

Homework1

假设在一个箱子中装有10只灯泡，其中3只是次品。现在从其中取两次灯泡，每次随机取一个，一种情况采取无放回抽样，一种情况采取放回抽样，定义随机变量如下 $X = 0$, 如果第一次取出的是正品 $X = 1$, 如果第一次取出的是次品 $Y = 0$, 如果第二次取出的是正品 $Y = 1$, 如果第二次取出的是次品

解:

- 求无放回抽样和放回抽样条件下的各个联合概率(4 分)

$$P(X = 0, Y = 0) = P(\text{第一次取正品}) \times P(\text{第二次取正品}) = \frac{7}{10} \times \frac{6}{9} = \frac{14}{30}$$

$$P(X = 0, Y = 1) = P(\text{第一次取正品}) \times P(\text{第二次取次品}) = \frac{7}{10} >$$

$$P(X = 1, Y = 0) = P(\text{第一次取次品}) \times P(\text{第二次取正品}) = \frac{3}{10} >$$

$$P(X = 1, Y = 1) = P(\text{第一次取次品}) \times P(\text{第二次取次品}) = \frac{3}{10} >$$

- 在无放回抽样条件下，随机变量 X 和 Y 是否独立(2 分)
- 在放回抽样条件下，随机变量 X 和 Y 是否独立(2 分)

通过伯努利分布的分布律求其数学期望和方差(4 分)

解:

对于随机变量 X ，记成功的概率为 $p(0 \leq p \leq 1)$ ，失败的概率为 $q = 1 - p$ ，其分布律为：

$$f_X(x) = p^x(1 - p)^{1-x} = \begin{cases} p & \text{if } x = 1, \\ q & \text{if } x = 0. \end{cases}$$

数学期望为：

$$E[X] = \sum_{i=0}^1 x_i f_X(x) = 0 + p = p$$

方差为：

$$\text{Var}[X] = \sum_{i=0}^1 (x_i - E[X])^2 f_X(x)$$

$$= (0 - p)^2(1 - p) + (1 - p)^2 p = p(1 - p) = pq$$

通过在 a 到 b 之间的均匀分布的概率密度函数求其数学期望和方差(4 分)

解:

概率密度函数:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{for } a \leq x \leq b \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

数学期望:

$$E(X) = \int_a^b x \cdot f(x) dx = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{b+a}{2}$$

方差:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= E((X - E(X))^2) \\ &= \int_a^b (x - E(X))^2 \cdot f(x) dx = \int_a^b \left(x - \frac{b+a}{2}\right)^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{(b-a)^2}{12} \end{aligned}$$

证明, 对于一元线性回归分析, 回归系数的最小二乘估计值和极大似然估计值是一致的。(9 分)

解:

在一元线性回归中:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon$$

其中 β_0 、 β_1 代表回归系数, 后文中 $\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$ 代表的是回归系数的估计值; ε 代表误差项

关于误差项 ε ,有 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$, 对于 $y|x$,有 $y|x \sim N(\beta_0 + \beta_1 x, \sigma^2)$

对最小二乘估计 (LSE) :

$$\begin{aligned} Q(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1) &= \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) \\ &= \min_{\beta_0, \beta_1} \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2 \end{aligned}$$

$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$ 称为 y_i 的回归拟合值, $e_i = y_i - \hat{y}_i$ 为 y_i 的残差。
要使得上式最小, 那么上式对 β_0 、 β_1 的偏导数均为0, 即:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q}{\partial \beta_0} \Big|_{\beta_0 = \hat{\beta}_0} &= -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) = 0 \\ \frac{\partial Q}{\partial \beta_1} \Big|_{\beta_1 = \hat{\beta}_1} &= -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) x_i = 0 \end{aligned}$$

经整理后, 得到正规一元二次方程组如下:

$$\begin{aligned} n\hat{\beta}_0 + \left(\sum_{i=1}^n x_i\right)\hat{\beta}_1 &= \sum_{i=1}^n y_i \\ \left(\sum_{i=1}^n x_i\right)\hat{\beta}_0 + \left(\sum_{i=1}^n x_i^2\right)\hat{\beta}_1 &= \sum_{i=1}^n x_i y_i \end{aligned}$$

解得:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1 &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \\ \hat{\beta}_0 &= \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \end{aligned}$$

对于极大似然估计 (MLE) :

此时, 因变量的分布为一个联合密度函数, 在假设 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 时, y_i 服从如下

正态分布

$$y_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_i, \sigma^2)$$

y_1, y_2, \dots, y_n 的似然函数为:

$$\begin{aligned} L(\rho_0, \rho_1, \sigma^{-1}) &= \prod_{i=1} f_i(g_i) \\ &= (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n [y_i - \beta_0 + \beta_1 x_i]^2\right\} \end{aligned}$$

对数似然函数如下:

$$\ln(L) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n [y_i - \beta_0 + \beta_1 x_i]^2$$

再对对数函数求偏导, 即回到了最小二乘法 (LSE) 的求解步骤

综上对于一元线性回归分析, 回归系数的最小二乘估计值和极大似然估计值是一致的