

§ 6.2 一元线性回归中的检验与预测

1. 一元线性回归中的假设检验

要检验一元线性回归模型

$$\begin{cases} y_i = a + bx_i + \varepsilon_i, & i = 1, 2, \dots, n, \\ \varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2) \end{cases}$$

是否成立是一件比较复杂的事情.

检验一元线性回归模型“三步曲”

1. 检验 x 取定时, Y 是否服从同方差的正态分布.
2. 检验 x 取定时, Y 是不是 x 的线性函数.
3. 检验 x 取定时, 相应 Y 值是否相互独立.

可见要严格地检验线性回归这一假设, 其计算麻烦且冗长.

1. 回归系数假设检验

上节求得的线性回归方程是否具有实用价值,需要经过假设检验才能确定,若假设符合实际,则 $b \neq 0$, 否则 y 不依赖于 x .

因此需要检验假设 $H_0: b=0; H_1: b \neq 0$.

(1) t检验

由 § 6.1 知 $\hat{b} \sim N(b, \sigma^2 / S_{xx})$

$$\Rightarrow U = \frac{\hat{b} - b}{\sigma / \sqrt{S_{xx}}} \sim N(0, 1), \text{ 其中 } S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

$$\chi^2 = (n-2) \hat{\sigma}^{*2} / \sigma^2 \sim \chi^2(n-2)$$

且 \hat{b} 与 $\hat{\sigma}^{*2}$ 相互独立, 由 t 分布定义得

$$T = \frac{\hat{b} - b}{\hat{\sigma}^*} \sqrt{S_{xx}} \sim t(n-2) \quad \dots\dots\dots (1)$$

给定显著性水平 α , 取检验统计量 $T = \frac{\hat{b}}{\hat{\sigma}^*} \sqrt{S_{xx}}$

当 $|T| \geq t_{\alpha/2}(n-2)$ 时, 拒绝 H_0 , 认为线性回归显著, 否则不显著.

例1 为研究某一化学反应过程中,温度 x ($^{\circ}\text{C}$) 对产品收率 y (%) 的影响,测得数据如下

温度 x	100	110	120	130	140	150	160	170	180	190
收率 y	45	51	54	61	66	70	74	78	85	89

上节已求出经验回归直线方程

$$\hat{y} = a + bx$$

现检验线性回归是否显著,显著水平取5%.

解 作假设 $H_0: b=0; H_1: b \neq 0$.

取统计量 $T = \frac{\hat{b}}{\hat{\sigma}^*} \sqrt{S_{xx}} \sim t(n-2)$

拒绝域 $W: |T| \geq t_{0.025}(8) = 2.306$

$$\hat{\sigma}^{*2} = \frac{n}{n-2} \hat{\sigma}^2 = \frac{10}{8} \times 0.7345 = 0.9181$$

$$|T| = \frac{0.483}{\sqrt{0.9181}} \sqrt{8250} = 45.7844 > 2.306 \in W$$

拒绝 H_0 , 认为线性回归效果显著.

注 当回归效果显著时,常需要对回归系数 b 作区间估计. 事实上,由(1)式得到 b 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间为

$$\left(\hat{b} - t_{\alpha/2}(n-2) \frac{\hat{\sigma}^*}{\sqrt{S_{xx}}}, \hat{b} + t_{\alpha/2}(n-2) \frac{\hat{\sigma}^*}{\sqrt{S_{xx}}} \right)$$

如例1中回归系数 b 的置信区间是

$$\left(0.483 \pm 2.306 \frac{0.9181}{\sqrt{8250}} \right) = (0.460, 0.506)$$

推广

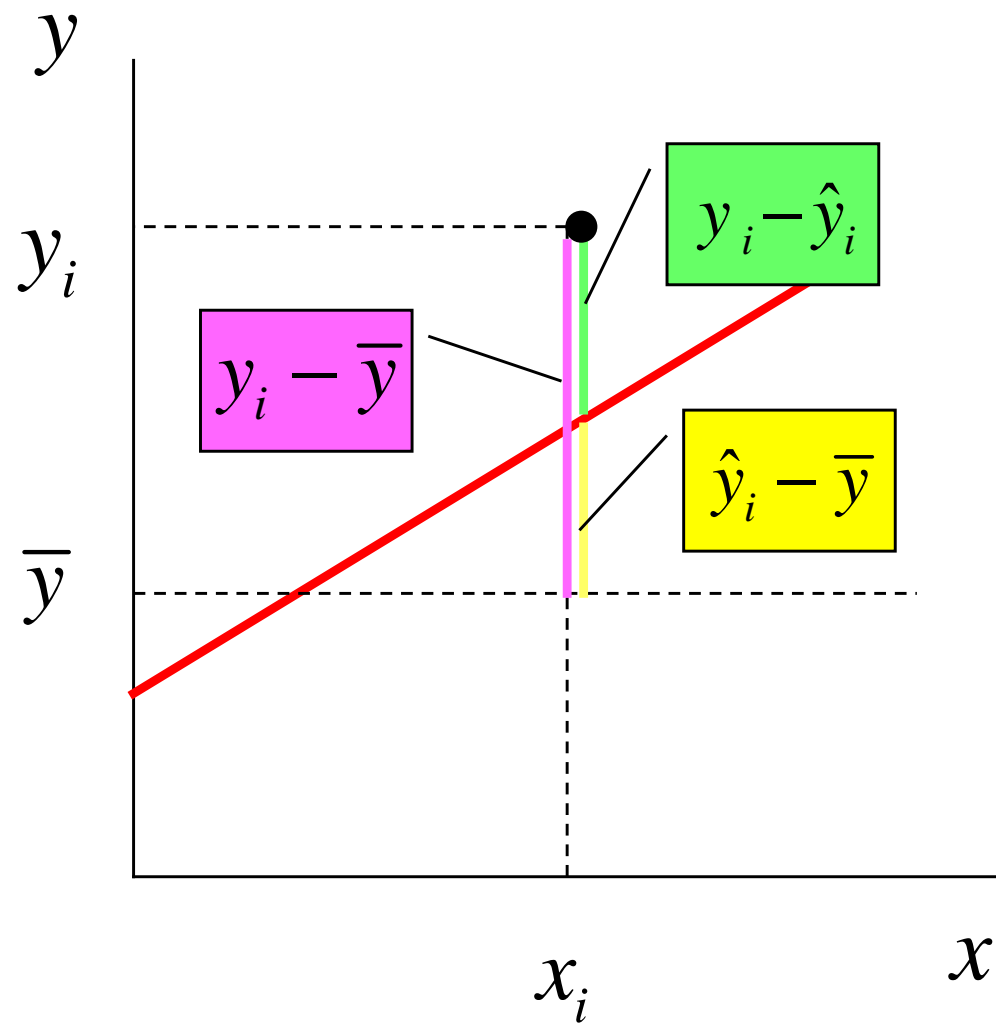
若检验假设 $H_0: b=b_0; H_1: b \neq b_0$.

取检验统计量 $T = \frac{\hat{b} - b_0}{\hat{\sigma}^*} \sqrt{S_{xx}}$

当 $|T| \geq t_{\alpha/2}(n-2)$ 时, 拒绝 H_0 , 认为回归系

数与 b_0 有显著差异, 否则无显著差异.

2) 相关系数法



2) 相关系数法

$$\text{总平方和 } S_T = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^2 = S_{yy}$$

$$S_T = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i + \hat{y}_i - \bar{y})^2$$

$$= \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

$$\left(\begin{array}{l} \hat{y}_i = \bar{y} + b(x_i - \bar{x}), \\ \text{于是交叉项为0} \end{array} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2$$

$$\left(\begin{array}{l} \bar{\hat{y}} = \hat{a} + b\bar{x} \\ = \bar{y} - b\bar{x} + b\bar{x} = \bar{y} \end{array} \right)$$


 S_E


 S_R

平方和分解式 $S_T = S_R + S_E$,

回 归
平方和

$$\begin{aligned} S_R &= \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 \\ &= \sum_{i=1}^n (\hat{a} + \hat{b}x_i - \bar{y})^2 \\ &= \hat{b}S_{xy} = \hat{b}^2 S_{xx} \end{aligned}$$

回归值的离散程度取决于 $\{x_i\}$ 的离散程度以及经验回归函数的斜率的平方

平方和分解式 $S_T = S_R + S_E$,

残差平方和 $S_E = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{a} - \hat{b}x_i)^2$

S_R 越大 (S_E 越小):

观测值 y_i 与经验回归值 \hat{y}_i 越接近, 即拟合效果越好, 线性回归效果越显著

相关系数 r $r^2 = \frac{S_R}{S_T} = \frac{\hat{b}^2 S_{xx}}{S_{yy}} = \frac{S_{xy}^2}{S_{xx} S_{yy}}$

3) F检验

平方和分解式 $S_T = S_R + S_E$, $f_T = f_R + f_E$,

总平方和
$$S_T = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^2 = S_{yy}$$

自由度 $f_T = n - 1;$

回 归
平方和
$$S_R = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

自由度 $f_R = 1;$

以上内容仅为本文档的试下载部分，为可阅读页数的一半内容。如要下载或阅读全文，请访问：<https://d.book118.com/717055000045006044>