

东北大学研究生院《应用数理统计》试卷 (2005 秋)

班级 _____ 姓名 _____ 学号 _____

注: $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

$S^2 = \frac{n}{n-1} s^2$

$X_1, X_2 \sim (0, 2)^{0.3}$

一、填空题 (每小题 4 分, 共 20 分)

1. 设总体 $X \sim (0, 1)$, X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 为来自于总体容量为 5 的样本, 则常数 C 为 _____

时, 统计量 $\frac{C(X_1 + X_2)}{\sqrt{X_1^2 + X_2^2 + X_3^2}}$ 服从 t 分布, 且自由度为 _____

2. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自正态母体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, 若 $C \sum_{i=1}^n (X_{ni} - \bar{X})^2$ 为 σ^2 的无偏估计, 则

3. 设有 r 个母体 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$ ($i=1, 2, \dots, r$), 分别取得样本 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in_i}$ ($i=1, 2, \dots, r$), 则

4. 从一批某种型号电子管中抽出容量为 10 的样本, 计算得样本标准差 $S=45$ (小时). 设该批电子管寿命服从

从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 则 σ 的置信概率为 95% 的置信上限为 _____

5. 对某正态母体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的均值 μ 进行假设检验, $H_0: \mu=900$; $H_1: \mu > 900$. 已知 $\sigma=300$, 取样本容

量为 25, H_0 的接受域为 $\bar{X} \in (-\infty, 995)$. 若 $\mu=900$ 不正确, $\mu=1070$ 正确, 则犯第二类错误的概率为 _____

(10 分) 设总体 X 的分布密度为 $f(x, \theta) = \begin{cases} e^{-x-\theta}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$. 抽取容量为 n 的样本 X_1, X_2, \dots, X_n .

求 θ 的矩估计量; 2. 求 θ 的最大似然估计.

(10 分) 设有一大批产品, 从中任取 100 件, 经检验有正品 92 件, 据此, 能不能说这批产品的正品率高

于 90% ($\alpha=0.05$). $2.9 \pm 5.3\%$

四、(10 分) 一实验室里有一批伏特计, 它们常被轮流用来测量电压. 现在取 4 只, 每只伏特计用来测量电

压为 100 伏的恒定电动势各 5 次, 得下列结果:

伏特计	测定值
A	100.9, 101.1, 100.8, 100.9, 100.4
B	100.2, 100.9, 101.0, 100.6, 100.3
C	100.8, 100.7, 100.7, 100.4, 100.0
D	100.4, 100.1, 100.3, 100.2, 100.0

问这几只伏特计之间有无显著差异 ($\alpha=0.05$)?

五、(10 分) 在公路上某处 50 分钟之内, 记录每 15 秒路过汽车的辆数, 得到数据如下:

辆数	0	1	2	3	4	≥ 5
频数	92	68	28	11	1	0

试问这个分布能否作为泊松分布 ($\alpha=0.05$)?

$\chi^2 = 2.16$

$\chi_{0.05}^2(3) = 7.815$

$n=200; m=6=k, l=1;$

$P_i: p_1 = e^{-\lambda}, p_2 = \lambda e^{-\lambda}, p_3 = \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda}, p_4 = \frac{\lambda^3}{6} e^{-\lambda}, p_5 = \frac{\lambda^4}{24} e^{-\lambda}, p_6 = \frac{\lambda^5}{120} e^{-\lambda}$

$= e^{-0.8} = 0.4493$

$\chi_{0.05}^2(n-k-1) = \chi_{0.05}^2(6-1-1) = \chi_{0.05}^2(4) = 9.488$

六、(12分) 下表列出在不同质量下6根弹簧的长度:

质量 x (克)	5	10	15	20	25	30
长度 y (厘米)	7.25	8.12	8.95	9.90	10.9	11.8

设 $y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$, ε_i 相互独立且均服从分布 $N(0, \sigma^2)$.

1. 写出经验回归直线方程;

2. 计算剩余方差 σ^2 ;

3. 在显著性水平 $\alpha=0.05$ 下检验假设 $H_0: \beta=0$.

七、(8分) 设总体 X 与 Y 相互独立, $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$, 分别抽取容量为 n_1 和 n_2 的样本: X_1, X_2, \dots, X_{n_1} ; Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} . 检验假设 $H_0: \mu_1 \leq 2\mu_2$; $H_1: \mu_1 > 2\mu_2$, 试构造假设检验的拒绝域.

已知一些分布的下分位数点:

$$\Phi(1) = 0.8413$$

$$\Phi(1.2) = 0.8849$$

$$\Phi(1.25) = 0.8944$$

$$\Phi(1.3) = 0.9032$$

$$\Phi(1.64) = 0.95$$

$$\Phi(1.96) = 0.9750$$

$$\chi_{0.05}^2(9) = 2.7$$

$$\chi_{0.05}^2(10) = 3.247$$

$$\chi_{0.05}^2(9) = 3.325$$

$$\chi_{0.05}^2(10) = 3.94$$

$$\chi_{0.05}^2(4) = 9.448$$

$$\chi_{0.05}^2(5) = 11.071$$

$$\chi_{0.975}^2(4) = 11.143$$

$$\chi_{0.975}^2(5) = 12.833$$

$$F_{0.95}(3, 16) = 3.24$$

$$F_{0.95}(3, 16) = 4.08$$

$$F_{0.95}(2, 15) = 3.68$$

$$F_{0.975}(2, 15) = 4.77$$

$$F_{0.975}(1, 4) = 7.71$$

$$F_{0.975}(1, 4) = 12.22$$

$$F_{0.95}(2, 3) = 9.55$$

$$F_{0.975}(2, 3) = 16.04$$

解: 由已知: $\bar{x} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 x_i = 17.5$, $L_{xx} = \sum_{i=1}^6 (x_i - \bar{x})^2 = 437.5$, $\bar{y} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 y_i = 9.487$

$L_{yy} = \sum_{i=1}^6 (y_i - \bar{y})^2 = 14.678$, $\sum_{i=1}^6 x_i y_i = 107.65$, $L_{xy} = \sum_{i=1}^6 x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} = 8.0065$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\bar{y} - \bar{x} L_{xy}/L_{xx}}{L_{xy}/L_{xx}} \Rightarrow \hat{\alpha} = \bar{y} - \bar{x} L_{xy}/L_{xx} = 6.2844$$

$$\hat{\beta} = L_{xy}/L_{xx} = 0.183$$

故 $\hat{y} = 6.2844 + 0.183x$

9. $U_R = \hat{\beta}^2 \cdot L_{xx} = \hat{\beta} \cdot L_{xy} = 14.652$

$Q_e = L_{yy} - U_R = 0.021$

故: $\hat{\alpha}^2 = \frac{Q_e}{n-2} = \frac{0.021}{4} = 0.00525$

3. 由已知: $\hat{\beta}_1 \sim N(\beta_1, \sigma^2_{\hat{\beta}_1})$ 即: $\hat{\beta}_1 \sim N(0, \sigma^2_{\hat{\beta}_1})$. 则知 H_0 的拒绝域为: $\hat{\beta}_1 > \frac{\hat{\beta}_1^2 / Q_1}{Q_e / (n-2)} > F_{1-\alpha}(1, n-2)$

其中: $\frac{\hat{\beta}_1^2 / Q_1}{Q_e / (n-2)} = \frac{0.00525 / 0.0065}{0.0065} = 0.002265 < F_{0.95}(1, 4) = 7.71$, 故接受原假设 $H_0: \beta=0$

七: 解: 若 σ^2 已知, 则: $\bar{X} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i$, $\bar{Y} = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} Y_i$. 则: $\bar{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma^2}{n_1})$

$\Sigma \bar{Y} \sim N(2\mu_2, \frac{4\sigma^2}{n_2})$ 又 \bar{X} 与 \bar{Y} 独立 $\Rightarrow \bar{X} - 2\bar{Y} \sim N(\mu_1 - 2\mu_2, \frac{\sigma^2}{n_1} + \frac{4\sigma^2}{n_2})$

检验假设 $H_0: \mu_1 \leq 2\mu_2$; $H_1: \mu_1 > 2\mu_2$. 则统计量: $Z = \frac{\bar{X} - 2\bar{Y}}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{4}{n_2}}}$

即: $H_0: \mu_1 - 2\mu_2 \leq 0$; $H_1: \mu_1 - 2\mu_2 > 0$

则 H_0 的拒绝域为: $Z = \frac{\bar{X} - 2\bar{Y}}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{4}{n_2}}} \geq Z_{\alpha}$