

概率论与数理统计 第14次作业

Name: 宋昊原 Student ID: 2022010755

December 20, 2023

1 正态分布似然比检验

似然函数

$$L(\mu) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma^2)^n} \exp\left(-\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

极大似然估计值

$$\mu^* = \bar{X}$$

故似然比

$$\begin{aligned}\Lambda &= \exp\left(\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{2\sigma^2} - \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu_0)^2}{2\sigma^2}\right) \\ &= \exp\left(\frac{\sum_{i=1}^n (\bar{X}^2 - \mu_0^2 - 2X_i\bar{X} + 2X_i\mu_0)}{2\sigma^2}\right) \\ &= \exp\left(-\frac{(\bar{X} - \mu_0)^2}{2\sigma^2}\right)\end{aligned}$$

于是, n 很大时, 近似地有

$$-2 \ln \Lambda = \frac{n(\bar{X} - \mu_0)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(1)$$

即

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

拒绝域形状为

$$\Lambda \leq \lambda_0$$

这等价于

$$\left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \right| \geq c$$

其中

$$c = Z_{\frac{\alpha}{2}} = Z_{0.025}$$

与Z检验得到同样的结果.

2 Mendel似然比检验

似然比为

$$\Lambda = \frac{\prod_{i=1}^4 p_i^{O_i}}{\prod_{i=1}^4 \left(\frac{O_i}{n}\right)^{O_i}} = \prod_{i=1}^4 \left(\frac{p_i}{O_i}\right)^{O_i}$$

故

$$-2 \ln \Lambda = 2 \sum_{i=1}^4 O_i \ln \frac{O_i}{E_i}$$

其中 O_i 与 E_i 较接近, 在 E_i 处作Taylor展开, 得

$$-2 \ln \Lambda = 2 \sum_{i=1}^4 (O_i - E_i + \frac{(O_i - E_i)^2}{2E_i}) = \sigma_{i=1}^4 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} = \chi^2$$

近似地有

$$\chi^2 \sim \chi^2(3)$$

这与Pearson的 χ^2 检验吻合.

代入计算, P值为0.9254, 没有理由拒绝Mendel理论.

3 图像制作

假设两总体都是正态分布, 则若方差相等, 有

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{(n_2 - 1)S_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

拒绝域为

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{(n_2 - 1)S_2^2} \geq F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1) \vee \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{(n_2 - 1)S_2^2} \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

计算得

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{(n_2 - 1)S_2^2} = 0.0575 < F_{0.025}(6, 4) = 0.1087$$

故可以拒绝原假设, 两总体方差不等.

4 机床加工

4.1

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

H_0 成立时

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

而

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2)$$

于是

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})((n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2)}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

左边的统计量计算得

$$0.7845$$

而 $t(18)$ 分布的0.975分位数为

$$2.1009$$

故不能拒绝原假设, 生产稳定.

4.2

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

H_0 成立时有

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{(n_2 - 1)S_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

左边统计量计算得

$$1.955$$

而F(9,9)分布的(0.025, 0.975)分位数区间为

$$(0.248, 4.026)$$

故没有理由拒绝 H_0 ，支持方差相同的假设.

5 地理是数学老师教的

设

$$(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$$

则假设

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 : \mu_1 > \mu_2$$

由于 X 和 Y 不一定独立，考察 $X - Y$ ，当 H_0 成立时，其服从均值为0，方差未知的正态分布，于是

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S/\sqrt{n}} \sim t(n - 1)$$

其中 S 为 $X - Y$ 的样本标准差.

左边的统计量计算得3.559，而 $t(9)$ 分布的0.95分位数为1.833，故有理由拒绝 H_0 ，两组成绩有显著差异.

6 Bayes假设检验

6.1

后验概率之比

$$\frac{P(H_0|x)}{P(H_1|x)} = 1 \times \frac{0.5^x 0.5^{10-x}}{0.7^x 0.3^{10-x}} = \left(\frac{5}{7}\right)^x \left(\frac{5}{3}\right)^{10-x} = \left(\frac{3}{7}\right)^x \left(\frac{5}{3}\right)^{10}$$

于是，拒绝 H_0 等价于上式小于1，即

$$X > 10 \log_{\frac{3}{7}} \left(\frac{3}{5}\right) = 10 \frac{\ln 3 - \ln 5}{\ln 3 - \ln 7} = 6.03$$

即

$$X \geq 7$$

接受 H_0 等价于上式大于1，即

$$X \leq 6$$

于是第一类错误的概率为

$$P(X \geq 7 \mid p = 0.5) = 0.376$$

第二类错误的概率为

$$P(X \leq 6 \mid p = 0.7) = 0.150$$

6.2

后验概率之比

$$\frac{P(H_0|x)}{P(H_1|x)} = 10 \times \frac{0.5^x 0.5^{10-x}}{0.7^x 0.3^{10-x}} = 10 \left(\frac{5}{7}\right)^x \left(\frac{5}{3}\right)^{10-x} = 10 \left(\frac{3}{7}\right)^x \left(\frac{5}{3}\right)^{10}$$

于是, 拒绝 H_0 等价于上式小于1, 即

$$X > \log_{\frac{3}{7}} \left(\frac{1}{10} \left(\frac{3}{5} \right)^{10} \right) = \frac{10 \ln 3 - 11 \ln 5 - \ln 2}{\ln 3 - \ln 7} = 8.75$$

即

$$X \geq 9$$

接受 H_0 等价于上式大于1, 即

$$X \leq 8$$

于是第一类错误的概率为

$$P(X \geq 9 \mid p = 0.5) = 0.054$$

第二类错误的概率为

$$P(X \leq 8 \mid p = 0.7) = 0.617$$

7 单尾t分布假设检验

7.1 检验结果

设 X 是任意一个总体, 当 H_0 成立时

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

故拒绝 H_0 的条件为

$$\bar{X} < \mu_0 - \frac{S}{\sqrt{n}} t_\alpha$$

对总体 A , 计算得

$$\bar{A} = 99.6$$

$$\mu_0 - \frac{S_A}{\sqrt{n_A}} t_\alpha = 99.7$$

故对总体 A 拒绝原假设.

对总体 B , 计算得

$$\bar{B} = -150$$

$$\mu_0 - \frac{S_B}{\sqrt{n_B}} t_\alpha = -215.7$$

故对总体 B 不拒绝原假设.

7.2 看法

统计显著和事实显著有很大区别. 统计显著性如何受到样本本身的波动情况和样本容量影响很大, 样本容量越小, 样本的标准差越大, 拒绝的临界值就会越极端, 从而统计显著会包容一些主观感受上非常极端的样本, 例如上面的 B .