

中山大学

2019年攻读硕士学位研究生入学考试试题

科目代码：432

科目名称：统计学

考试时间：2018年12月23日下午

考生须知
全部答案一律写在答题纸上，答在试题纸上的不计分！
答题要写清题号，不必抄题。

一、(每小题3分，共60分) 单项选择题。

1. 将一个骰子独立地掷两次。引进事件： $A_1 = \{\text{掷第一次出现奇数点}\}$ ， $A_2 = \{\text{掷第二次出现偶数点}\}$ ， $A_3 = \{\text{奇数点、偶数点各出现一次}\}$ ， $A_4 = \{\text{奇数点出现两次}\}$ ，则（）
(A) A_1, A_2, A_3 两两独立 (B) A_1, A_2, A_3 相互独立
(C) A_2, A_3, A_4 两两独立 (D) A_2, A_3, A_4 相互独立
2. 下面的说法哪个是错误的？（）
(A) $P(AB) \geq P(A) + P(B) - 1$ (B) $|P(AB) - P(A)P(B)| \leq \frac{1}{4}$
(C) $P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$ (D) 两个随机变量不相关不可能推出两个随机变量独立
3. 某领导有3个顾问，假定每个顾问贡献正确意见的概率是0.5。现为某事可行与否而个别征求各顾问意见，并按多数人的意见做出决策，则做出正确决策的概率是（）
(A) 0.5 (B) 0.6 (C) 2/3 (D) 0.7
4. 甲、乙两人轮流射击，先击中目标者获胜。甲、乙击中目标的概率分别是 $1/3$ 和 $1/2$ ，甲先射，甲获胜的概率是（）
(A) 1/3 (B) 1/2 (C) 2/3 (D) 3/4
5. 从数1、2、3、4中任取一个数，记为 X ；再从 $1, \dots, X$ 中任取一个数，记为 Y ，则 $P(Y=3)$ 和 $P(X=3|Y=3)$ 分别等于（）
(A) 1/4和1/3 (B) 1/4和3/8 (C) 7/48和4/7 (D) 1/3和4/7
6. 若随机变量 X 服从 $N(a, \sigma^2)$ ，则 $E|X-a|$ 等于（）
(A) $\sqrt{2/\pi}\sigma$ (B) $\sigma/2$ (C) σ (D) 2σ

7. 随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = 2e^{-2x}$, $x > 0$ 。令 $Y = \min(X, 4)$, 则 $P(Y = 4)$ 等于 ()

- (A) e^{-2} (B) e^{-4} (C) e^{-8} (D) $1 - e^{-4}$

8. 下面关于方差的叙述中, 不正确的是 ()

- (A) 若 η_1 与 η_2 独立, 则 $D(\eta_1 + \eta_2) = D(\eta_1) + D(\eta_2)$
(B) 若 $D(\eta_1 + \eta_2) = D(\eta_1) + D(\eta_2)$, 则 η_1 与 η_2 不相关
(C) 当 $\varepsilon > 0$ 时, $P\{|\eta - E\eta| \geq \varepsilon\} \leq \frac{D(\eta)}{\varepsilon}$
(D) 当 $D(\eta) = 0$ 时, $P\{\eta = E\eta\} = 1$

9. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 且都服从区间 $[0,1]$ 上的均匀分布, 则 ()

- (A) $Z = X + Y$ 服从 $[0,2]$ 上的均匀分布
(B) $Z = X - Y$ 服从 $[-1,1]$ 上的均匀分布
(C) $Z = \max\{X, Y\}$ 服从 $[0,1]$ 上的均匀分布
(D) (X, Y) 服从区域 $\{(x, y) : 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1\}$ 上的均匀分布

10. 一本书在交付印刷前, 作家和出版社先后对其进行校正。该书有 300 页, 每页的错误数相互独立且都服从参数为 6 的泊松分布。在作家的校对过程中, 每个错误相互独立地以概率 0.8 被订正。在出版社进行的第二次校正中, 前一稿的打印错误相互独立地以概率 0.9 被订正。出版后整本书的错误数大于等于 30 的概率 (用标准正态分布函数 $\Phi(x)$ 表示) 大约是 ()

- (A) $\Phi(1)$ (B) $\Phi(1.5)$ (C) $\Phi(2)$ (D) $2 - \Phi(2)$

11. 设 X_1, \dots, X_n 为总体 X 的简单随机样本。若 EX 存在并记为 μ , \bar{X} 为样本均值, 则 ()

- (A) \bar{X} 是 μ 的相合 (consistent) 估计量 (B) \bar{X} 是 μ 的最大似然估计量
(C) \bar{X} 是 μ 的充分统计量 (D) $|\bar{X}|$ 是 $|\mu|$ 的无偏估计量

12. 设 X_1, \dots, X_n 为标准正态分布 $N(0,1)$ 的简单随机样本。记 $T_1 = \sum_{i=1}^n X_i^2$, $T_2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 则 ()

- (A) $\frac{T_2/(n-1)}{T_1/n} \sim F(n-1, n)$ (B) $\frac{T_2/(n-1)}{T_1/n} \sim Beta(n-1, n)$
(C) $\frac{T_2}{T_1} \sim Beta(n-1, n)$ (D) $\frac{T_2}{T_1} \sim Beta(\frac{n-1}{2}, \frac{1}{2})$

13. 设 X_1, \dots, X_n 为正态分布 $N(0, \sigma^2)$ 的简单随机样本。记 $T_1 = \sum_{i=1}^n X_i^2$, $T_2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 则 ()

- (A) T_1 和 T_2 相互独立 (B) T_1 和 $T_1 - T_2$ 相互独立
(C) T_1 和 T_1/T_2 相互独立 (D) $T_1 + T_2$ 和 $T_1 - T_2$ 相互独立

14. 设 X_1, \dots, X_n 为泊松分布 $\text{Poisson}(\lambda)$ 的简单随机样本, \bar{X} 和 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 为样本均值及样本方差。令 Z 为服从标准正态分布的随机变量, 则当 $n \rightarrow +\infty$ 时, ()
- (A) $\frac{\sqrt{n}\bar{X}}{S}$ 依分布收敛到 Z (B) $\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\lambda)}{\bar{X}/S}$ 依分布收敛到 Z
 (C) $\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\lambda)}{\lambda}$ 依分布收敛到 Z (D) $\frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\lambda)}{\bar{X}}$ 依分布收敛到 Z
15. 设 X_1, \dots, X_n 为正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 其中 μ 已知而 σ^2 未知, 则下列不是统计量的是 ()
- (A) $\sum_{i=1}^n X_i / \sigma$ (B) X_1 (C) $\sum_{i=1}^n X_i^2 / n$ (D) $\sum_{i=1}^n X_i - n\mu$
16. 设 X_1, \dots, X_n 为均匀分布 $U(0, \theta)$ 的简单随机样本, 则 θ 的最大似然估计量为 ()
- (A) $X_{(1)}$ (B) \bar{X} (C) $X_{(n)}$ (D) X_1, \dots, X_n 的中位数
17. 下列关于统计学常用的分布的判断中, 错误的是 ()
- (A) 若 $Z \sim F(n_1, n_2)$, 则 $1/Z \sim F(n_2, n_1)$
 (B) 若 $T \sim t(n)$, 则 $T^2 \sim F(1, n)$
 (C) 若 $X \sim N(0, 1)$, 则 $X^2 \sim \chi^2(1)$
 (D) 若 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 则 $X/Y \sim t(n)$
18. 设 X_1, \dots, X_n 为正态分布 $N(\mu, 1)$ 的简单样本, 则 μ 的双侧 95% 置信区间为 ()
- (A) $\left(\bar{X} - \frac{1.64}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \frac{1.64}{\sqrt{n}} \right)$ (B) $\left(\bar{X} - \frac{1.64}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \frac{1.96}{\sqrt{n}} \right)$
 (C) $\left(\bar{X} - \frac{1.96}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \frac{1.64}{\sqrt{n}} \right)$ (D) $\left(\bar{X} - \frac{1.96}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \frac{1.96}{\sqrt{n}} \right)$
19. 假设其他条件不变, 把置信度 α 从 2.5% 升到 5%, 则总体均值 μ 的置信程度为 $1-\alpha$ 的置信区间的宽度将 ()
- (A) 变长 (B) 不变 (C) 变短 (D) 可能变长, 也可能变短
20. 设 X_1, \dots, X_n 为正态分布 $N(\mu_1, \sigma^2)$ 的简单随机样本, Y_1, \dots, Y_n 为正态分布 $N(\mu_2, \sigma^2)$ 的简单随机样本。若采用方差分析检验: $H_0: \mu_1 = \mu_2$, $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$, 检验统计量为 $F = \frac{MSB}{MSW}$, 其中组间方差 MSB 为 ()
- (A) $\frac{n(\bar{X}-\bar{Y})^2}{2}$ (B) $\frac{(\bar{X}-\bar{Y})^2}{2}$ (C) $(\bar{X}-\bar{Y})^2$ (D) $\frac{\sum_{i=1}^n [(X_i - \bar{X})^2 + (Y_i - \bar{Y})^2]}{2n-2}$

二、(22分) 已知样本空间 $\Omega = \{\omega_1, \omega_2\}$, $P(\{\omega_1\}) = \frac{1}{3}$, $P(\{\omega_2\}) = \frac{2}{3}$ 。随机变量 $\xi(\omega_1) = 0$, $\xi(\omega_2) = 1$;

随机变量 $\eta(\omega_1) = 2$, $\eta(\omega_2) = 1$ 。

(1) (6分) 写出 (ξ, η) 联合分布律。

(2) (6分) 求随机变量 ξ , η 相关系数。

(3) (4分) 写出随机变量 ξ 和 η 的关系。

(4) (6分) 求 $\xi - \eta$ 和 $\xi \cdot \eta$ 的概率分布。

三、(26分) 设总体 X 密度函数为 $f(x; \theta) = e^{-(x-\theta)}$, $x \geq \theta$, 其中 $\theta \in (-\infty, +\infty)$ 为未知参数。

X_1, X_2, \dots, X_n 为取自该总体的简单随机样本。

(1) (6分) 求 θ 的矩法估计量 $\hat{\theta}_1$ 。

(2) (10分) 求 θ 的最大似然法估计量 $\hat{\theta}_2$; 并求该总体分布的中位数的最大似然估计量。

(3) (10分) 基于 $\hat{\theta}_2$ 的分布, 构造 θ 的一个置信水平为95%的置信区间。

四、(18分) 设 X_1, \dots, X_n 为伯努利分布 $Bernoulli(p)$ 的简单随机样本, $P(X_i = 1) = p$, $P(X_i = 0) = 1 - p$ 。

(1) (8分) 求 p 的 Fisher 信息 $I(p)$ 。

(2) (10分) 证明: $\frac{n}{n-1} \bar{X}(1 - \bar{X})$ 是 $p(1 - p)$ 最优无偏估计量。

五、(24分) 设 X_1, \dots, X_5 为来自正态分布 $N(0, \theta)$ 的简单随机样本, Y_1, \dots, Y_5 为来自正态分布 $N(1, \theta)$ 的简单随机样本。 $\theta > 0$ 为未知参数。令 $T = \sum_{i=1}^5 [X_i^2 + (Y_i - 1)^2]$ 。

(1) (8分) 证明: T 是 θ 的充分统计量。

(2) (10分) 给定显著性水平 $\alpha = 0.05$, 针对假设 $H_0: \theta = 1$, $H_1: \theta \neq 1$ 构建似然比检验。(注: 拒绝域的界值用分布的分位数表示即可)

(3) (6分) 写出上述检验的势(功效)函数(power function)。