

# 浙江大学《概率论与数理统计》

## 2021-2022 学年第二学期期末考试 A 卷

注:  $\Phi(1)=0.841$ ,  $\Phi(1.645)=0.95$ ,  $\Phi(1.96)=0.975$ ,  $t_{0.16}(18)=1.03$ ,  $t_{0.05}(18)=1.73$ ,  
 $t_{0.025}(18)=2.10$ ,  $F_{0.025}(9, 9)=4.03$ ,  $F_{0.472}(9, 9)=1.05$ ,  $F_{0.975}(9, 9)=0.25$ ,  $\chi_{0.05}^2(4)=9.49$ ,  
 $\chi_{0.05}^2(3)=7.82$ ,  $\chi_{0.05}^2(2)=5.99$ .

### 一、填空题(每小格 3 分, 共 36 分)

1. 设  $A, B, C$  为三个相互独立的随机事件,  $P(A)=P(B)=P(C)=p$ , 则  $A, B, C$  至少有一个发生的概率为\_\_\_\_\_

2. 设随机变量  $X$  在区间  $(-1, 2)$  服从均匀分布, 则当  $-1 < x < 2$  时, 分布函数  $F(x)=$ \_\_\_\_\_

3. 某带大型计算机在任何长度为  $t$  (单位: 天) 时间段内故障的次数  $N_t$  服从参数为  $\frac{t}{72}$  的泊松分布, 则 72 天内至少发生 2 次故障的概率为\_\_\_\_\_. 色号从年初一开始到第一次发生故障的时间为  $T$  (天), 则当  $t > 0$  时,  $P(T > t)=$ \_\_\_\_\_,  $E(T)=$ \_\_\_\_\_.

4. 设  $(X, Y) \sim N(1, 1, 1, 1, 0.5)$ , 则  $P(X > 0)=$ \_\_\_\_\_,  $X - Y$  与  $X + Y$  是否独立? \_\_\_\_\_ (独立、不独立). 假设从总体  $(X, Y)$  抽取一个样本  $(X_i, Y_i), i=1, 2, \dots, n$ , 则  $\sum_{i=1}^n (X_i - Y_i)^2$  服从\_\_\_\_\_分

布(要求写出参数). 当  $n \rightarrow \infty$  时,  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - Y_i)^2$  依概率收敛到\_\_\_\_\_.

5. 设总体  $X \sim N(\mu, 1)$ , 从总体中抽取一个样本  $X_1, \dots, X_{16}$ , 样本均值为  $\bar{X}$ , 若置信水平等于 0.95 的  $\mu$  的置信区间为  $(\bar{X} - \delta, \bar{X} + \delta)$ , 则  $\delta=$ \_\_\_\_\_. 如果从总体中独立重复抽取 10 个容量为 16 的样本, 并计算得出 10 个置信水平等于 0.95 的  $\mu$  的置信区间, 问恰有一个区间不覆盖真值  $\mu$  的概率为\_\_\_\_\_.

二、(12 分) 假设投掷以概率  $p$  ( $\frac{1}{2} < p < 1$ ) 出现正面的非均匀硬币 2 次, 出现正面的次数记为  $X$ . 在 2 次投掷中, 每当出现正面时, 立即投掷另一枚以概率  $\frac{1}{2p}$  出现正面的硬币, 记出现的正面次数为  $Y$ .

(1) 求  $(X, Y)$  的联合分布律; (2) 分别求  $X, Y$  的边缘分布律; (3) 判断  $X, Y$  是否独立? 说明理由.

三、(14 分) 假设  $X_1, X_2, \dots, X_5$  为相互独立的随机变量,  $X_1, X_2, \dots, X_5$  都服从均值为 1 的指数分

布,  $Y$  服从  $B\left(1, \frac{1}{3}\right)$ . 记  $Z_i = X_i Y, i = 1, \dots, 5$ .

(1) 求  $W = \max(X_1, X_2, \dots, X_5)$  的分布函数和概率密度函数.

(2) 求  $M = \max(Z_1, Z_2, \dots, Z_5)$  的分布函数和  $P(M = 0)$ .

四、(14 分) 假设总体  $X$  服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mu, \sigma^2$  均为未知参数,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为从总体中抽取的一个样本.

(1) 分别求  $\mu, \sigma^2$  的极大似然估计;

(2) 求参数函数  $g(\mu, \sigma^2) = 3\mu + 4\sigma^2$  的极大似然估计  $T$ ;

(3) 求  $E(T)$ , 并判断问  $T$  是不是  $g(\mu, \sigma^2)$  的无偏估计? 是不是  $g(\mu, \sigma^2)$  的相合估计? 说明理由;

(4) 求  $Var(T)$ .

五、(14 分) 从两条糖果生产线上分别抽取容量为 10 的独立样本, 计算得 A 线与 B 线得样本均值分别为  $\bar{x}_1 = 100.55, \bar{x}_2 = 98.08$ , 样本标准差分别为  $s_1 = 5.44, s_2 = 5.31$ . 假设 A 线糖果得重量服从  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ , B 线糖果得重量服从  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ . 显著性水平为 0.05.

(1) 检验  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2, H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ . (保留 2 位小数)

(2) 假设方差相等, 检验  $H_0: \mu_1 = \mu_2, H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ . (保留 2 位小数)

(注: 要求写出检验统计量, 在  $H_0$  为真时检验统计量的分布, 检验统计量的值, 检验的拒绝域, 检验结果)

六、(10 分) 记录某城市 210 天交通事故发生情况, 数据如下:

事故数	0	1	2	3	4	5
天数	109	65	22	3	4	7

初步推荐每日发生交通事故数服从泊松分布, 用拟合优度检验推断(显著性水平为 0.05)

## 2021-2022 学年第二学期期末考试 A 卷参考答案

### 一、填空题(每小格 3 分, 共 36 分)

1. 【正解】 $1 - (1 - p)^3$

【学解】则  $A, B, C$  至少有一个发生的对立事件是:  $A, B, C$  均不发生因此,  $A, B, C$  至少有一个发生的概率为  $1 - P(\overline{A}\overline{B}\overline{C}) = 1 - P(\overline{A})P(\overline{B})P(\overline{C}) = 1 - (1 - p)^3$

【考点延伸】《概率论宝典》第一章 随机事件与概率 【知识清单】 1.4、概率的基本公式

2. 【正解】 $\frac{x+1}{3}$

【学解】分布函数  $F(x) = \frac{x+1}{3}$

【考点延伸】《考试宝典》第二章 一维随机变量及其分布 【知识清单】 2.1: 分布函数的性质.

3. 【正解】0.264

【学解】72 天发生的故障次数  $N_{72} \sim P(1)$ ,  $P(N_{72} = 0) = \frac{1^0}{0!} e^{-1} = e^{-1}$ ,  $P(N_{72} = 1) = \frac{1^1}{1!} e^{-1} = e^{-1}$ ,

72 天内至少发生 2 次故障的概率为  $1 - e^{-1} - e^{-1} = 0.264$

【考点延伸】《考试宝典》第二章 一维随机变量及其分布 【重要题型】 2.4 常见的一维随机变量及分布

4. 【正解】0.841, 独立,  $\chi^2(n)$ , 1

【学解】 $X \sim N(1, 1)$ ,  $P(X > 0) = 1 - P(X \leq 0) = 1 - \Phi\left(\frac{0-1}{1}\right) = 1 - \Phi(-1) = \Phi(1) = 0.841$

$E(X - Y) = 0$ ,  $E(X + Y) f_Y(y) = 2$ ,  $E[(X - Y)(X + Y)] = E(X^2 - Y^2) = EX^2 - EY^2 = DX + (EX)^2 - DY - (DY)^2 = 1 + 1^2 - 1 - 1^2 = 0$

$Cov[(X + Y), (X - Y)] = E[(X + Y)(X - Y)] - E(X + Y)E(X - Y) = 0$

$X - Y$  与  $X + Y$  独立

$D(X_i - Y_i) = DX + DY - 2Cov(X, Y) = 1 + 1 - 2 \times 0.5 \times 1 \times 1 = 1$ ,  $X_i - Y_i \sim N(0, 1)$

$(X_i, Y_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , 相互独立, 因此  $\sum_{i=1}^n (X_i - Y_i)^2 \sim \chi^2(n)$

样本均值依概率收敛到总体均值, 因此  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - Y_i)^2$  依概率收敛到 1

【考点延伸】《考试宝典》第四章 随机变量的数字特征 【知识清单】 4.1 数学期望 4.2 方差

5. 【正解】0.49, 0.315

二、【学解】(1) 求 $(X, Y)$ 的联合分布如下:

Y \ X	0	1	2
0	$(1-p)^2$	$(1-p)(2p-1)$	$\frac{(2p-1)^2}{4}$
1	0	$1-p$	$p - \frac{1}{2}$
2	0	0	$\frac{1}{4}$

(2)  $X \sim B(2, p), P(X=0) = (1-p)^2, P(X=1) = 2p(1-p), P(X=2) = p^2$

$$P(Y) = (1-p)^2 + p(1-p)(2p-1) + \left(p - \frac{1}{2}\right)^2 = \frac{1}{4}, \quad P(Y=1) = 1-p + p - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$P(Y=2) = \frac{1}{4}$$

(3) 不独立, 因为  $P(X=0, Y=1) \neq P(X=0) \cdot P(Y=1)$

【考点延伸】《考试宝典》第三章 多维随机变量及其分布【重要题型】1: 离散型二维随机变量及其分布律

三、【学解】(1) 当  $x \geq 0$  时,  $P(W \leq x) = P(\max(X_1, X_2, \dots, X_5) \leq x) = [P(X \leq x)]^5 = [1 - e^{-x}]^5$

$$W \text{ 的分布函数 } F_W(x) = \begin{cases} [1 - e^{-x}]^5, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

$$W \text{ 的概率密度函数 } f_W(x) = \begin{cases} 5e^{-x}[1 - e^{-x}]^4, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

(2)  $P(M=0) = \left(\frac{2}{3}\right)^5, \quad P(M=1) = 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^5$

4 让学习简单点

$$M \text{ 的分布函数 } F_M(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \left(\frac{2}{3}\right)^5, & 0 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

【考点延伸】《考试宝典》第二章 一维随机变量及其分布【重要题型】4: 连续型随机变量函数的概率分布.

四、【学解】(1)  $X$  的概率密度函数  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$

$$\text{似然函数 } L(\mu, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left\{-\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\text{对数似然函数 } \ln[L(\mu, \sigma^2)] = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}$$

令偏导数等于 0

$$\frac{\partial \ln[L(\mu, \sigma^2)]}{\partial \mu} = -2 \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)}{2\sigma^2} = 0, \quad \mu \text{ 的极大似然估计 } \hat{\mu} = \bar{X}$$

$$\frac{\partial \ln[L(\mu, \sigma^2)]}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} - \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^4}, \quad \sigma^2 \text{ 的极大似然估计 } \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$(2) \text{ 参数函数 } g(\mu, \sigma^2) = 3\mu + 4\sigma^2 \text{ 的极大似然估计 } T = 3\bar{X} + \frac{4}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$(3) E\hat{\sigma}^2 = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \frac{n-1}{n} E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \frac{n-1}{n} \sigma^2$$

$$ET = 3\mu + \frac{4(n-1)}{n} \sigma^2, \quad T \text{ 不是 } g(\mu, \sigma^2) \text{ 的无偏估计}$$

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \{T - (3\mu + 4\sigma^2)\} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ 3\bar{X} + \frac{4}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 - (3\mu + 4\sigma^2) \right\} \\ &= 3 \lim_{n \rightarrow \infty} \{\bar{X} - \mu\} + 4 \lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 - \sigma^2 \right\} \\ &= 0 \end{aligned}$$

$T$  是  $g(\mu, \sigma^2)$  的相合估计

(4)

$$\text{Var}(T) = \text{Var}\left(3\bar{X} + \frac{4}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = 3D\bar{X} + D\left(\frac{4}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = \frac{3\mu}{n} + \frac{16}{n^2} D\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right]$$

$$\text{由于 } \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1), D\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2}\right] = 2(n-1), D\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = 2(n-1)\sigma^4,$$

$$\text{因此 } \text{Var}(T) = \frac{3\mu}{n} + \frac{32(n-1)}{n^2} \sigma^4$$

【考点延伸】《考试宝典》第七章 点估计 【重要题型】2: 极大似然估计.

$$\text{五、【学解】(1) 检验统计量 } F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(n-1, n-1)$$

当检验统计量的观测值  $f > F_{0.025}(n-1, n-1)$  或  $f < F_{0.975}(n-1, n-1)$  时拒绝原假设

$$\text{即拒绝域为 } W = \left\{ f > 4.03 \text{ 或 } f < \frac{1}{4.03} \right\}, \text{ 计算检验统计量的观测值 } f = \frac{5.44^2}{5.31^2} = 1.05 \text{ 不属于 } W,$$

因此接受原假设

$$(2) \text{ 方差相等时, 检验统计量 } T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}} \sqrt{n} \sim t(2n-2)$$

当检验统计量的观测值  $t > t_{0.25}(2n-2)$  或  $t < -t_{0.25}(2n-2)$  时拒绝原假设

即拒绝域  $W' = \{ |t| > 2.10 \text{ 或 } t < -2.1 \}$ ,

$$\text{计算检验统计量的观测值 } t = \frac{100.55 - 98.08}{\sqrt{5.44^2 + 5.31^2}} \times \sqrt{10} = 1.03 \text{ 不属于 } W', \text{ 因此接受原假设}$$

【考点延伸】《考试宝典》第九章 假设检验 【重要题型】题型 3: 假设检验.

六、【学解】用  $\lambda$  的极大似然估计值代替近似  $\lambda$ ,

$$\hat{\lambda} = \frac{0 \times 109 + 1 \times 65 + 2 \times 22 + 3 \times 3 + 4 \times 4 + 5 \times 7}{210} = 0.8$$

$H_0$ : 每日发生交通事故数  $X$  服从  $P(0.8)$

在原假设成立时,

$$= 3 \lim_{n \rightarrow \infty} \{X - \mu\} + 4 \lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - X) - \sigma^2 \right\}$$

$$= 0$$

$T$  是  $g(\mu, \sigma^2)$  的相合估计

(4)

$$\text{Var}(T) = \text{Var}\left(3\bar{X} + \frac{4}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = 3D\bar{X} + D\left(\frac{4}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = \frac{3\mu}{n} + \frac{16}{n^2} D\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right]$$

学解出品 5

$$\text{由于 } \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1), D\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2}\right] = 2(n-1), D\left[\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = 2(n-1)\sigma^4,$$

$$\text{因此 } \text{Var}(T) = \frac{3\mu}{n} + \frac{32(n-1)}{n^2} \sigma^4$$

【考点延伸】《考试宝典》第七章 点估计 【重要题型】2: 极大似然估计.

五、【学解】(1) 检验统计量  $F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(n-1, n-1)$

当检验统计量的观测值  $f > F_{0.025}(n-1, n-1)$  或  $f < F_{0.975}(n-1, n-1)$  时拒绝原假设

即拒绝域为  $W = \left\{ f \mid f > 4.03 \text{ 或 } f < \frac{1}{4.03} \right\}$ , 计算检验统计量的观测值  $f = \frac{5.44^2}{5.31^2} = 1.05$  不属于  $W$ ,

因此接受原假设

(2) 方差相等时, 检验统计量  $T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_1^2 + S_2^2}} \sqrt{n} \sim t(2n-2)$

当检验统计量的观测值  $t > t_{0.25}(2n-2)$  或  $t < -t_{0.25}(2n-2)$  时拒绝原假设

即拒绝域  $W' = \{t \mid t > 2.10 \text{ 或 } t < -2.1\}$ ,

计算检验统计量的观测值  $t = \frac{100.55 - 98.08}{\sqrt{5.44^2 + 5.31^2}} \times \sqrt{10} = 1.03$  不属于  $W'$ , 因此接受原假设

【考点延伸】《考试宝典》第九章 假设检验 【重要题型】题型 3: 假设检验.

六、【学解】用  $\lambda$  的极大似然估计值代替近似  $\lambda$ ,

$$\hat{\lambda} = \frac{0 \times 109 + 1 \times 65 + 2 \times 22 + 3 \times 3 + 4 \times 4 + 5 \times 7}{210} = 0.8$$

$H_0$ : 每日发生交通事故数  $X$  服从  $P(0.8)$

在原假设成立时,

$$P(X=0) = \frac{0.8^0}{0!} e^{-0.8} = 0.45, P(X=1) = \frac{0.8^1}{1!} e^{-0.8} = 0.36, P(X=2) = \frac{0.8^2}{2!} e^{-0.8} = 0.14$$

$$P(X \geq 3) = 1 - 0.45 - 0.36 - 0.14 = 0.05,$$

$$\chi^2 = \frac{(109 - 0.45 \times 210)^2}{0.45 \times 210} + \frac{(65 - 0.35 \times 210)^2}{0.35 \times 210} + \frac{(22 - 0.14 \times 210)^2}{0.14 \times 210} + \frac{(14 - 0.05 \times 210)^2}{0.05 \times 210} = 6.24$$

拒绝域  $\{\chi^2 \mid \chi^2 > \chi_{0.05}^2(2) = 9.49\}$ ,  $\chi^2 = 6.24$  不属于  $W$ , 因此接受原假设, 认为每日发生交通事故

数  $X$  服从泊松分布

【考点延伸】《考试宝典》第九章 假设检验 【重要题型】题型 3: 假设检验.