



厦门大学《概率统计》课程

期末试题·答案



考试日期： 2012.1 (A) 信息学院自律督学部整理

1. (15 分) 一生产线生产的产品成箱包装, 每箱的重量是随机的. 假设每箱平均重 50 千克, 方差为 25 千克, 若用最大载重量为 5 吨的汽车承运, 试利用中心极限定理说明每辆车最多可以装多少箱, 才能保障不超载的概率大于 0.977. ($\Phi(2) = 0.977$)

解: 设每箱产品的重量为 x_i , 依题意 $E(x_i) = 50$, $D(x_i) = 25$, 每辆车最多可以装 Y 箱, 才能保障不超载的概率大于 0.977, 由中心极限定理, 则

$$P\left(\sum_{i=1}^Y X_i \leq 5000\right) \approx \Phi\left(\frac{5000 - 50Y}{\sqrt{25Y}}\right) > 0.977 = \Phi(2)$$

$$\text{故 } \frac{5000 - 50Y}{\sqrt{25Y}} > 2.$$

解得 $Y = 98$

2. (15 分) 设 $X \sim N(\mu_1, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma^2)$, 并且相互独立, 基于分别来自总体 X 和 Y 容量相应为 9 和 11 的简单随机样本, 得样本均值 \bar{X} 和 \bar{Y} , 样本方差 S_X^2 和 S_Y^2 。

记 $\xi = \frac{1}{2}(S_X^2 + S_Y^2)$, $\eta = \frac{1}{18}(8S_X^2 + 10S_Y^2)$, 证明: (1) 统计量 S_X^2, S_Y^2, ξ, η 都是 σ^2 的无偏估计量; (2) η 在四个估计量 S_X^2, S_Y^2, ξ, η 中方差最小.

证: (1) 对任意总体, 样本方差都是总体方差的无偏估计, 所以 $ES_X^2 = ES_Y^2 = \sigma^2$, 这是因为

$$\begin{aligned} ES^2 &= E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right] = \frac{1}{n-1} E\left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2\right] = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n EX_i^2 - nE\bar{X}^2\right] \\ &= \frac{n}{n-1} \left[(\sigma^2 + \mu^2) - \left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right)\right] = \sigma^2, \end{aligned}$$

$$E\xi = \frac{1}{2}(ES_X^2 + ES_Y^2) = \sigma^2, E\eta = \frac{1}{18}(8ES_X^2 + 10ES_Y^2) = \sigma^2;$$

(2) 利用 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 和 $D(\chi^2(n)) = 2n$ 结论, 得

$$DS_X^2 = \frac{\sigma^4}{8^2} D\left(\frac{8S_X^2}{\sigma^2}\right) = \frac{\sigma^4}{8^2} \times 2 \times 8 = \frac{\sigma^4}{4}, \quad (\text{其中 } n=9)$$

$$DS_Y^2 = \frac{\sigma^4}{10^2} D\left(\frac{10S_Y^2}{\sigma^2}\right) = \frac{\sigma^4}{100} \times 2 \times 10 = \frac{\sigma^4}{5}, \quad (\text{其中 } n=11)$$

$$D\xi = \frac{1}{4}(DS_X^2 + DS_Y^2) = \frac{1}{4}\left(\frac{\sigma^4}{4} + \frac{\sigma^4}{5}\right) = \frac{9\sigma^4}{80},$$

$$D\eta = \frac{1}{18^2}\left(\frac{64\sigma^4}{4} + \frac{100\sigma^4}{5}\right) = \frac{\sigma^4}{9}$$

于是比较四个估计量 S_X^2, S_Y^2, ξ, η 的方差知, η 的方差最小.

3. (15 分) 测量某种溶液中的水分, 从它的 10 个测定值得出 $\bar{x}=0.452(\%), s=0.037(\%)$. 设测定值总体为正态, μ 为总体均值, σ 为总体标准差, 试在水平 $\alpha=0.05$ 下检验.

(1) $H_0: \mu \geq 0.5(\%); H_1: \mu < 0.5(\%)$. (2) $H_0: \sigma \geq 0.04(\%); H_1: \sigma < 0.04(\%)$.

【解】(1)

$$\mu_0 = 0.5; n = 10, \alpha = 0.05, t_{\alpha}(n-1) = t_{0.05}(9) = 1.8331,$$

$$\bar{x} = 0.452, s = 0.037,$$

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} = \frac{(0.452 - 0.5)}{0.037} \times \sqrt{10} = -4.10241,$$

$$t < -t_{0.05}(9) = -1.8331.$$

所以拒绝 H_0 , 接受 H_1 .

(2)

$$\sigma_0^2 = (0.04)^2, n = 10, \alpha = 0.05, \chi_{1-\alpha}^2 = \chi_{0.95}^2(9) = 3.325,$$

$$\bar{x} = 0.452, s = 0.037,$$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{9 \times 0.037^2}{0.04^2} = 7.7006,$$

$$\chi^2 > \chi_{0.95}^2(9).$$

所以接受 H_0 , 拒绝 H_1 .

4. (15 分) 两台机床加工同一种零件, 分别各取 8 个零件, 量其长度得 $\bar{x}=81.625$, $\bar{y}=75.875$, $S_1^2=145.60$, $S_2^2=102.13$, 假定零件长度服从正态分布,

(1) 检验假设 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ($\alpha=0.05$)

(2) 若认为两总体方差未知但相等, 试求 $\mu_1 - \mu_2$ 在置信度为 0.95 下的置信区间.

解 (1) 问题是检验假设 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$

选统计量 F 并计算其值

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{145.60}{102.13} = 1.4256,$$

对给定的 $\alpha=0.05$ 查 F 分布表得临界值 $F_{\alpha/2}(7,7) = F_{0.025}(7,7) = 4.99$,

$$F_{0.975}(7,7) = \frac{1}{4.99} = 0.2.$$

因 $F_{0.975}(7,7) = 0.2 < 1.4256 = F < 4.99 = F_{0.025}(7,7)$ 故接受 H_0 , 即无显著差异.

(2) 此题是在 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 的条件下求 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间.

$\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间为

$$(\bar{X} - \bar{Y} - t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$$

$$\text{其中 } \bar{X} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 X_i = 81.625, S_1^2 = \frac{1}{7} (\sum_{i=1}^8 X_i^2 - 8(81.625)^2) = 145.60$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 Y_i = 75.875, S_2^2 = \frac{1}{7} (\sum_{i=1}^8 Y_i^2 - 8 \times (75.875)^2) = 102.13$$

$$S_w = \sqrt{\frac{(8-1) \times 145.60 + (8-1) \times 102.13}{14}} = 11.129, \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} = \frac{1}{2}$$

$$\alpha = 0.05, t_{0.025}(14) = 2.1448.$$

所以 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 0.95 下的置信区间为 $(-6.185, 17.685)$.

5. (15 分) 设 X_1, X_2, \dots, X_n 来自几何分布

$$P(X = k) = p(1-p)^{k-1}, k = 1, 2, \dots, 0 < p < 1,$$

试求未知参数 p 的极大似然估计.

$$\text{解 } L(x_1, \dots, x_n; p) = \prod_{i=1}^n p(1-p)^{x_i-1} = p^n (1-p)^{\sum_{i=1}^n x_i - n},$$

$$\ln L = n \ln p + (\sum_{i=1}^n X_i - n) \ln(1-p),$$

$$\frac{d \ln L}{dp} = \frac{n}{p} - \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n}{1-p} \stackrel{!}{=} 0,$$

$$\text{解似然方程 } \frac{n}{p} = \frac{-n + \sum_{i=1}^n X_i}{1-p},$$

$$\text{得 } p \text{ 的极大似然估计 } p = \frac{1}{\bar{X}}.$$

6. (10 分) 设总体 X 具有密度

$$f(x; \theta) = \begin{cases} C^{\frac{1}{\theta}} \frac{1}{\theta} x^{-(1+\frac{1}{\theta})}, & x > C, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

其中参数 $0 < \theta < 1$, C 为已知常数, 且 $C > 0$, 从中抽得一个样本, X_1, X_2, \dots, X_n , 求 θ 的矩估计

$$\text{解 } \mu_1 = EX = \int_C^{+\infty} C^{\frac{1}{\theta}} \frac{1}{\theta} x^{-\frac{1}{\theta}} dx = C^{\frac{1}{\theta}} \frac{1}{\theta} \frac{1}{1-\frac{1}{\theta}} x^{1-\frac{1}{\theta}} \Big|_C^{+\infty}$$

$$= C^{\frac{1}{\theta}} \frac{1}{\theta-1} (-C \cdot C^{-\frac{1}{\theta}}) = \frac{C}{1-\theta},$$

解出 θ 得
$$\theta = 1 - \frac{C}{\mu_1},$$

于是 θ 的矩估计为
$$\theta = 1 - \frac{C}{\bar{X}}.$$

7. (15 分) 在硝酸钠 (NaNO_3) 的溶解度试验中, 对不同的温度 $t^\circ\text{C}$ 测得溶解于 100ml 水中的硝酸钠质量 Y 的 9 次观测数据算得

$$\sum t = 234, \sum y = 811.8, \sum t^2 = 10144, \sum y^2 = 76317.82, \sum ty = 24646.6$$

从理论知 Y 与 t 满足线性回归模型

(1) 求 Y 对 t 的回归方程 $y = a + \hat{b}t$;

(2) 检验回归方程的显著性 ($\alpha = 0.01$) ; ($F_{0.01}(1, 7) = 12.25$)

(3) 求 Y 在 $t = 25^\circ\text{C}$ 时的预测区间 (置信度为 0.95) . ($t_{0.025}(7) = 2.3646$)

解 计算表如下

序号	t_i	y_i	t_i^2	y_i^2	$t_i y_i$
1	0	66.7	0	4448.89	0
2	4	71.0	16	5041.00	284
3	10	76.3	100	5821.69	763
4	15	80.6	225	6496.36	1209
5	21	85.7	441	7344.49	1799.7
6	29	92.9	841	8630.41	2694.1
7	36	99.9	1296	9980.01	3596.4
8	51	113.6	2601	12904.96	5793.6
9	68	125.1	4624	15560.01	8506.8
Σ	234	811.8	10144	76317.82	24646.6

$$\bar{t} = 26, \bar{y} = 90.2$$

$$L_{tt} = \sum_{i=1}^9 t_i^2 - 9\bar{t}^2 = 10144 - 6084 = 4060,$$

$$L_{ty} = \sum_{i=1}^9 t_i y_i - 9\bar{t}\bar{y} = 24646.6 - 21106.8 = 3539.8,$$

$$L_{yy} = \sum_{i=1}^9 y_i^2 - 9\bar{y}^2 = 76317.82 - 73224.36 = 3093.46$$

$$\hat{b} = \frac{L_{ty}}{L_{tt}} = 0.87187, \quad a = \bar{y} - \hat{b}\bar{t} = 67.5313,$$

$$S^2 = (L_{yy} - \hat{b}L_{ty})/7 = 1.0307, \quad S = 1.0152$$

(1) Y 对 t 的回归方程为 $y = 67.5313 + 0.87187t$;

(2) 方差分析表如下

方差来源	平方和	自由度	均方	F 值
------	-----	-----	----	-----

回 归	3086.25	1	3086.2 5	$\frac{3086.25}{1.03}$ =2996.36
剩 余	7.21	7	1.03	
总 和	3093.46	8		

查 F 分布表求出临界值 $F_{0.01}(1, 7) = 12.25$

因 $F = 2996.36 \gg 12.25 = F_{0.01}(1, 7)$ ，故方程高度显著.

$$(3) \quad y_0 = 67.5313 + 0.87187 \times 25 = 89.3281$$

$$\begin{aligned} \delta(25) &= t_{\alpha/2}(n-2) \times S \times \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(t_0 - \bar{t})^2}{L_{tt}}} \\ &= 2.3646 \times 1.0152 \times 1.05 = 2.53 \end{aligned}$$

Y 在 $t = 25^\circ\text{C}$ 时的置信度为 0.95 下的预测区间为

$$(y_0 - \delta(25), y_0 + \delta(25)) = (86.79, 91.85).$$