# 概率论与数理统计 第12次作业

Name: 宋昊原 Student ID: 2022010755

December 5, 2023

## 1 指数分布假设检验

### 1.1 双边检验

设

 $H_0: \lambda = \lambda_0$ 

 $H_1: \lambda \neq \lambda_0$ 

规定拒绝域的形状为

 $|\bar{X} - \frac{1}{\lambda_0}| \ge c$ 

根据中心极限定理, 当n很大时, 近似地有

 $\frac{\bar{X} - \frac{1}{\lambda_0}}{\frac{1}{\lambda_0 \sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$ 

于是, 只需取

 $c = \frac{1}{\lambda_0 \sqrt{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}}$ 

其中 $Z_x$ 表示标准正态的上x分位数

故显著性水平为 $\alpha$ 时,如果

 $|\bar{X} - \frac{1}{\lambda_0}| < \frac{1}{\lambda_0 \sqrt{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}}$ 

则不拒绝 $H_0$ ,否则拒绝之.

### 1.2 单边检验

设

 $H_0: \lambda \leq \lambda_0$ 

 $H_1: \lambda > \lambda_0$ 

规定拒绝域的形状为

 $\bar{X} \le c$ 

根据中心极限定理, 当n很大时, 近似地有

 $\frac{\bar{X} - \frac{1}{\lambda_0}}{\frac{1}{\lambda_0 \sqrt{n}}} \sim N(0, 1)$ 

于是, 只需取

 $c = \frac{1}{\lambda_0} - \frac{1}{\lambda_0 \sqrt{n}} Z_\alpha$ 

故显著性水平为 $\alpha$ 时,如果

 $\bar{X} \ge \frac{1}{\lambda_0} - \frac{1}{\lambda_0 \sqrt{n}} Z_{\alpha}$ 

则不拒绝 $H_0$ .

### 2 均匀分布的假设检验

### 2.1 利用矩估计量

矩估计为

$$\theta = 2\bar{X}$$

故拒绝域应为

$$\bar{X} > c$$

根据中心极限定理, 当n很大时, 近似地有

$$\frac{\bar{X} - \frac{\theta}{2}}{\frac{\theta}{\sqrt{12n}}} \sim N(0, 1)$$

于是

$$c = \frac{\theta_0}{2} + \frac{\theta_0}{\sqrt{12n}} Z_\alpha$$

下面计算其功效

$$1 - \beta(R) = P_{\theta > \theta_0}(R) = \frac{\theta - \theta_0(\frac{1}{2} + \frac{Z_{\alpha}}{\sqrt{12n}})}{\theta} = 1 - \frac{\theta_0}{\theta}(\frac{1}{2} + \frac{Z_{\alpha}}{\sqrt{12n}})$$

### 2.2 利用极大似然估计量

极大似然估计为

$$\theta^* = \max\{X_1, ..., X_n\} =: X_M$$

拒绝域为

$$X_M \ge c$$

且满足

$$P_{\theta_0}(X_M \ge c) = \alpha$$

由于 $X_M$ 的CDF为

$$F_n(x) = (\frac{x}{\theta})^n$$

故

$$1 - (\frac{c}{\theta_0})^n = \alpha$$

$$c = \theta_0 (1 - \alpha)^{\frac{1}{n}}$$

下面计算其功效

$$1 - \beta(R) = P_{\theta > \theta_0}(R) = 1 - (\frac{c}{\theta})^n = 1 - (1 - \alpha)(\frac{\theta_0}{\theta})^n$$

# 3 高危职业

设该公司雇员病假天数总体为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 现构造以下假设检验:

$$H_0: \ \mu = \mu_0$$

$$H_1: \ \mu > \mu_0$$

其中

$$\mu_0 = 5.1$$

$$\mu = 7$$

$$\sigma = 2.5$$

$$n = 49$$

现规定显著性水平

$$\alpha = 0.05$$

拒绝域形式为

$$\bar{X} \ge c$$

由于

$$\bar{X} \sim \mathcal{N}(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

有

$$c = \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_\alpha$$

计算得

$$c = 5.687$$

故在 $\alpha=0.05$ 的显著性水平下可以拒绝 $H_0$ ,该公司员工比常人更容易生病. 事实上即使显著性水平降至0.01,仍有充分的理由拒绝 $H_0$ .

## 4 灯泡合格

#### 4.1

设寿命总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2), \ \mu_0 = 1180, \ 则$ 

$$H_0: \mu \ge \mu_0$$

$$H_1: \mu < \mu_0$$

设拒绝域形式为

$$\bar{X} \leq c$$

由于

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

有

$$c = \mu_0 - \frac{S}{\sqrt{n}} t_\alpha$$

以 $\alpha = 0.05$ 为显著性水平, 计算得

$$c = 1084.9$$

而

$$\bar{X} = 1160$$

故在0.05显著性水平下,不能拒绝 $H_0$ ,灯泡合格.

#### 4.2

互换原假设和备择假设, 拒绝域形式将变为

$$X \ge c$$

而

$$c = \mu_0 + \frac{S}{\sqrt{n}} t_\alpha$$

此时

$$c = 1275.1$$

故在0.05显著性水平下,也不能拒绝 $H_1$ (此时仍用 $H_1$ 表示新的原假设),也不能拒绝灯泡不合格的假设.

这是因为这些灯泡寿命的均值与临界值1180较接近,同时其样本标准差较大,因此两种原假设的拒绝域都很极端,非拒绝域则有很大的重叠,因此两种假设都不能拒绝.

#### 4.3

假设选择 $\alpha = 0.95$ ,这实际上与之前得到完全相反的结论,即

$$\bar{X} \leq 1275.1$$

时拒绝 $H_0$ ,

$$\bar{X} \ge 1084.9$$

时拒绝 $H_1$ .

这导致两种假设实际上都被拒绝.

# 5 元件寿命

 $H_0: \ \mu \le \mu_0$ 

 $H_1: \ \mu > \mu_0$ 

拒绝域为

$$\bar{X} \ge c$$

其中

$$c = \mu_0 + \frac{S}{\sqrt{n}} t_\alpha$$

计算得

c = 268.27

$$\bar{X} = 241.5$$

故没有理由拒绝 $H_0$ ,即没有充分的理由认为 $\mu > 225$ .

## 6 Poisson分布大样本检验

当n很大时,近似地有

$$\bar{X} \sim \mathrm{N}(\lambda, \frac{\lambda}{n})$$

于是, 拒绝域形式为

$$|\bar{X} - \lambda_0| \ge c$$

其中

$$c = \sqrt{\frac{\lambda_0}{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}}$$

# 7 错误比例

#### 7.1

原假设为真的情况下第一类错误的比例为

$$\frac{200}{4000} = \frac{1}{20}$$

### 7.2

拒绝了原假设的情况下第一类错误的比例为

$$\frac{200}{700} = \frac{2}{7}$$

显著性水平为0.05并不代表平均每20次拒绝原假设只有1次发生错误.

### 7.3

原假设为假的情况下第二类错误的比例为

$$\frac{500}{1000} = \frac{1}{2}$$

#### 7.4

检验的功效为

$$1 - \beta = \frac{1}{2}$$

## 8 治愈癌症

#### 8.1

上述判断不科学,应使用假设检验的方法.

设化学疗法总体符合Bernoulli分布B(p),  $p_0 = 0.02$ , 设

 $H_0: p \leq p_0$ 

 $H_1: p > p_0$ 

拒绝域形式为

$$\bar{X} \geq c$$

由于

$$n\bar{X} \sim \mathrm{B}(n,p)$$

令显著性水平 $\alpha=0.05$ ,只需要找到二项分布B $(n,p_0)$ 的上 $\alpha$ 分位数,并与 $n\bar{X}$ 比较即可.

#### 8.2

代入数据,计算机计算得, $\alpha = 0.05$ 对应的拒绝域为

 $n\bar{X} \geq 8$ 

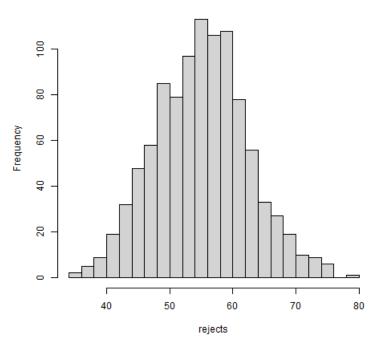
而

$$n\bar{X} = 6$$

故没有理由拒绝 $H_0$ ,不能说明化学疗法比外科疗法治愈率高.

# 9 计算机实验: Poisson分布的假设检验

### 1000次中拒绝次数



可见,拒绝次数比较接近50,但实际集中在比50略高一些位置,这可能是由于n=20时中心极限定理的近似不是很好导致的.

当我将n=20改为n=1000时,拒绝次数的均值、中位数都更接近50.

### 1000次中拒绝次数

