

华东理工大学 2010 - 2011 学年第一学期

研究生《数理统计》课程期末考试试卷 2011. 01

开课学院：理学院， 考试形式：闭卷， 所需时间 120 分钟

考生姓名：_____ 学号：_____ 学院_____ 任课教师 朱坤平

题序	一	二	三	四	五	六	七	总分
得分								
评卷人								

附表 $\chi_{0.025}^2(8) = 2.180$, $\chi_{0.975}^2(8) = 17.535$, $\chi_{0.95}^2(3) = 7.815$, $\chi_{0.95}^2(1) = 3.841$

$$t_{0.975}(3) = 3.1824, \quad t_{0.975}(8) = 2.306, \quad t_{0.975}(4) = 2.776$$

$$F_{0.95}(3, 12) = 3.49 \quad F_{0.975}(2, 9) = 5.71 \quad F_{0.95}(2, 9) = 4.26$$

一. 选择题（每小题 4 分，共 36 分）

1. 设总体的期望 μ 和方差 σ^2 均未知，从总体中抽取了一个容量为 n 的样本

(X_1, X_2, \dots, X_n) ，则下述选项中可以作为总体的期望 μ 和方差 σ^2 的无偏估计量的选项是（ A ）

(A) X_1 和 $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ (B) \bar{X} 和 $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2$

(C) \bar{X} 和 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$ (D) \bar{X} 和 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$

2. 5 名评委对某歌手的打分分别是：63, 65, 70, 71, 95, 根据打分，代表该歌手水平最合理的指标应是这些分值的（ B ）。

(A) 均值； (B) 中值； (C) 方差； (D) 众数

3. 设总体期望为 μ ，方差为 σ_0^2 ， (X_1, X_2, \dots, X_n) 为总体的一个容量为 n 的样本， \bar{X} 为样本均值，则（ D ）。

(A) 当 n 充分大时， \bar{X} 近似服从正态分布 $N(\mu, \sigma_0^2)$ ；

(B) 当 n 充分大时， \bar{X} 的取值收敛于总体期望 μ ；

(C) 因总体分布未知, 无论 n 多大, \bar{X} 都未必可视为服从正态分布;

(D) 当 n 充分大时, \bar{X} 近似服从正态分布 $N(\mu, \sigma_0^2/n)$

4. 设总体 $\xi \sim N(1, 2^2)$, $(X_1, X_2, \dots, X_{10})$ 是 ξ 的样本,

$Y = (X_1 - 1)^2 + (X_2 - 1)^2 + \dots + (X_{10} - 1)^2$, 则下述选项正确的是 (C).

(A) $Y \sim \chi^2(10)$;

(B) $Y \sim N(10, 40)$;

(C) $\frac{Y}{4} \sim \chi^2(10)$;

(D) $\frac{Y}{2} \sim \chi^2(10)$

5. 不考虑交互作用的正交试验, 若问题中有 4 个因子, 每个因子都是 2 个水平, 应选取的正交表是 (B).

(A) $L_4(2^3)$;

(B) $L_8(2^7)$;

(C) $L_9(3^4)$;

(D) $L_{16}(2^{15})$

6. 设总体 $\xi \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, 其中 σ_0^2 已知, (X_1, X_2, \dots, X_n) 是 ξ 的样本, 总体期望

μ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间的长度记为 L , 则错误的选项是 (C)。

(A) L 与样本容量 n 有关;

(B) L 与置信水平 $1 - \alpha$ 有关;

(C) L 与样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的取值有关;

(D) L 与总体方差 σ_0^2 有关.

7. 显著性水平 α 下的某假设检验, 原假设 H_0 , 则 (A).

(A) 犯第一类错误的概率一定不超过 α ;

(B) 犯第二类错误的概率一定为 $1 - \alpha$;

(C) 犯第一类错误的概率一定为 α ;

(D) 要么犯第一类错误, 要么犯第二类错误, 二者必居其一

8. 多元线性回归模型 $Y = X\beta + e$, 其中 $e \sim N(0, \sigma^2 I)$, 关于 β 的最小二乘估计 $\hat{\beta}$, 下述错误的选项是 (C)。

(A) $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$

(B) $E(\hat{\beta}) = \beta$

(C) $\hat{\beta} \sim N(\beta, \sigma^2 I)$

(D) $\hat{\beta}$ 与残差平方和 SS_e 相互独立

9. 根据变元的 n 组观测值来求 m 元线性回归的复相关系数, 下述选项正确的是 (A)

(A) $R = \sqrt{\frac{SS_R}{SS_T}}$

(B) $R = \sqrt{\frac{SS_e}{n-2}}$

(C) $R = \sqrt{\frac{SS_e}{n-m-1}}$

(D) $R = \sqrt{1 - \frac{SS_R}{SS_T}}$

二. (本题 10 分) 立邦牌油漆的干燥时间 $\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$, 随机抽取 9 个样品, 测得干燥时间 (单位: 小时) 的样本均值为 6.2, 修正样本标准差为 0.6928, 分别求 μ, σ^2 的置信水平为 95% 的置信区间。

解: (1) μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间为:

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

$$= [6.2 - 2.306 * 0.6928 / 3, 6.2 + 2.306 * 0.6928 / 3] = [5.6675, 6.7325]$$

(2) 由样本数据得到 $n=9$, $s_{n-1}^2 = 0.48$, 对于 $\alpha=0.05$, 自由度为 8, 有

$$\chi_{0.025}^2(8) = 2.180, \quad \chi_{0.975}^2(8) = 17.535, \quad \text{所以}$$

$$\frac{(n-1)S_{n-1}^2}{\chi_{0.975}^2(n-1)} = \frac{8 \times 0.48}{17.535} = 0.2190; \quad \frac{(n-1)S_{n-1}^2}{\chi_{0.025}^2(n-1)} = \frac{8 \times 0.48}{2.180} = 1.7615$$

故 σ^2 的 95% 的置信区间为 [0.2190, 1.7615]

三. (本题 10 分) 设 (X_1, \dots, X_n) 是取自总体 ξ 的一个简单随机样本 ξ 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} e^{-(x-\theta)}, & x \geq \theta \\ 0, & x < \theta \end{cases} \quad \text{其中 } \theta > 0 \text{ 为未知参数,}$$

(1) 求 θ 的矩法估计量 $\hat{\theta}$, 并说明 $\hat{\theta}$ 是否为 θ 的无偏估计?

(2) 求 θ 的极大似然估计.

解: (1) 先计算 $E\xi = \int_{\theta}^{+\infty} x e^{-(x-\theta)} dx = (-x e^{-(x-\theta)}) \Big|_{\theta}^{+\infty} + \int_{\theta}^{+\infty} e^{-(x-\theta)} dx = \theta + 1$

由于 $E\xi = \bar{X}$, 得到 $\hat{\theta} = \bar{X} - 1$

因 $E\hat{\theta} = E(\bar{X} - 1) = E\bar{X} - 1 = E\xi - 1 = (\theta + 1) - 1 = \theta$, 故 $\hat{\theta} = \bar{X} - 1$ 是 θ 无偏估计。

(2) 对于一组观测值 (x_1, x_2, \dots, x_n) , 设 $x_1, \dots, x_n \geq \theta$, 此时似然函数

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i) = \prod_{i=1}^n (e^{-(x_i-\theta)})$$

两边取对数, 得对数似然函数 $\ln L(\theta) = -\sum_{i=1}^n x_i + n\theta$

分别关于 θ 求导, 可得 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = n > 0$ $\ln L(\theta)$ 关于 θ 严格单调递增, 所以 $\ln L(\theta)$ 的

极大值应在 θ 取值的右面的边界点上取到, 故极大似然估计为 $\hat{\theta} = \min_{1 \leq i \leq n} x_i$,

四. (本题 10 分) 对某种合金材料的熔点作了四次测试, 根据 4 次的测试数据算得样本均值为 $\bar{X} = 1267$ (度), 修正样本标准差 $S^* = 3.65$ (度). 设合金材料的熔点服从正态分布, 在显著性水平 $\alpha = 5\%$ 下:

- (1) 能否认为该种合金的熔点符合厂家所公布的 1260 度?
- (2) 能否认为该种合金熔点的标准差不超过 2 度?

解: 由样本得 $\bar{X} = 1267$,

- (1) 要检验的假设为 $H_0: \mu = 1260, H_1: \mu \neq 1260$

$$\text{检验用的统计量 } T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S^* / \sqrt{n}} \sim t(n-1),$$

$$\text{拒绝域为 } |T| \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) = t_{0.975}(3) = 3.1824.$$

$$|T| = \frac{1267 - 1260}{3.65 / \sqrt{4}} = 3.836 > 3.1824, \text{ 落在拒绝域内,}$$

故拒绝原假设 H_0 , 即不能认为结果符合公布的数字 1260°C.

- (2) 要检验的假设为 $H_0: \sigma \leq 2, H_1: \sigma > 2$

$$\text{检验用的统计量 } \chi^2 = \frac{(n-1)S^{*2}}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1),$$

$$\text{拒绝域 } \chi^2 > \chi_{1-\alpha}^2(n-1) = \chi_{0.95}^2(3) = 7.815$$

$\chi^2 = 40/4 = 10 > 7.815$, 落在拒绝域内, 故拒绝原假设 H_0 , 即不能认为测定值的标准差不超过 2°C.

五. (本题 10 分) 把一枚硬币连抛 100 次, 结果出现了 40 次正面向上, 60 次反面向上, 在显著性水平 $\alpha = 5\%$ 下, 能否认为这枚硬币是均匀的?

解: 假设硬币是均匀的, 令 $X=0$ 表示反面向上, 否则, $X=1$, 即:

$$H_0: X \sim \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0.5 & 0.5 \end{bmatrix}$$

$$\chi^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^r \frac{n_k^2}{p_k} - n \sim \chi^2(r-1); \quad \chi^2 = \frac{1}{100} \left(\frac{60^2}{0.5} + \frac{40^2}{0.5} \right) - 100 = 4$$

$\chi^2 = 4 > \chi_{1-\alpha}^2(r-1) = 3.841$, 故拒绝原假设, 认为该硬币不均匀.

六. (本题 14 分) 抽查 6 家企业, 根据产量 x_i (台) 与单位成本 y_i (万元)的统计数据得:

$$\sum x_i = 360, \quad \sum x_i^2 = 25000, \quad \sum y_i = 55, \quad \sum y_i^2 = 565, \quad \sum x_i y_i = 2860$$

(1) 求单位成本与产量的相关系数;

(2) 求单位成本关于产量的回归方程;

(3) 求线性回归的残差平方和 SS_e 及估计的标准差 $\hat{\sigma}$;

(4) 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下检验单位成本与产量是否有线性相关关系.

解: 1) $\bar{x} = 60, \quad \bar{y} = 9.1667, \quad L_{xx} = \sum x_i^2 - n\bar{x}^2 = 3400,$

$$L_{yy} = 60.8333 \quad L_{xy} = \sum x_i y_i - n\bar{x} \bar{y} = -440,$$

$$r = \frac{L_{xy}}{\sqrt{L_{xx}L_{yy}}} = -0.9675$$

$$2) \quad y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma)$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{L_{xy}}{L_{xx}} = -0.1294,$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} = 16.931$$

$$\text{回归方程为 } y = 16.931 - 0.1294x$$

$$3) \quad SS_e = L_{yy} - \hat{\beta}_1 L_{xy} = 3.8973$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{SS_e}{n-2}} = 0.9871$$

$$4) \quad H_0: \beta_1 = 0$$

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{\hat{\sigma}} \sqrt{L_{xx}} \sim t(n-2)$$

$$T = \frac{-0.1294 - 0}{0.9871} \sqrt{3400} = -7.6439$$

$$|T| > t_{0.975}(4) = 2.7764$$

故拒绝原假设, 即认为单位成本与产量有统计的线性相关关系.

七. (本题 10 分) 为了研究一天中的不同工作时间对工作效率的影响, 随机抽取 12 人, 等分成三组, A 组做早班, B 组做晚班, C 组做夜班, 分别记录他们完成同一种工作的完工时间, 数据如下:

组别	完工时间			
A 早班	5.2	5.6	5.8	5.4
B 晚班	5.4	4.9	6.1	6.6
C 夜班	6.1	5.8	5.9	7.2

试利用方差分析的方法, 在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下分析不同的班次对工作效率是否有显著性影响?

解: 方差分析的前提是: 假设不同班次的完工时间服从正态分布, 且方差

相等, 即 $\xi_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$, $i=1, 2, 3$.

检验班次对工作效率是否有影响, 相当于检验: $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$

方差分析: 单因素方差分析

SUMMARY

组	计数	求和	平均	方差
行 1	4	22	5.5	0.066667
行 2	4	23	5.75	0.563333
行 3	4	25	6.25	0.416667

方差分析

差异源	SS	df	MS	F	F crit
组间	1.166667	2	0.583333	1.671975	4.256492
组内	3.14	9	0.348889		
总计	4.306667	11			

$F < F_{crit} = 4.26$, 故 接受原假设, 即在显著性水平 0.05 下认为不同的班次对工作效率无显著性影响.