

2020-2021-2 学期《概率论与数理统计》试卷 A

一、选择题（共 12 题，每题 3 分，共 36 分）

1. 设随机变量 X 与 Y 相互独立，且均服从区间 $[0, 3]$ 上的均匀分布，则 $P\{\max\{X, Y\} \leq 1\} = ()$.

- (A) $\frac{1}{3}$ (B) $\frac{1}{9}$ (C) $\frac{2}{9}$ (D) $\frac{2}{3}$

1. B 要点： $\max\{X, Y\} \leq 1 \Leftrightarrow X \leq 1, Y \leq 1$

2. 设 T 服从自由度为 n 的 t 分布，若 $P\{|T| > \lambda\} = \alpha$ ，则 $P\{T < -\lambda\} = ()$.

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

2. C 要点： t 分布具有对称性

3. 从总体中抽取简单随机样本 X_1, X_2, \dots, X_n ，易证估计量

$$\begin{aligned}\mu_1 &= \frac{1}{2}X_1 + \frac{1}{3}X_2 + \frac{1}{6}X_3, & \mu_2 &= \frac{1}{2}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{1}{4}X_3 \\ \mu_3 &= \frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{3}X_2 + \frac{1}{3}X_3, & \mu_4 &= \frac{1}{5}X_1 + \frac{2}{5}X_2 + \frac{2}{5}X_3\end{aligned}$$

均是总体均值 μ 的无偏估计量，则其中最有效的估计量是().

- (A) μ_3 (B) μ_1 (C) μ_2 (D) μ_4

3. A 要点：考虑有效性即考虑方差。利用 $\text{Var}[aX_1 + bX_2 + cX_3] = (a^2 + b^2 + c^2)\text{Var}[X]$

4. 设随机变量 X 和 Y 的数学期望分别为 -2 和 2，方差分别为 1 和 4，而相关系数为 -0.5，则根据切比雪夫不等式 $P\{|X + Y| \geq 6\} \leq ()$.

- (A) $\frac{1}{4}$ (B) $\frac{1}{10}$ (C) $\frac{1}{12}$ (D) $\frac{1}{8}$

4. C 考点：协方差、方差、切比雪夫不等式。

解 因为

$$E(X + Y) = EX + EY = 0$$

$$D(X + Y) = DX + DY + 2\text{cov}(X, Y)$$

$$= DX + DY + 2\rho_{XY}\sqrt{DX \cdot DY}$$

$$= 1 + 4 - 2 \times 0.5 \times 2 = 3$$

根据切比雪夫不等式

$$P\{|X - EX| \geq \varepsilon\} \leq \frac{DX}{\varepsilon^2}$$

所以

$$P\{|X + Y| \geq 6\} \leq \frac{3}{36} = \frac{1}{12}$$

5. 设 A, B, C 是随机事件, A, C 互不相容, $P(AB) = \frac{1}{2}$, $P(C) = \frac{1}{3}$, 则 $P(AB | \bar{C}) = ()$.

- (A) $\frac{1}{2}$ (B) $\frac{2}{5}$ (C) $\frac{1}{3}$ (D) $\frac{3}{4}$

5. D 考点: 条件概率, 事件之间关系的运用。

由条件概率的定义,

$$P(AB | \bar{C}) = \frac{P(AB\bar{C})}{P(\bar{C})}$$

$$\text{其中 } P(\bar{C}) = 1 - P(C) = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

$$P(AB\bar{C}) = P(AB) - P(ABC) = \frac{1}{2} - P(ABC)$$

由于 A, C 互不相容, 即 $AC = \phi$, $P(AC) = 0$

又 $ABC \subset AC$, 得 $P(ABC) = 0$, 代入得 $P(AB\bar{C}) = \frac{1}{2}$, 故 $P(AB | \bar{C}) = \frac{3}{4}$.

6. 设 X_1, X_2, X_3, X_4 为来自总体 $N(1, \sigma^2) (\sigma > 0)$ 的简单随机样本, 则统计量 $\frac{X_1 - X_2}{|X_3 + X_4 - 2|}$ 的分布

().

- (A) $N(0,1)$ (B) $t(1)$ (C) $\chi^2(1)$ (D) $F(1,1)$

6. B 考点: 三大分布的结构。要注意的是分母的表达形式和根号之间的关系。

解: 从形式上, 该统计量只能服从 t 分布。故选 B。

证明如下:

$$\frac{X_1 - X_2}{|X_3 + X_4 - 2|} = \frac{\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma}}{\sqrt{\left(\frac{X_3 + X_4 - 2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2}}$$

由正态分布的性质可知, $\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma}$ 与 $\frac{X_3 + X_4 - 2}{\sqrt{2}\sigma}$ 均服从标准正态分布且相互独立, 可知

$$\frac{\frac{X_1 - X_2}{\sqrt{2}\sigma}}{\sqrt{\left(\frac{X_3 + X_4 - 2}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2}} \sim t(1)$$

7. 设随机变量 X 服从参数为 1 的泊松分布, 则 $P\{X = E(X^2)\} = (\quad)$.

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

7. A 要点: 别想太多了。按部就班地做。第一步, 求 $E[X^2]$, 得到具体数字后再套泊松分布的分布列。

因为 X 服从参数为 1 的泊松分布, 所以其概率布为

$$P\{X = k\} = \frac{1}{k!} e^{-1} (k = 0, 1, 2, \dots), \quad E(X) = D(X) = 1$$

从而 $E(X^2) = [E(X)]^2 + D(X) = 2$. 于是,

$$P\{X = EX^2\} = P\{X = 2\} = \frac{1^2}{2!} e^{-1} = \frac{1}{2e}$$

8. 设 X_1, X_2, \dots, X_m 为来自二项分布总体 $B(n, p)$ 的简单随机样本, \bar{X} 和 S^2 分别为样本均值和样本修正方差, 记统计量 $T = \bar{X} - S^2$, 则 $E(T) = (\quad)$.

- (A) np^2 (B) $n(1-p)^2$ (C) np (D) $n(1-p)$

8. A 考点: \bar{X} 和 S^2 的性质。注意这里指的是修正样本方差。要通读题目! 不管是样本方差还是修正样本方差, 做法都是一样的。课件 6-1, P27

因为 $X \sim B(n, p)$, 故 $E(X) = np, D(X) = np(1-p)$

因为 $E(\bar{X}) = E(X), E(S^2) = D(X)$, 所以

$$E(T) = E(\bar{X} - S^2) = E(\bar{X}) - E(S^2) = np - np(1-p) = np^2$$

9. 设二维离散型随机变量 X, Y 的联合分布律如下, 则联合分布函数值 $F(0, 3) = (\quad)$.

$Y \backslash X$	0	2	4
0			
2			
4			

0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{18}$
1	$\frac{1}{3}$	0	$\frac{1}{3}$

- (A) $\frac{1}{3}$ (B) $\frac{5}{18}$ (C) $\frac{2}{3}$ (D) $\frac{4}{9}$

9. B 直接在表上操作。将 $x>0$ 的划掉，再 $y>3$ 的划掉，剩下的相加。

10. 设 $F_1(x), F_2(x)$ 为两个分布函数，其相应的概率密度 $f_1(x), f_2(x)$ 是连续函数，则必为概率密度的的是()

- (A) $f_1(x)f_2(x)$ (B) $2f_2(x)F_1(x)$ (C) $f_1(x)F_2(x)$ (D) $f_1(x)F_2(x) + f_2(x)F_1(x)$

10. D 很显然前三个在整个实数轴上积分未必是 1，D 即为 F_1F_2 的导函数， F_1F_2 满足分布函数的要求。

由分布函数和概率密度的性质可得

$$F_1'(x) = f_1(x), F_2'(x) = f_2(x),$$

$$f_1(x)F_2(x) + f_2(x)F_1(x) \geq 0 (-\infty < x < +\infty).$$

从而有

$$\int_{-\infty}^{+\infty} [f_1(x)F_2(x) + f_2(x)F_1(x)]dx = \int_{-\infty}^{+\infty} [F_1(x)F_2(x)]'dx$$

$$= [F_1(x)F_2(x)]_{-\infty}^{+\infty} = F_1(+\infty)F_2(+\infty) - F_1(-\infty)F_2(-\infty) = 1$$

所以 $f_1(x)F_2(x) + f_2(x)F_1(x)$ 是概率密度，即正确选项为 D.

11. 设二维随机变量 (X, Y) 服从正态分布 $N(\mu, \mu, \sigma^2, \sigma^2, 0)$ ，则 $E(XY^2) = ()$.

- (A) $\mu(\mu^2 + \sigma^2)$ (B) $\sigma(\mu^2 + \sigma^2)$ (C) $\mu^2 + \sigma^2$ (D) $\mu\sigma(\mu^2 + \sigma^2)$

11. A 考点：1、对于二维正态分布，相关系数=0 等价于 X 与 Y 独立。2、期望和方差的运算性质。

因为 (X, Y) 服从二维正态分布，所以 $E(X) = E(Y) = \mu$, $D(X) = D(Y) = \sigma^2$, $\rho_{XY} = 0$

对二维正态随机变量 (X, Y) : $\rho_{XY} = 0$ ，所以 X, Y 相互独立，从而 X, Y^2 也相互独立，所以

$$E(XY^2) = E(X)E(Y^2) = E(X)\{D(Y) + [E(Y)]^2\} = \mu(\sigma^2 + \mu^2)$$

12. 设随机变量 $X \sim N(0,1)$, $Y \sim N(1,4)$, 且相关系数 $\rho_{XY} = 1$, 则().

(A) $P\{Y = -2X - 1\} = 1$ (B) $P\{Y = 2X - 1\} = 1$

(C) $P\{Y = -2X + 1\} = 1$ (D) $P\{Y = 2X + 1\} = 1$

12. D 要点：将 Y 中心化 $(Y-1)/2$ 。相关系数为 1 时， $P(X=(Y-1)/2)=1$ 。这样更快。根据相关系数的公式，就是 X 和 Y 中心化的乘积的数学期望。

二、(10 分) 甲、乙两人轮流投篮，甲先投。一般来说，甲、乙两人独立投篮的命中率分别为 0.7 和 0.6。但由于心理因素的影响，如果对方在前一次投篮中投中，紧跟在后面投篮的这一方的命中率就会有所下降，甲、乙的命中率分别变为 0.4 和 0.5。求：

(1) 乙在第一次投篮时投中的概率； (2) 甲在第二次投篮时投中的概率。

要点：红色部分翻译过来即条件概率。要想到全概率公式和贝叶斯公式。

解：令 A_1 表示事件“乙在第一次投篮时投中”，

令 B_i 表示事件“甲在第 i 次投篮时投中”， $i=1,2$

$$\begin{aligned} (1) \quad P(A_1) &= P(B_1)P(A_1|B_1) + P(\overline{B_1})P(A_1|\overline{B_1}) \\ &= 0.7 \times 0.5 + 0.3 \times 0.6 = 0.53 \quad (5 \text{ 分}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) \quad P(A_1) &= 0.53, \Rightarrow P(\overline{A_1}) = 0.47 \\ P(B_2) &= P(A_1)P(B_2|A_1) + P(\overline{A_1})P(B_2|\overline{A_1}) \\ &= 0.53 \times 0.4 + 0.47 \times 0.7 = 0.541 \quad (5 \text{ 分}) \end{aligned}$$

三、(10 分) 有一批建筑房屋用的木柱，其中 80% 的长度不超过 3m。现从这批木柱中随机地取出 100 根，问其中至少有 30 根超过 3m 的概率是多少？

附： $\Phi(1)=0.8413$, $\Phi(1.5)=0.9332$, $\Phi(2)=0.9773$, $\Phi(2.5)=0.9938$

要点：题目提示使用中心极限定理近似计算。

解 设 $X_i = \begin{cases} 1 & \text{当所取的第 } i \text{ 根木柱超过 } 3m \\ 0 & \text{当所取的第 } i \text{ 根木柱不超过 } 3m \end{cases} \quad (i=1,2,\dots,100) \quad (2 \text{ 分})$

则 $X_i \sim B(1, 0.2)$, 记 $X = \sum_{i=1}^{100} X_i$, 则 $X \sim B(100, 0.2)$. (2 分)

由棣莫佛-拉普拉斯定理得

$$P\{X \geq 30\} = 1 - P\{X < 30\} \quad (2 \text{ 分})$$

$$\begin{aligned} &= 1 - P\left\{\frac{X - 100 \times 0.2}{\sqrt{100 \times 0.2 \times 0.8}} \leq \frac{30 - 100 \times 0.2}{\sqrt{100 \times 0.2 \times 0.8}}\right\} \\ &\approx 1 - \Phi\left(\frac{30 - 20}{10 \times 0.4}\right) = 1 - \Phi(2.5) = 0.0062 \quad (4 \text{ 分}) \end{aligned}$$

四、(10 分) 设某机器生产的零件长度 (单位: cm) $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 今抽取容量为 16 的样本, 测得样本均值 $\bar{x} = 10$, 样本修正方差 $s^{*2} = 0.16$.

(1) 求 μ 的置信度为 0.95 的置信区间; (保留四位小数)

(2) 检验假设 $H_0: \sigma^2 = 0.1$ (显著性水平为 0.05)。

附: $t_{0.95}(15) = 2.1315$, $t_{0.975}(15) = 2.1315$, $t_{0.99}(15) = 2.1315$, $t_{0.995}(15) = 2.1315$

$$\chi_{0.975}^2(15) = 27.488, \quad \chi_{0.025}^2(15) = 6.262$$

要点: 都是参数未知的情形。T 和卡方, 注意自由度要减 1! 本题不用计算器也能解答。

解: (1) μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间:

$$\left(\bar{X} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S^*}{\sqrt{n}}, \quad \bar{X} + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S^*}{\sqrt{n}} \right)$$

$$\bar{X} = 10, \quad S^* = 0.4, \quad n = 16, \quad \alpha = 0.05, \quad t_{0.975}(15) = 2.1315$$

所以 μ 的置信度为 0.95 的置信区间为 (9.7869, 10.2132) (5 分)

(2) $H_0: \sigma^2 = 0.1$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1)$$

$$\chi_{0.975}^2(15) = 27.488, \quad \chi_{0.025}^2(15) = 6.262$$

$$\chi^2 = \frac{15 \times 0.16}{0.1} = 24$$

因为 $\chi_{0.025}^2(15) < \chi^2 = 24 < \chi_{0.975}^2(15)$, 所以接受 H_0 . (5 分)

五、(10 分)

设随机变量 X 的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{9}x^2, & 0 < x < 3, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 令随机变量 $Y = \begin{cases} 2, & X \leq 1, \\ X, & 1 < X < 2, \\ 1, & X \geq 2. \end{cases}$

(1) 求 Y 的分布函数; (2) 求概率 $P\{X \leq Y\}$.

解 (1) $F_Y(y) = P\{Y \leq y\}$

要点: 由 Y 的表达形式知, 概率集中在区间 $[1, 2]$

当 $y < 1$ 时, $F_Y(y) = 0;$ (1 分)

当 $y \geq 2$ 时, $F_Y(y) = 1;$ (1 分)

当 $1 \leq y < 2$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{Y = 1\} + P\{1 < Y \leq y\} = P\{Y = 1\} + P\{1 < X \leq y\}$

$$= P\{X \geq 2\} + P\{1 < X \leq y\} = \int_2^3 \frac{1}{9}x^2 dx + \int_1^y \frac{1}{9}x^2 dx$$

$$= \frac{1}{27}(y^3 + 18) \quad (2 \text{ 分})$$

综上
$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 1, \\ \frac{1}{27}(y^3 + 18), & 1 \leq y < 2, \\ 1, & y \geq 2. \end{cases} \quad (1 \text{ 分})$$

(2) 观察 Y 的表达形式, 可知 $X \leq Y \Leftrightarrow X < 2$

$$P\{X \leq Y\} = P\{X < 2\} = \int_0^2 \frac{1}{9}x^2 dx = \frac{8}{27}$$

六、(10 分) 设总体 X 的概率分布为

X	0	1	2	3
P	θ^2	$2\theta(1-\theta)$	θ^2	$1-2\theta$

其中 $\theta \left(0 < \theta < \frac{1}{2}\right)$ 是未知参数, 利用总体 X 的样本值:

3, 1, 3, 0, 3, 1, 2, 3.

求 θ 的矩估计和最大似然估计.

解
$$EX = 0 \times \theta^2 + 1 \times 2\theta(1-\theta) + 2 \times \theta^2 + 3 \times (1-2\theta) = 3 - 4\theta$$

$$\bar{X} = \frac{1}{8} \times (3+1+3+0+3+1+2+3) = 2$$

令 $3-4\hat{\theta}=2$, 解得 θ 的矩估计值 $\hat{\theta}_M = \frac{1}{4}$. (5 分)

对于给定的样本值, 似然函数为

$$L(\theta) = 4\theta^6(1-\theta)^2(1-2\theta)^4$$

$$\ln L(\theta) = \ln 4 + 6\ln \theta + 2\ln(1-\theta) + 4\ln(1-2\theta)$$

$$\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{6}{\theta} - \frac{2}{1-\theta} - \frac{8}{1-2\theta} = \frac{6-28\theta+24\theta^2}{\theta(1-\theta)(1-2\theta)}$$

令 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = 0$, 解得 $\theta_{1,2} = \frac{7 \pm \sqrt{13}}{12}$. 因 $\frac{7+\sqrt{13}}{12} > \frac{1}{2}$ 不合题意, 所以 θ 的最大似然估计值为

$$\hat{\theta}_L = \frac{7-\sqrt{13}}{12} \quad (5 \text{ 分})$$

七、(14 分) 设随机变量 X 与 Y 的概率分布分别为

X	0	1
P	1/3	2/3

Y	-1	0	1
P	1/3	1/3	1/3

且 $P\{X^2 = Y^2\} = 1$.

(1) 求二维随机向量 (X, Y) 的概率分布.

(2) 求 $Z = XY$ 的数学期望 $E(Z)$.

(3) 求 X 与 Y 的相关系数 ρ_{XY} .

解: (1) 由 $P\{X^2 = Y^2\} = 1$ 可得 (直接在表上操作更快!)

$$P\{X^2 \neq Y^2\} = P\{X=0, Y=-1\} + P\{X=0, Y=1\} + P\{X=1, Y=0\} = 0 \quad (2 \text{ 分})$$

所以

$$P\{X=0, Y=1\} = P\{X=0, Y=-1\} = P\{X=1, Y=0\} = 0$$

$$P\{X=0\} = P\{X=0, Y=-1\} + P\{X=0, Y=1\} + P\{X=0, Y=0\}$$

$$\therefore P\{X=0, Y=0\} = \frac{1}{3}$$

$$P\{Y=-1\} = P\{X=0, Y=-1\} + P\{X=1, Y=-1\}$$

$$\therefore P\{X=1, Y=-1\} = \frac{1}{3}$$

$$P\{Y=1\} = P\{X=0, Y=1\} + P\{X=1, Y=1\}$$

$$\therefore P\{X=1, Y=1\} = \frac{1}{3}$$

所以 (X, Y) 的概率分布为 (4 分)

$X \backslash Y$	-1	0	1
0	0	$\frac{1}{3}$	0
1	$\frac{1}{3}$	0	$\frac{1}{3}$

(2) 因为 $Z = XY$ 的可能取值为 -1, 0, 1. (直接在上表中操作, 得到 XY 的分布列)

$$P\{Z=-1\} = P\{XY=-1\} = P\{X=1, Y=-1\} = \frac{1}{3}$$

$$P\{Z=1\} = P\{XY=1\} = P\{X=1, Y=1\} = \frac{1}{3}$$

$$P\{Z=0\} = P\{XY=0\} = 1 - \frac{1}{3} - \frac{1}{3} = \frac{1}{3}$$

$$E(XY) = E(Z) = (-1) \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} = 0 \quad (4 \text{ 分})$$

$$(3) E(X) = 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{2}{3} = \frac{2}{3}$$

$$E(Y) = (-1) \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} = 0$$

所以 $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0$, 从而可得 X 与 Y 的相关系数为 $\rho_{XY} = 0$. (4 分)