

南京邮电大学 2018/2019 学年第 2 学期

《 概率统计和随机过程 》过程化管理（第二次 A）考试答案

1. 设随机变量 $X \sim B(400, 0.8)$, 用中心极限定理, 计算 $P(X \leq 320) \approx \underline{0.5}$

2. 设随机变量 $X \sim U(-1, 1)$, 用切比雪夫不等式, $P(|X| > \varepsilon) \leq \underline{\frac{1}{3\varepsilon^2}}$

3. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则样本容量为 n 的 (σ^2 已知) 总体均值 μ 的置信水平为

$1 - \alpha$ 的单侧置信上限 $\underline{\bar{\mu} = \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_\alpha}$

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, μ, σ^2 已知, 则 $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \underline{\chi^2(n)}$

5. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 未知, 设 $H_0: \mu \leq \mu_0$ $H_1: \mu > \mu_0$ 则检验统

计量是 $\underline{t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}}$, 拒绝域是 $\underline{t \geq t_\alpha(n-1)}$

6. 设总体 $X \sim \pi(\lambda)$, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 求 a 的值, 使 $\hat{\lambda} = a\bar{X} + (2-3a)S^2$ 是参数 λ 的无偏估计量。

解: $\because X \sim \pi(\lambda) \therefore E(X) = \lambda, D(X) = \lambda$ 从而得 $E(\bar{X}) = \lambda, E(S^2) = D(X) = \lambda$

$E(\hat{\lambda}) = E(a\bar{X}) + (2-3a)E(S^2) = [a + (2-3a)]\lambda = \lambda \therefore \underline{a = \frac{1}{2}}$ 。

7. 设总体 X 的概率分布为 $\begin{array}{c|ccc} X & 1 & 2 & 3 \\ \hline p & \theta & \theta & 1-2\theta \end{array}$, 其中 θ 是未知参数, 对 X 的样本值为 2, 1, 3, 2, 1, 3, 求 θ 的矩估计值与最大似然估计值。

解: (1) $E(X) = 1 \times \theta + 2 \times \theta + 3 \times (1-2\theta) = 3-3\theta, \bar{X} = 2$, 令 $E(X) = \bar{X}$ 得 $\underline{\theta = \frac{1}{3}}$

令 $E(X) = \bar{X}$, 得 θ 的矩估计值: $\underline{\theta = \frac{1}{3}}$

(2)似然函数 $L(\theta) = \theta \cdot \theta \cdot (1-2\theta) \cdot \theta \cdot \theta \cdot (1-2\theta) = \theta^4(1-2\theta)^2$

对数似然函数 $\ln L(\theta) = \theta \cdot \theta \cdot (1-2\theta) \cdot \theta \cdot \theta \cdot (1-2\theta) = 4\ln \theta + 2\ln(1-2\theta)$

似然方程 $\frac{d[\ln L(\theta)]}{d\theta} = 4\frac{1}{\theta} + 2\frac{-2}{1-2\theta} = 0$, 得 θ 的最大似然估计值: $\theta = \frac{1}{3}$ 。

8. 设 X_1, X_2, \dots, X_5 是来自 $X \sim N(0, 1)$ 的简单随机样本, 试求常数 b , 使得

$$Y = b \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{X_3^2 + X_4^2 + X_5^2}} \sim t(3)。$$

解: $\because X_1, X_2 \sim N(0, 1) \therefore X_1 + X_2 \sim N(0, 2) \Rightarrow \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$

$$\because X_3, X_4, X_5 \sim N(0, 1) \therefore X_3^2 + X_4^2 + X_5^2 \sim \chi^2(3)$$

$$\therefore Y = \frac{\frac{X_1 + X_2}{\sqrt{2}}}{\sqrt{(X_3^2 + X_4^2 + X_5^2)/3}} \sim t(3), \therefore b = \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{2}} = \frac{\sqrt{6}}{2}$$

9. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\sigma^2 = 0.05$, 抽取样本容量为 6 的样本, 计算得 $\bar{x} = 15.06$ 。

求 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间。

$$(z_{0.05} = 1.645, z_{0.025} = 1.96, t_{0.05}(5) = 2.015, t_{0.025}(5) = 2.5706)$$

解: 因为 $\sigma^2 = 0.05$ 已知, 且 $1 - \alpha = 0.95, \alpha = 0.05, \frac{\alpha}{2} = 0.025$

所以 μ 的置信水平为 0.95 的置信区间为 $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{0.025})$ 。

又 $\because \bar{x} = 15.06, z_{0.025} = 1.96 \therefore \mu$ 的置信水平为 0.95 的置信区间为 **(14.88, 15.24)**。

10. 已知某切割机在正常工作时, 切割每段金属棒的平均长度为 10.5, 标准差为 0.15, 抽取 15 段金属棒, 测得 $\bar{x} = 10.48, s^2 = 0.056$, 在显著水平 $\alpha = 0.05$ 下, 问该机切割金属棒长度的标准差有无显著变化?

$$(\chi_{0.975}^2(14) = 5.629, \chi_{0.025}^2(14) = 26.119, \chi_{0.95}^2(14) = 6.571, \chi_{0.05}^2(14) = 31.319)$$

解: 设 $H_0: \sigma = 0.15$ $H_1: \sigma \neq 0.15$ 即 $H_0: \sigma^2 = 0.15^2$ $H_1: \sigma^2 \neq 0.15^2$

检验统计量是 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1)$,

拒绝域是 $\chi^2 \geq \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \cup \chi^2 \leq \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$

$$\text{计算 } \chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{14 \times 0.056}{0.15^2} = 34.84 ,$$

$$\because \alpha = 0.05 \therefore \frac{\alpha}{2} = 0.025, 1 - \frac{\alpha}{2} = 0.975, n = 14, \chi_{0.975}^2(14) = 5.629, \chi_{0.025}^2(14) = 26.119$$

$$\because 34.84 > 26.119 \therefore \text{拒绝 } H_0$$

即该机切割金属棒长度的标准差有显著变化。

南京邮电大学 2018/2019 学年第 2 学期

《 概率统计和随机过程 》过程化管理（第二次 B）考试答案

1. 设 $X \sim B(100, 0.02)$, 用中心极限定理, 计算 $P\{X \leq 2\} \approx \underline{0.5}$

2. 设随机变量 X 服从参数为 0.5 的指数分布, 则 $P\{|X - 2| \geq 4\} \leq \underline{\frac{1}{4}}$

3. 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 设 $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$ 则

检验统计量是 $\underline{\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1)}$, 拒绝域是 $\underline{\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n-1)}$

4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本 (μ 未知, σ^2 已知), 则

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sim \underline{\chi^2(n-1)}$$

5. 总体 $X \sim B(n, p)$, X_1, X_2, \dots, X_{16} 是来自总体 X 的样本, 求 $D(\bar{X}) = \underline{\frac{np(1-p)}{16}}$ 。

6. 设 X_1, X_2, X_3, X_4 是来自正态总体 $X \sim N(0, 1)$ 的样本, 试求出常数 b 的值,

使得 $Y = \frac{1}{5}(X_1 - 2X_2)^2 + b(3X_3 - 4X_4)^2 \sim \chi^2(2)$ 。

解: $\because X_3, X_4 \sim N(0, 1) \therefore E(X_3) = E(X_4) = 0, D(X_3) = D(X_4) = 1$

因为 $E[\sqrt{b}(3X_3 - 4X_4)] = 0, D[\sqrt{b}(3X_3 - 4X_4)] = b[3^2 D(X_3) + (-4)^2 D(X_4)] = 25b$

要 $b(3X_3 - 4X_4)^2 \sim \chi^2(1)$, 则 $\sqrt{b}(3X_3 - 4X_4) \sim N(0, 1)$ 从而可得: $b = \underline{\frac{1}{25}}$

7. 设 X_1, X_2, X_3 是来自 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,

$$\mu_1 = \frac{1}{5}X_1 + \frac{3}{10}X_2 + \frac{1}{2}X_3, \mu_2 = \frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{5}{12}X_3,$$

试证明 μ_1, μ_2 都是参数 μ 的无偏估计量, 并比较哪一个更有效。

解: $\because E(\mu_1) = E[\frac{1}{5}X_1 + \frac{3}{10}X_2 + \frac{1}{2}X_3] = (\frac{1}{5} + \frac{3}{10} + \frac{1}{2})\mu = \mu,$

$E(\mu_2) = E[\frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{5}{12}X_3] = [\frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{5}{12}]\mu = \mu,$

$\therefore \mu_1, \mu_2$ 都是参数 μ 的无偏估计量

$D(\mu_1) = D(\mu_1) = D[\frac{1}{5}X_1 + \frac{3}{10}X_2 + \frac{1}{2}X_3] = [(\frac{1}{5})^2 + (\frac{3}{10})^2 + (\frac{1}{2})^2]\sigma^2 = \frac{19}{50}\sigma^2$

$D(\mu_2) = D[\frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{5}{12}X_3] = [(\frac{1}{3})^2 + (\frac{1}{4})^2 + (\frac{5}{12})^2]\sigma^2 = \frac{25}{72}\sigma^2$

$\therefore D(\mu_2) = \frac{25}{72}\sigma^2 < D(\mu_1) = \frac{19}{50}\sigma^2 \therefore \mu_2 \text{ 比 } \mu_1 \text{ 更有效。}$

8. 设总体 X 的概率密度为 $f(x; \theta) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$, 其中未知参数 $\theta > -1$,

求 θ 的矩估计量与最大似然估计量。

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

令 $E(X) = \bar{X}$, 得 θ 的矩估计量 $\theta = \frac{2\bar{X}-1}{1-\bar{X}}$

(2) 似然函数 $L(\theta) = (\theta+1)^n \prod_{i=1}^n x_i^\theta \quad (0 < x_i < 1)$

对数似然函数 $\ln L(\theta) = n \ln(\theta+1) + \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i$

似然方程 $\frac{d[\ln L(\theta)]}{d\theta} = n \frac{1}{\theta+1} + \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0$, 得最大似然估计量 $\theta = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}$ 。

9. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 抽取样本容量为 11 的样本, 计算得 $\bar{x} = 15.06$, $s^2 = 0.523$. 求 σ^2 的置信水平为 0.90 的置信区间。

($\chi_{0.05}^2(10) = 18.307$, $\chi_{0.95}^2(10) = 3.940$, $\chi_{0.01}^2(10) = 15.987$, $\chi_{0.90}^2(10) = 4.865$)

解: 因为 $1-\alpha=0.90, \alpha=0.10, \frac{\alpha}{2}=0.05, 1-\frac{\alpha}{2}=0.95, n=11, \bar{x}=15.06, s^2=0.523$

所以 σ^2 的置信水平为0.90的置信区间为 $(\frac{10 \times 0.523}{\chi_{0.05}^2(10)}, \frac{10 \times 0.523}{\chi_{0.95}^2(10)})$ 。

即 σ^2 的置信水平为0.90的置信区间为 $(0.286, 1.327)$ 。

10. 已知某厂生产的灯泡寿命 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 未知, 现抽取16只灯泡的样本, 测得 $\bar{x} = 1800$, $s = 400$, 在显著水平 $\alpha = 0.01$ 下, 能否认为这批灯光的平均寿命为2000小时? ($t_{0.01}(15) = 2.60, t_{0.005}(15) = 2.95, \chi_{0.05}^2(15) = 24.996, \chi_{0.025}^2(15) = 27.488$)

解: 设 $H_0: \mu = 2000$ $H_1: \mu \neq 2000$

检验统计量是 $t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s / \sqrt{n}}$, 拒绝域是 $|t| \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$

$$\text{计算 } |t| = \left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} \right| = \left| \frac{1800 - 2000}{400 / \sqrt{16}} \right| = 2$$

$$\because \alpha = 0.01 \therefore \frac{\alpha}{2} = 0.005, t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) = t_{0.005}(15) = 2.95$$

$\because 2 < 2.95 \therefore$ 接受 H_0

即可以认为这批灯光的平均寿命为2000小时。