

福建师范大学 公共课 数信学院

2020 — 2021 学年第 1 学期期末考试卷

知 明 行 笃



后 诚 致 广

专 业： 年 级：

课程名称：概率论与数理统计 任课教师：

试卷类别：开卷（ ） 闭卷（√） 考试用时： 120 分钟

考试时间： 2021 年 1 月 16 日 下 午 14 点 30 分

| | | | | | | | |
|----|---|---|---|---|---|-----|-----|
| 题号 | 一 | 二 | 三 | 四 | 五 | 总得分 | 评卷人 |
| 得分 | | | | | | | |
| 题号 | 六 | 七 | 八 | 九 | 十 | | |
| 得分 | | | | | | | |

线 订 装

姓 名 学 号
年 级
专 业
系
学 院

一、选择题（每小题 3 分，共 15 分）

1、设随机事件 A 、 B 相互独立且满足 $P(A) = 0.4$ ， $P(B) = 0.25$ 。则 $P(A \cup B)$ 等于 ()。D

A. 0.35; B. 0.45; C. 0.50; D. 0.55。

2、对于随机变量的独立性，下列三个说法有几个正确？ () B

(1) 若 $X < Y$ ，则 X, Y 不独立，因为他们有大小关系。

(2) 若 $P(X = Y) > 0$ ，则 X, Y 不独立，因为他们的取值有影响。

(3) 若 X, Y 独立，则必有 $P(X < 0, Y > 0) = P(X < 0)P(Y > 0)$ 。

A. 0 个; B. 1 个; C. 2 个; D. 3 个。

3、若 X, Y 相互独立同分布且 $P(X = 1) = P(Y = 1) = 0.4$ ， $P(X = 2) = P(Y = 2) = 0.4$ ， $P(X = 3) = P(Y = 3) = 0.2$ ，则 $P(X > Y) =$ ()。A

A. 0.32; B. 0.33; C. 0.35; D. 0.37。

4、对于矩法估计，下列三个说法有几个正确？ () D

(1) 总体矩的矩法估计量一定是样本矩。

(2) 总体均值的矩法估计量一定是无偏估计量。

(3) 总体方差的矩法估计量一定不是无偏估计量。

A. 0 个; B. 1 个; C. 2 个; D. 3 个。

5、设 (X_1, \dots, X_n) 是来自正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本， σ^2 是未知参数。记 \bar{X} ， S^2 分别为样本均值和样本方差。则检验问题 $H_0: \mu = 3 \leftrightarrow H_1: \mu \neq 3$ 的显著性水平为 0.05 的拒绝域是 ()。C

A. $\frac{|\bar{X} - 3|}{S / \sqrt{n}} \geq 1.96;$

B. $\frac{|\bar{X} - 3|}{\sigma / \sqrt{n}} \geq 1.96;$

C. $\frac{|\bar{X} - 3|}{S / \sqrt{n}} \geq t_{0.975}(n-1);$

D. $\frac{|\bar{X} - 3|}{\sigma / \sqrt{n}} \geq t_{0.95}(n-1)。$

二、填空题（每小题 3 分，共 15 分）

6、概率的可列可加性是_____。

若 $A_1, A_2, \dots, A_n, \dots$ 互不相容，则 $P(\bigcup_{n=1}^{+\infty} A_n) = \sum_{n=1}^{+\infty} P(A_n)$

7、在 1~100 中随机地取一个整数，则该数既能被 2 整除也能被 3 整除的概率是_____。

0.16

8、记 $N(0, 1)$ 的分布函数为 $\Phi(x)$ ，设 $Y \sim N(2, 4)$ ，则 $P(-3 < Y < 3)$ 可以用 $\Phi(x)$ 的函数值表示为_____。

$$P(-3 < Y < 3) = \Phi(0.5) - 1 + \Phi(2.5) \text{ 或 } \Phi(0.5) - \Phi(-2.5)$$

9、设总体 X 取 0, 1, 3 的概率分别为 $1-p, 1-2p$ 和 $3p-1$ 。其中， $1/3 \leq p \leq 1/2$ 为参数。现有一组来自 X 的样本值 0, 0, 1, 1, 1, 3。则似然函数为 $L(p) =$ _____。

$$(1-p)^2(1-2p)^3(3p-1)$$

10、参数 α 的置信度为 0.95 的置信区间的定义是：_____。

满足 $P(\underline{\theta} \leq \theta \leq \bar{\theta}) = 0.95$ 的统计量 $\underline{\theta}, \bar{\theta}$ 构成的区间 $[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$

三、计算题（共 60 分）

11、(8 分)某商品由三个厂家供应，其供应量为：甲厂家是乙厂家的 2 倍；乙、丙两厂相等。各厂产品的次品率为 2%, 2%, 4%。若从市场上随机抽取一件此种商品，发现是次品，求它是甲厂生产的概率？

解：用 1、2、3 分别记甲、乙、丙厂，设

A_i = "取到第 i 个工厂的产品"， B = "取到次品"。

由题意得：

$$P(A_1) = 0.5, P(A_2) = P(A_3) = 0.25;$$

$$P(B|A_1) = P(B|A_2) = 0.02, P(B|A_3) = 0.04.$$

4 分

$$\text{由 Bayes 公式得: } P(A_1|B) = \frac{P(A_1)P(B|A_1)}{\sum_{i=1}^3 P(A_i)P(B|A_i)} = 0.4.$$

8 分

12、(12 分) 设随机向量 (X, Y) 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{21}{4}x^2y, & x^2 \leq y \leq 1; \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

- (1) 求 (X,Y) 分别关于 X 和 Y 的边缘概率密度 $f_X(x), f_Y(y)$;
- (2) 判断 X 与 Y 是否相互独立, 并说明理由;

解：(1) X 和 Y 的边缘概率密度分别为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y)dy = \begin{cases} \int_{x^2}^1 \frac{21}{4} x^2 y dy = \frac{21}{8} x^2 (1-x^4), & -1 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (4 \text{ 分})$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y)dx = \begin{cases} \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \frac{21}{4} x^2 y dx = \frac{7}{2} y^{\frac{5}{2}}, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (8 \text{ 分})$$

(2) 由于 $f(x,y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y)$, 故 X 与 Y 不独立. (12 分)

13、(12 分) 设二维随机变量 (X,Y) 的分布律为:

| $Y \backslash X$ | 1 | 2 | 3 |
|------------------|---------------|----------------|----------------|
| 1 | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{10}$ | $\frac{1}{20}$ |
| 2 | α | $\frac{1}{5}$ | β |

若 X,Y 相互独立, 试求

- (1) α, β 的值;
- (2) X 和 Y 的边缘分布律, 及 ρ_{XY} ;
- (3) 在 $X=1$ 的条件下 Y 的条件分布律。

解：(1) 由于离散型随机变量的分布律必须满足 $\sum_i \sum_j p_{ij} = 1$, 所以

$$\frac{1}{4} + \frac{1}{3} + \frac{1}{2} + \alpha + \frac{1}{5} + \beta = 1,$$

即 $\alpha + \beta = \frac{2}{5}$.

又因为 X,Y 相互独立, 所以

$$P(X = i, Y = j) = P(X = i)P(Y = j), i = 1, 2, 3; j = 1, 2,$$

于是有

$$\begin{aligned} \alpha &= P(X = 1, Y = 2) = P(X = 1)P(Y = 2) \\ &= \left(\frac{1}{4} + \alpha\right)\left(\alpha + \frac{1}{5} + \beta\right) \end{aligned}$$

将 $\alpha + \beta = \frac{2}{5}$ 代入上式可解得 $\alpha = \frac{3}{8}$ ，从而 $\beta = \frac{1}{40}$ 。 3 分

(2) X, Y 的边缘分布律分别见下表

| | | | |
|--------------|---------------|----------------|----------------|
| X | 1 | 2 | 3 |
| $p_{i\cdot}$ | $\frac{5}{8}$ | $\frac{3}{10}$ | $\frac{3}{40}$ |

5 分

| | | |
|---------------|---------------|---------------|
| Y | 1 | 2 |
| $p_{\cdot j}$ | $\frac{2}{5}$ | $\frac{3}{5}$ |

7 分

因为 X, Y 相互独立，则 X, Y 一定不相关，则 $\rho_{XY} = 0$ 。 8 分

$$(3) \quad P(Y=1|X=1) = \frac{P(X=1, Y=1)}{P(X=1)} = \frac{1/4}{5/8} = \frac{2}{5}.$$

$$P(Y=2|X=1) = \frac{P(X=1, Y=2)}{P(X=1)} = \frac{3/8}{5/8} = \frac{3}{5}.$$

12 分

14、(10 分) (1) 随机变量 X 的概率密度函数为

$$f_X(x) = \begin{cases} Ax, & 0 \leq x \leq 1, \\ 2-x, & 1 < x \leq 2, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

其中 A 为常数, 试求 $E(X)$ 和 $D(X)$ 。

(2) 设随机变量 Y 的概率密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y \geq 0, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

并且 X, Y 相互独立, 试求 $E(XY)$ 。

解: (1) 由概率密度函数的性质知

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = \int_0^1 Ax dx + \int_1^2 (2-x) dx \\ &= \frac{A}{2} x^2 \Big|_0^1 + \left[2x - \frac{1}{2} x^2 \right] \Big|_1^2 = \frac{A}{2} + \frac{1}{2}, \end{aligned}$$

故 $A=1$.

2 分

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 x \cdot x dx + \int_1^2 x(2-x) dx \\ &= \frac{1}{3} x^3 \Big|_0^1 + \left[x^2 - \frac{1}{3} x^3 \right] \Big|_1^2 = 1, \end{aligned}$$

3 分

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^1 x^2 \cdot x dx + \int_1^2 x^2(2-x) dx \\ &= \frac{1}{4} x^4 \Big|_0^1 + \left[\frac{2}{3} x^3 - \frac{1}{4} x^4 \right] \Big|_1^2 = \frac{7}{6}. \end{aligned}$$

由方差的计算公式得

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{1}{6}. \quad 6 \text{ 分}$$

(2) 因为 X, Y 相互独立, 所以

$$E(XY) = E(X) \cdot E(Y). \quad 8 \text{ 分}$$

而

$$\begin{aligned} E(Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \int_0^{+\infty} y e^{-y} dy \\ &= - \int_0^{+\infty} y d e^{-y} = - [y e^{-y}]_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} e^{-y} dy = 1, \end{aligned} \quad 9 \text{ 分}$$

所以 $E(XY) = 1$. 10 分

15、(8 分) 设从均值为 μ , 方差为 $\sigma^2 > 0$ 的总体中, 分别抽取容量为 n_1 和 n_2 的两独立样本, \bar{X}_1 和 \bar{X}_2 分别是这两个样本的均值。对于任意常数 a , 试说明 $Y = a\bar{X}_1 + (1-a)\bar{X}_2$ 是 μ 的无偏估计, 并确定常数 a 使 $D(Y)$ 达到最小。

解: 因 $E(Y) = aE(\bar{X}_1) + (1-a)E(\bar{X}_2) = \mu$,

故 Y 是 μ 的无偏估计; 3 分

$$\text{因 } D(Y) = a^2 D(\bar{X}_1) + (1-a)^2 D(\bar{X}_2) = a^2 \cdot \frac{\sigma^2}{n_1} + (1-a)^2 \cdot \frac{\sigma^2}{n_2} = \left(\frac{n_1+n_2}{n_1 n_2} a^2 - \frac{2}{n_2} a + \frac{1}{n_2} \right) \sigma^2,$$

$$\text{令 } \frac{d}{da} D(Y) = \left(\frac{n_1+n_2}{n_1 n_2} 2a - \frac{2}{n_2} \right) \sigma^2 = 0, \text{ 得 } a = \frac{n_1}{n_1+n_2},$$

$$\text{又因为 } \frac{d^2}{da^2} D(Y) = \frac{n_1+n_2}{n_1 n_2} \cdot 2\sigma^2 > 0,$$

故当 $a = \frac{n_1}{n_1+n_2}$ 时, $D(Y)$ 达到最小值。 8 分

16、(10 分) 设总体 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

其中, $\theta > -1$ 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自于 X 的容量为 n 的样本。分别用矩估计法和极大似然估计法求 θ 的估计量。

解 (1) 总体 X 只含有一个未知参数, 只需求总体一阶原点矩,

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 (\theta+1)x^{\theta+1}dx = \frac{\theta+1}{\theta+2}.$$

令 $\frac{\theta+1}{\theta+2} = \bar{X}$, 得到未知参数 θ 的矩估计量为

$$\hat{\theta} = \frac{2\bar{X}-1}{1-\bar{X}}. \quad 5 \text{ 分}$$

(2) 当 $0 < x_i < 1 (i = 1, 2, \dots, n)$ 时, 似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \prod_{i=1}^n (\theta+1)x_i^\theta = (\theta+1)^n (\prod_{i=1}^n x_i)^\theta,$$

$$\ln L(\theta) = n \ln(\theta+1) + \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i,$$

由 $\frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta+1} + \sum_{i=1}^n \ln x_i \stackrel{\triangle}{=} 0$, 得 θ 的极大似然估计量 $\hat{\theta}$, 即

$$\hat{\theta} = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}. \quad 10 \text{ 分}$$

四、应用题 (共 10 分)

17、(10 分) 随机地从一批元件中抽取 5 个, 测得它们的电阻 (欧) 分别为: x_1, x_2, x_3, x_4, x_5 ,

计算得 $\bar{x} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 x_i = 13.92$, $\sum_{i=1}^5 (x_i - \bar{x})^2 = 0.21$ 。设这批元件的电阻服从正态分布

$N(\mu, \sigma^2)$ 。试问能否认为这批元件电阻的方差是 1? (显著性水平为 0.05)。

常用分布的上分位点如下：

$$t_{0.05}(9) = 1.8331, \quad t_{0.05}(10) = 1.8125, \quad t_{0.025}(9) = 2.2622, \quad t_{0.025}(10) = 2.2281,$$

$$u_{0.025} = 1.96, \quad u_{0.05} = 1.645, \quad u_{0.005} = 2.57, \quad \chi^2_{0.95}(4) = 0.711, \quad \chi^2_{0.975}(4) = 0.484,$$

$$\chi^2_{0.05}(4) = 9.488, \quad \chi^2_{0.025}(4) = 11.143, \quad \chi^2_{0.95}(5) = 0.711, \quad \chi^2_{0.975}(5) = 0.831,$$

$$\chi^2_{0.05}(5) = 11.071, \quad \chi^2_{0.025}(5) = 12.833$$

解：要检验的假设是 $H_0: \sigma^2 = 1$, $H_1: \sigma^2 \neq 1$ 。…………2 分

取检验统计量为 $\chi^2 = \sum_{i=1}^5 (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi^2(4)$, ………4 分

则拒绝域是 $\chi^2 > \chi^2_{0.025}(4)$ 和 $\chi^2 < \chi^2_{0.975}(4)$ ………7 分

其中 $\chi^2_{0.025}(4) = 11.143$, $\chi^2_{0.975}(4) = 0.484$ 。因为 χ^2 的观测值是

$$\chi^2 = 0.21 < \chi^2_{0.975}(4) \quad \text{…………9 分}$$

所以拒绝原假设，即不能认为这批元件的电阻的方差是 1。…………10 分