 所以不是指数族。

(6)

$$P(X > 0) = 1 - P(X = 0) = 1 - (1 - \theta)^n,$$

$$P(X = k, X > 0) = P(X = k) = \binom{n}{k} \theta^k (1 - \theta)^{n-k}, k = 1, 2, \dots, n$$

$$P(X = k | X > 0) = \binom{n}{k} \theta^k (1 - \theta)^{n-k} / [1 - (1 - \theta)^n], k = 1, 2, \dots, n,$$

注意到

$$P(X = k | X > 0) = \exp\left\{k \log \frac{\theta}{1 - \theta} + n \log(1 - \theta) - \log[1 - (1 - \theta)^n] + \log \binom{n}{k}\right\} I_A(k),$$

这儿 $A = \{1, 2, \dots, n\}$ 与参数 θ 无关, 指数部分具有指数族的形式, 所以是指数族。

十、(共 20 分), 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 独立同分布, 其公共分布是 $(0, \theta)$ 上的均匀分布。设 $M_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$, 并设 $\delta_c(X) = I(M_n > c)$,

(1) (8 分) 求 δ_c 的功效函数, 并证明它是 θ 的单调函数,

(2) (6 分) 在 $H_0: \theta \leq 1/2 \leftrightarrow H_1: \theta > 1/2$ 的检验中, 选择什么样的 c 能使 δ_c 的水平恰为 0.05?

(3) (6 分) n 应多大才能使 (2) 中的 δ_c 有功效 0.98?

解: (1) 检验 δ_c 的功效函数 ($c > 0$) 为

$$\begin{aligned}\beta(\theta, \delta_c(X)) &= P_\theta(\delta_c(X) = 1) = P_\theta(M_n > c) = 1 - P_\theta(X_1 \leq c, \dots, X_n \leq c) \\ &= \begin{cases} 0, & \theta \leq c \\ 1 - (\frac{c}{\theta})^n, & \theta > c \end{cases}\end{aligned}$$

当 $\theta > c$ 时, $\beta(\theta, \delta_c(X)) = 1 - c^n \theta^{-n}$, $\frac{\partial \beta}{\partial \theta} = nc^n \theta^{-n-1} > 0$, 所以是单调增函数。

(2) 对 $H_0: \theta \leq 0.5 \leftrightarrow H_1: \theta > 0.5$, 由 (1) 知 $\delta_c(X)$ 的功效函数关于 θ 严格增, 故只要 $\beta(0.5, \delta_c(X)) = 0.05$ 就有对任意的 $\theta \leq 0.5$, $\beta(\theta, \delta_c(X)) \leq 0.05$ 成立, 从而 0.05 是 $\delta_c(X)$ 的真实水平, 而

$$\beta(0.5, \delta_c(X)) = 1 - (2c)^n = 0.05 \Rightarrow c = 0.5 \cdot (0.95)^{1/n},$$

(3) 对 (2) 中的 $\delta_c(X)$, 当 $\theta > 0.5$ 时, 功效函数为

$$\beta(\theta, \delta_c(X)) = 1 - (\frac{c}{\theta})^n = 1 - [0.5 \cdot (0.95)^{1/n} / \theta]^n = 1 - \frac{0.95}{(2\theta)^n} = 0.98,$$

因此 $n = [\log \frac{0.95}{0.02} / \log(2\theta)]$, 代入 $\theta = 0.75$, 得 $n = [\frac{\log 95 - \log 2}{\log 3 - \log 2}]$, 这儿 $[\]$ 表示整数部分。

2010 年硕士学位研究生入学考试试题

(概率论与数理统计)

所有试题答案写在答题纸上, 答案写在试卷上无效

可以使用带统计功能的计算器

一、(10 分)

记 $X = (X_1, X_2, X_3)'$, $Y = (Y_1, Y_2, Y_3)'$,

$$A = \begin{pmatrix} 2 & 2 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}, \quad b = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \\ 3 \end{pmatrix}, \quad \text{设 } Y = AX + b, \quad X \text{ 的联合密度为}$$

$f(x_1, x_2, x_3)$, 求随机向量 Y 的联合密度函数。

二、(10 分) 设 $(X, Y, Z)'$ 服从三元正态分布, 其中

$$EX = -1, EY = -2, EZ = 3, \quad \text{Var}(X) = \text{Var}(Y) = \text{Var}(Z) = 9,$$

$$\rho_{XY} = 0.5, \rho_{XZ} = -1, \quad W \text{ 与 } (X, Y, Z)' \text{ 独立}, \quad W \sim N(3, 16),$$

求 $P(3X + 2Y + 5Z - 2W > 0)$ (用标准正态分布函数表达)。

三、(15 分) 设 X_n 为一列非负随机变量序列, 且 $X_n \rightarrow 0, a.s.$,

问是否有 $EX_n \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$? 若正确请给出证明, 若不准确请给出反例。

四、(15 分)

设 X 与 Y 相互独立, $X \sim P(\lambda_1)$, $Y \sim P(\lambda_2)$, 求 $E \frac{X}{X+Y}$,
(要写出步骤)。

五、(15 分)

设 X 与 Y 是相互独立、服从指数分布的随机变量, X 与 Y 的密度函数分别为

$$f_1(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{(0, \infty)}(x), \quad f_2(y) = \mu e^{-\mu y} I_{(0, \infty)}(y),$$

但是 X 与 Y 不能同时被观测到, 我们可观测到 $Z = \min(X, Y)$ 和

$W = I_{(Z=X)}$, 其中 I_A 是事件 A 的示性函数, 即

$$I_A = \begin{cases} 1, & \text{若事件 } A \text{ 发生,} \\ 0, & \text{若事件 } A \text{ 不发生} \end{cases}$$

求 (Z, W) 的分布, 并指出它们是独立的。

六、(共 15 分)

设 $Y = (Y_1, Y_2)'$, $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)'$, X 的 $p \times p$ 协方差矩阵为

$\Sigma_{11} > 0$, Y 和 X 的 $2 \times p$ 协方差矩阵为 Σ_{21} , $EX = \mu$, $EY = \eta$, 一般

随机向量 Y 无法观测到, 我们用随机向量 X 的线性函数 $\varphi(X)$ 来估计 Y , 其中

$$\varphi = (\varphi_1(X), \varphi_2(X))', \quad \varphi_i(X) = a_{i0} + a_{i1}X_1 + \dots + a_{ip}X_p, \quad i=1, 2.$$

在 $E \|Y - \varphi(X)\|^2 = \min$ 的准则下,

(1) (9 分) 求随机向量 $\varphi(X)$,

(2) (6 分) 求 $E \|Y - \varphi(X)\|^2$. (设 $\text{Var}(Y) = \Sigma_{22} > 0$)

七、(15 分)

设 $X_1, X_2, \dots, X_n \text{ iid. } \sim N(\mu, 1), \mu \in (-\infty, \infty)$, 求 μ, μ^2, μ^3 的 $UMVU$ 估计。

八、(15 分) 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是总体 F 的一个样本, 设总体的密度函数为 $f_\theta(x) = a(\theta)h(x)I_{(\theta_1, \theta_2)}(x)$, 这儿

$$h(x) \geq 0, \int_{-\infty}^{\infty} h(x)dx = 1, \theta = (\theta_1, \theta_2), -\infty < \theta_1 \leq \theta_2 < \infty,$$

且 $a(\theta) = (\int_{\theta_1}^{\theta_2} h(x)dx)^{-1}$, 求关于该问题的二维充分统计量。

九、(共 20 分) 讨论下面的分布族哪一个是指数组? (说明理由)

(1) (4 分) $(0, \theta)$ 上的均匀分布族,

(2) (4 分) $p(x, \theta) = \{\exp[-2 \log \theta + \log(2x)]\} I_{(0, \theta)}(x)$,

(3) (3 分) $p(x, \theta) = 1/9, x \in \{0.1 + \theta, 0.2 + \theta, \dots, 0.9 + \theta\}$,

(4) (3 分) $N(\theta, \theta^2), \theta > 0$,

(5) (3 分) $p(x, \theta) = 2(x + \theta)/(1 + 2\theta), 1 < x < 1, \theta > 0$,

(6) (3 分) $p(x, \theta)$ 是二项分布 $B(n, \theta)$ 变量 X 关于 $X > 0$ 的条件频率函数。

十、(共 20 分), 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 独立同分布, 其公共分布是 $(0, \theta)$ 上的均匀分布。设 $M_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$, 并设

$$\delta_c(X) = I(M_n > c),$$

- (1) (8 分) 求 δ_c 的功效函数, 并证明它是 θ 的单调函数,
- (2) (6 分) 在 $H_0: \theta \leq 1/2 \leftrightarrow H_1: \theta > 1/2$ 的检验中, 选择什么样的 c 能使 δ_c 的水平恰为 0.05?
- (3) (6 分) n 应多大才能使 (2) 中的 δ_c 有功效 0.98?