

# 浙江大学 2019 - 2020 学年春夏学期

## 《概率论与数理统计》期末考试试卷

课程号: 061B9090, 开课学院: 数学科学学院, 任课教师: \_\_\_\_\_

考试试卷: A 卷 ☒、B 卷 (请在选定项上打 ☒)

考试形式: 闭 ☒、开卷 (请在选定项上打 ☒)，允许带无存储功能计算器入场

考试日期: 2020 年 9 月 1 日, 考试时间: 120 分钟

诚信考试, 沉着应考, 杜绝违纪。

请注意: 本试卷共六大题, 四页, 两大张。

请勿将试卷拆开或撕页! 如发生此情况责任自负!

考生姓名: \_\_\_\_\_ 学号: \_\_\_\_\_ 专业: \_\_\_\_\_ 作业编号: \_\_\_\_\_

题序	一	二	三	四	五	六	总分
得分							
评卷人							

备用数据:  $\Phi(1) = 0.8413$ ,  $\Phi(2) = 0.9772$ ,  $t_{0.05}(63) = 1.669$ ,  $t_{0.025}(63) = 1.998$ ,  
 $t_{0.0025}(63) = 2.909$ ,  $\chi^2_{0.95}(63) = 45.7$ ,  $\chi^2_{0.05}(63) = 82.5$ ,  $\chi^2_{0.05}(2) = 5.99$ ,  $\chi^2_{0.05}(3) = 7.82$ .

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 36 分)

- 一盒中有 5 个球, 其中 3 个红球, 2 个白球, 采用不放回抽样取 3 个球, 则至少取到 2 个红球的概率为 \_\_\_\_\_, 第 2 次取到红球的概率为 \_\_\_\_\_.
- 设  $(X, Y) \sim N(1, 1, 4, 0.5)$ , 则  $P(|X-1| < 1) =$  \_\_\_\_\_,  $Var(X-Y) =$  \_\_\_\_\_.
- 设  $X$  与  $Y$  均服从 0-1 分布,  $P(X=1) = 3/4$ ,  $P(X=1, Y=1) = 1/4$ . (1) 若  $X$  与  $Y$  独立, 则  $P(X=0, Y=1) =$  \_\_\_\_\_; (2) 若  $X$  与  $Y$  的协方差为  $-1/16$ , 则  $P(X=0, Y=1) =$  \_\_\_\_\_.
- 设  $X$  与  $Y$  独立,  $X$  服从参数为 1 的指数分布,  $Y$  服从  $(0, 1)$  上均匀分布, 则  $E(X^2 Y^2) =$  \_\_\_\_\_.
- 设总体  $X$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布,  $X_1, X_2$  是  $X$  的简单随机样本,  $\bar{X}, S^2$  分别是样本均值和样本方差, 则  $P(X_1 = 1 | \bar{X} = 1) =$  \_\_\_\_\_,  $E(\bar{X}^2) =$  \_\_\_\_\_,  $E(S^2) =$  \_\_\_\_\_.
- 为检验总体  $X$  的分布律  $H_0: P(X=i) = \frac{i}{10}, i=1, 2, 3, 4$ . 是否成立, 从总体中抽取容量为 100 的简单随机样本, 统计结果为 “1”、“2”、“3”、“4” 分别观测到 16, 18, 25, 41 次. 采用拟合优度检验, 则检验统计量的值为 \_\_\_\_\_, 假设检验统计量的值为 6.3, 在显著水平  $\alpha = 0.05$  下是否拒绝原假设并说明理由. 答: \_\_\_\_\_.

二. (10 分) 设某地区居民患有某种疾病的概率为 0.001, 用于疾病检测的方法存在误判, 设患病者检测结果呈阳性的概率为 0.95, 未患病者检测为阳性的概率为 0.002. 若在该地区随机选一人进行检测, 结果呈阳性, 求他的确患病的概率; 若对他独立进行两次检测, 且假设两次检测都处于相同的状态, 如果结果都是阳性, 求他患病的概率. (保留 3 位小数)

三. (14 分) 设  $(X, Y)$  的联合密度函数  $f(x, y) = \begin{cases} \frac{3y}{2}, & 0 < y < 2x < 2, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$  (1) 求  $P(\max(X, Y) < 1)$ ;

(2) 分别求  $X, Y$  的边缘密度函数  $f_X(x), f_Y(y)$ ; (3) 求  $P(Y > \frac{1}{2} | X = \frac{1}{2})$ ; (4) 判断  $X$  与  $Y$  是正相关, 负相关, 还是不相关? 说明理由.

四. (15 分) 设随机变量  $X$  的概率密度函数  $f(x) = \begin{cases} x^2, & 0 < x < 1, \\ \frac{2}{3}, & 1 < x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$  对  $X$  独立重复观测  $n$  次,

结果记为  $X_1, \dots, X_n$ . (1) 求  $X$  的分布函数  $F(x)$ ; (2) 若  $Y = \min\{X, 1\}$ , 求  $Y$  的分布函数

$F_Y(y)$ ; (3) 当  $n \rightarrow +\infty$  时,  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  依概率收敛到何值? (4) 若  $n=450$ ,  $Z$  表示 450 次观测中  $\{X_i < 1\}$  出现的次数, 求  $P(Z > 160)$  的近似值.

五. (10 分) 为了解某县粮食产量情况, 随机调查该县 64 个乡当年的粮食产量, 得到样本均值为 1120 吨, 样本方差 108900, 设乡粮食产量 (单位: 吨)  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2$  未知. (1) 在显著水平 0.05 下检验假设  $H_0: \mu \leq 1000, H_1: \mu > 1000$ , 并计算相应的 p-值; (2) 求  $\sigma$  的置信度为 90% 的双侧置信区间. (保留 1 位小数)

六. (15 分) 设总体  $X$  的分布律为  $P(X=0)=1-p, P(X=1)=p/2, P(X=2)=p/3, P(X=3)=p/6$ , 其中  $p \in (0, 1)$  是未知参数,  $X_1, \dots, X_n$  是总体  $X$  的简单随机样本, 设其中 “0”、“1”、“2”、“3” 出现的次数分别为  $n_0, n_1, n_2, n_3$ . (1) 求  $p$  的矩估计量  $\hat{p}_1$ , 并判断其是否为  $p$  的无偏估计, 说明理由; (2) 求  $p$  的极大似然估计量  $\hat{p}_2$ , 并判断其是否为  $p$  的无偏估计, 说明理由; (3) 分别计算这两个估计量的方差, 并比较哪个更小.

# 浙江大学 2019 - 2020 学年春夏学期

## 《概率论与数理统计》期末考试试卷

课程号: 061B9090, 开课学院: 数学科学学院, 任课教师: \_\_\_\_\_

考试试卷: A 卷 ☒、B 卷 (请在选定项上打  $\checkmark$ )

考试形式: 闭  $\checkmark$ 、开卷 (请在选定项上打  $\checkmark$ ), 允许带无存储功能计算器入场

考试日期: 2020 年 9 月 1 日, 考试时间: 120 分钟

诚信考试, 沉着应考, 杜绝违纪。

请注意: 本试卷共六大题, 四页, 两大张。

请勿将试卷拆开或撕页! 如发生此情况责任自负!

考生姓名: \_\_\_\_\_ 学号: \_\_\_\_\_ 专业: \_\_\_\_\_ 作业编号: \_\_\_\_\_

题序	一	二	三	四	五	六	总分
得分							
评卷人							

备用数据:  $\Phi(1) = 0.8413$ ,  $\Phi(2) = 0.9772$ ,  $t_{0.05}(63) = 1.669$ ,  $t_{0.025}(63) = 1.998$ ,  $t_{0.0025}(63) = 2.909$ ,  $\chi_{0.95}^2(63) = 45.7$ ,  $\chi_{0.05}^2(63) = 82.5$ ,  $\chi_{0.05}^2(2) = 5.99$ ,  $\chi_{0.05}^2(3) = 7.82$ .

一. 填空题 (每小格 3 分, 共 36 分)

1. 一盒中有 5 个球, 其中 3 个红球, 2 个白球, 采用不放回抽样取 3 个球, 则至少取到 2 个红球的概率为 0.7, 第 2 次取到红球的概率为 0.6.

2. 设  $(X, Y) \sim N(1, 1, 4, 0.5)$ , 则  $P(|X - Y| < 1) =$  0.6826,  $Var(X - Y) =$  3.

3. 设  $X$  与  $Y$  均服从 0-1 分布,  $P(X=1) = 3/4$ ,  $P(X=1, Y=1) = 1/4$ . (1) 若  $X$  与  $Y$  独立, 则  $P(X=0, Y=1) =$  1/12; (2) 若  $X$  与  $Y$  的协方差为  $-1/16$ , 则  $P(X=0, Y=1) =$  1/6.

4. 设  $X$  与  $Y$  独立,  $X$  服从参数为 1 的指数分布,  $Y$  服从  $(0, 1)$  上均匀分布, 则  $E(X^2 Y^2) =$  3/2.

5. 设总体  $X$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布,  $X_1, X_2$  是  $X$  的简单随机样本,  $\bar{X}, S^2$  分别是样本均值和样本方差, 则  $P(X_1 = 1 | \bar{X} = 1) =$  1/2,  $E(\bar{X}^2) =$   $\lambda^2 + \lambda/2$ ,  $E(S^2) =$   $\lambda$ .

6. 为检验总体  $X$  的分布律  $H_0: P(X=i) = \frac{i}{10}, i=1, 2, 3, 4$ . 是否成立, 从总体中抽取容量为 100 的简单随机样本, 统计结果为 "1"、"2"、"3"、"4" 分别观测到 16, 18, 25, 41 次. 采用拟合优度检验, 则检验统计量的值为  $\chi^2 = 4.66$ , 假设检验统计量的值为 6.3, 在显著水平  $\alpha = 0.05$  下是否拒绝原假设并说明理由. 答: 接受  $H_0$  (因为  $6.3 < \chi_{0.05}^2(3)$ )

二. (10 分) 设某地区居民患有某种疾病的概率为 0.001, 用于疾病检测的方法存在误判, 设患病者检测结果呈阳性的概率为 0.95, 未患病者检测为阳性的概率为 0.002. 若在该地区随机选一人进行检测, 结果呈阳性, 求他的确患病的概率; 若对他独立进行两次检测, 且假设两次检测都处于相同的状态, 如果结果都是阳性, 求他患病的概率. (保留 3 位小数)

设  $A$  表示患病,  $B_1, B_2$  分别表示第 1, 2 次检测阳性.  
则  $P(A) = 0.001$ ,  $P(B_1|A) = P(B_2|A) = 0.95$ ,  $P(B_1|\bar{A}) = P(B_2|\bar{A}) = 0.002$ .

$$(1) P(B_1) = P(A)P(B_1|A) + P(\bar{A})P(B_1|\bar{A}) = 0.002948$$

$$P(A|B_1) = \frac{P(A)P(B_1|A)}{P(B_1)} = 0.322$$

$$(2) P(B_1 B_2) = P(A)P(B_1 B_2|A) + P(\bar{A})P(B_1 B_2|\bar{A})$$

$$= 0.001 \times 0.95^2 + 0.999 \times 0.002^2 = 0.000906496$$

$$P(A|B_1 B_2) = \frac{P(A)P(B_1 B_2|A)}{P(B_1 B_2)} \approx 0.996$$

三. (14 分) 设  $(X, Y)$  的联合密度函数  $f(x, y) = \begin{cases} \frac{3y}{2}, & 0 < y < 2x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$  (1) 求  $P(\max(X, Y) < 1)$ ;

(2) 分别求  $X, Y$  的边缘密度函数  $f_X(x), f_Y(y)$ ; (3) 求  $P(Y > \frac{1}{2} | X = \frac{1}{2})$ ; (4) 判断  $X$  与  $Y$  是正相关, 负相关, 还是不相关? 说明理由.

$$(1) P(\max(X, Y) < 1) = P(X < 1, Y < 1)$$

$$= \int_0^1 dy \int_{\frac{y}{2}}^1 \frac{3y}{2} dx = \frac{1}{2}$$

$$(2) f_X(x) = \begin{cases} \int_0^{2x} \frac{3y}{2} dy = 3x^2, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_{\frac{y}{2}}^1 \frac{3y}{2} dx = \frac{3y}{2} - \frac{3y^2}{4}, & 0 < y < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$(3) f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{y}{2x^2}, & 0 < y < 2x < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y|\frac{1}{2}) = \begin{cases} 2y, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$P(Y > \frac{1}{2} | X = \frac{1}{2}) = \int_{\frac{1}{2}}^1 f_{Y|X}(y|\frac{1}{2}) dy = \frac{3}{4}$$

$$(4) E(X) = \int_0^1 dx \int_0^{2x} x \cdot \frac{3y}{2} dy = \int_0^1 3x^3 dx = \frac{3}{4}$$

$$E(Y) = \int_0^2 dy \int_{\frac{y}{2}}^1 y \cdot \frac{3y}{2} dx = \int_0^2 \frac{3}{4} y^2 (1 - \frac{y}{2}) dy = 1$$

$$E(XY) = \int_0^1 dx \int_0^{2x} xy \cdot \frac{3y}{2} dy = \frac{4}{5}$$

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{1}{20} > 0$$

$X$  与  $Y$  是正相关.



四. (15分) 设随机变量  $X$  的概率密度函数  $f(x) = \begin{cases} x^2, & 0 < x < 1, \\ \frac{2}{3}, & 1 < x < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$  对  $X$  独立重复观测  $n$  次,

结果记为  $X_1, \dots, X_n$ . (1) 求  $X$  的分布函数  $F(x)$ ; (2) 若  $Y = \min\{X, 1\}$ , 求  $Y$  的分布函数

$F_Y(y)$ ; (3) 当  $n \rightarrow +\infty$  时,  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  依概率收敛到何值? (4) 若  $n=450$ ,  $Z$  表示 450 次观测中  $\{X_i < 1\}$  出现的次数, 求  $P(Z > 160)$  的近似值.

$$(1) F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \int_0^x t^2 dt = \frac{x^3}{3}, & 0 \leq x < 1 \\ \int_0^1 t^2 dt + \int_1^x \frac{2}{3} dt = \frac{1}{3} + \frac{2}{3}(x-1), & 1 \leq x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases}$$

$$(2) F_Y(y) = P(\min(X, 1) \leq y) \\ = P(\min(X, 1) \leq y, X < 1) + P(\min(X, 1) \leq y, X \geq 1) \\ = P(X \leq y, X < 1) + P(1 \leq y, X \geq 1) \\ = \begin{cases} P(X \leq y) + 0 = 0 + 0 = 0, & y < 0 \\ P(X \leq y) + 0 = \int_0^y x^2 dx = \frac{y^3}{3}, & 0 \leq y < 1 \\ P(X < 1) + 1 \times \frac{2}{3} = \frac{1}{3} + \frac{2}{3} = 1, & y \geq 1 \end{cases}$$

$$(3) E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \\ = \int_0^1 x^3 dx + \int_1^2 \frac{2}{3} x dx = \frac{5}{4}$$

$$(4) p = P(X < 1) = \int_0^1 x^2 dx = \frac{1}{3} \\ Z \sim B(450, \frac{1}{3}), \\ \text{由中心极限定理得} \\ Z \sim N(150, 100) \\ P(Z > 160) = 1 - \Phi\left(\frac{160-150}{10}\right) \\ = 1 - \Phi(1) = 0.2420$$

五. (10分) 为了解某县粮食产量情况, 随机调查该县 64 个乡镇当年的粮食产量, 得到样本均值为 1120 吨, 样本方差 108900. 设乡粮食产量 (单位: 吨)  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2$  未知.

(1) 在显著水平 0.05 下检验假设  $H_0: \mu \leq 1000, H_1: \mu > 1000$ , 并计算相应的  $p$ -值; (2) 求  $\sigma$  的置信度为 90% 的双侧置信区间. (保留 1 位小数)

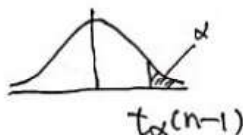
$$(1) H_0: \mu \leq \mu_0 = 1000, H_1: \mu > \mu_0$$

$$\text{取检验统计量 } t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$$

$$H_0 \text{ 的拒绝域 } t \geq t_{\alpha}(n-1)$$

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \frac{1120 - 1000}{\sqrt{108900}/\sqrt{64}} = 2.909 > t_{0.05}(63) = 1.669, \text{ 拒绝 } H_0$$

$$p_- = P(t(63) \geq 2.909) = 0.0025.$$

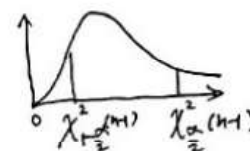


$$(2) \text{ 取检验统计量 } G = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

$$\text{设 } P(\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1) < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi^2_{\alpha/2}(n-1)) = 1-\alpha$$

$$\text{得 } \sigma^2 \text{ 的 } 1-\alpha \text{ 区间为 } \left( \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)} \right)$$

$$= \left( S \sqrt{\frac{63}{\chi^2_{0.05}(63)}}, S \sqrt{\frac{63}{\chi^2_{0.95}(63)}} \right) = (288.4, 387.5)$$



六. (15分) 设总体  $X$  的分布律为  $P(X=0)=1-p, P(X=1)=p/2, P(X=2)=p/3, P(X=3)=p/6$ ,

其中  $p \in (0, 1)$  是未知参数,  $X_1, \dots, X_n$  是总体  $X$  的简单随机样本, 设其中 “0”、“1”、“2”、“3” 出现的次数分别为  $n_0, n_1, n_2, n_3$ . (1) 求  $p$  的矩估计量  $\hat{p}_1$ , 并判断其是否为  $p$

的无偏估计, 说明理由; (2) 求  $p$  的极大似然估计量  $\hat{p}_2$ , 并判断其是否为  $p$  的无偏估计, 说明理由; (3) 分别计算这两个估计量的方差, 并比较哪个更小.

$$(1) \mu_1 = E(X) = 1 \times \frac{p}{2} + 2 \times \frac{p}{3} + 3 \times \frac{p}{6} = \frac{5p}{6}, p = \frac{2}{5}\mu_1, \hat{p}_1 = \frac{2}{5}\bar{X}.$$

$$E(\hat{p}_1) = E\left(\frac{2}{5}\bar{X}\right) = \frac{2}{5}E(\bar{X}) = \frac{2}{5}E(X) = p, \therefore \hat{p}_1 \text{ 是 } p \text{ 的无偏估计.}$$

$$(2) L(p) = (1-p)^{n_0} (p/2)^{n_1} (p/3)^{n_2} (p/6)^{n_3} = C \cdot p^{n-n_0} (1-p)^{n_0}, C \text{ 是常数}$$

$$\ln L(p) = \ln C + (n-n_0) \ln p + n_0 \ln(1-p).$$

$$\frac{d \ln L(p)}{dp} = 0 + \frac{n-n_0}{p} - \frac{n_0}{1-p} \stackrel{\Delta}{=} 0, \Rightarrow \hat{p}_2 = \frac{n-n_0}{n}.$$

$$\therefore n_0 \sim B(n, 1-p), E(\hat{p}_2) = E\left(\frac{n-n_0}{n}\right) = \frac{1}{n}(n - E(n_0)) = \frac{1}{n}(n - n(1-p)) = p.$$

$$\therefore \hat{p}_2 \text{ 也是 } p \text{ 的无偏估计.}$$

$$(3) E(X^2) = 1 \times \frac{p}{2} + 4 \times \frac{p}{3} + 9 \times \frac{p}{6} = \frac{10p}{3}.$$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{5(6-5p)p}{9}.$$

$$\text{Var}(\hat{p}_1) = \frac{9}{25} \text{Var}(\bar{X}) = \frac{9}{25n} \text{Var}(X) = \frac{1}{n} \left( \frac{6}{5}p - p^2 \right)$$

$$\text{Var}(\hat{p}_2) = \text{Var}\left(1 - \frac{n_0}{n}\right) = \text{Var}\left(\frac{n_0}{n}\right) = \frac{1}{n^2} \text{Var}(n_0) = \frac{1}{n^2} n(1-p)p = \frac{p-p^2}{n}$$

$$\text{Var}(\hat{p}_1) - \text{Var}(\hat{p}_2) = \frac{1}{n} \left( \frac{6}{5}p - p^2 \right) - \frac{p-p^2}{n} = \frac{p}{5n} > 0.$$

$$\therefore p \text{ 的极大似然估计量的方差小于矩估计量 } \hat{p}_1 \text{ 的方差.}$$