

# 东北大学研究生院《应用数理统计》试题 (2006)

说明:

1. 样本均值与样本方差分别定义为

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X})^2$$

2. 分位点统一为上分位点, 即随机变量  $X$  的上  $\alpha$  分位点  $Q_\alpha$  是指:

$$P(X > Q_\alpha) = \alpha$$

共五题, 满分 80 分, 步骤尽量详细写出。

一. (10 分) 设总体  $X$  分布为  $N(\mu, 0.04)$ , 如果要以至少 0.95 的概率保证偏差

$|\bar{X} - \mu| \leq 0.1$ , 确定样本容量  $n$  应该至少取多大?

二. (15 分) 假定  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X(X > 0)$  的简单随机样本,  $Y = \ln X$  服从

正态分布  $N(\mu, 1)$ .

1. (5 分) 求  $\mu$  的置信度为 0.95 的区间估计;

2. (10 分) 求  $X$  的数学期望  $EX$  (记为  $b$ ) 的置信度为 0.95 的区间估计。

三. (20 分) 假定  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立, 其中  $X_i$  服从  $N(\mu_i, \sigma^2)$  分布,  $i = 1, \dots, n$ .

其中  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n$  为已知常数

1. (10 分) 试求  $\beta, \sigma^2$  的极大似然估计  $\hat{\beta}, \hat{\sigma}^2$ ;

2. (5 分)  $\hat{\beta}$  是否为  $\beta$  的无偏估计;

3. (5 分)  $\hat{\sigma}^2$  是否为  $\sigma^2$  的无偏估计, 若不是请由此构造一个无偏估计。

四. (15 分) 某种配偶的后代按体格的属性分为三类, 按照某种遗传模型其概率应分别为  $p^2, 2p(1-p)$  和  $(1-p)^2$ . 今随机抽样得各类的数目分别为  $n_1, n_2, n_3$ .

试给出在水平  $\alpha = 0.05$  之下用  $\chi^2$  检验法检验数据与模型是否相符的拒绝域。

求  $\chi^2_{0.05}(3-1)$

$$\chi^2_{0.05}(3-1)$$

$$= \chi^2_{0.05}(2) = 5.991$$

$$\chi^2_{0.05}(3-1)$$

$p$  已知? 未知?

$$\chi^2_{0.05}(n-1)$$

五. (20分) 已知  $y$  关于  $x$  具有线性关系  $y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ , 现有 6 组观测数据:

测数据:

$x$	2	4	6	8	10	12
$y$	64	136	205	285	360	$6y_0$

其中  $y_0$  是一个特殊的观察值。

1. (12分) 分别把  $\beta_0$  与  $\beta_1$  的最小二乘估计表示成  $y_0$  的函数形式;

2. (8分) 若  $x^* = 14$ , 试给出  $y^*$  的置信度为 0.95 的预测区间。

此时情况不全适用回归方程是子线性

一些可能有用的计算结果如下:

$$\bar{x} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 x_i = 7, \sum_{i=1}^6 (x_i - \bar{x})^2 = 70, \bar{y} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 y_i = 175 + y_0$$

$$\sum_{i=1}^6 x_i y_i = 7782 + 72y_0, \sum_{i=1}^6 (y_i - \bar{y})^2 = 30y_0^2 - 2100y_0 + 91692$$

预测区间: 因为  $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$   $\frac{U_R}{\sigma_e \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{L_{xx}}}} > T_{0.95}(k, n-k-1)$

若:  $\frac{U_R/k}{\sigma_e \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{L_{xx}}}} > T_{0.95}(k, n-k-1)$  则  $y$  与  $x$  无相关性

显著, 故可用上述回归方程进行预测。当  $x = x^*$  时,  $y$  的预测值为  $\hat{y}_x$

$$\hat{y}_x = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x^* = \dots \quad \sigma_e = \sqrt{\frac{Q_e}{n-k-1}} = \dots$$

$$T_{0.95}(14) = \dots$$

$$L_{xx} = \dots \Rightarrow \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{L_{xx}}} = \dots$$

$$\hat{y}_1 = \hat{y}_x - \sigma_e t_{1-\alpha/2}(n-k-1) \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{L_{xx}}}$$

$$\hat{y}_2 = \hat{y}_x + \sigma_e t_{1-\alpha/2}(n-k-1) \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{L_{xx}}}$$

其中  $U_R = \hat{\beta}_1^2 L_{xx} = \beta_1^2 L_{xx}$   $Q_e = L_{yy} - U_R$

对  $\beta_0, \beta_1$  时

对  $\beta_0$  时:  $U_R = \sum_{i=1}^n (\sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_{ij})^2$

例:  $\hat{y}_1 = 47.2 + 4y_0 - 7.85x_0 - 720.61$

$\hat{y}_2 = 47.2 + 4y_0 + 7.85x_0 - 720.61$

故置信区间为:  $(47.2 + 4y_0 - 7.85x_0 - 720.61, 47.2 + 4y_0 + 7.85x_0 - 720.61)$