

第七章! \in 归 \circlearrowleft • {

§7.1 ~ 元, 形 \in 归

- \in 归 \circlearrowleft • { 理 \cup 计的 \neq 工具,
处理多个变量 间相关关系的~ 学• { .
- 函 \hat{e} : 定性关系. $h = \frac{1}{2}gt^2$.
- f 关关 \times : 给定 x , 不能确定 y 的 . 如, 存在测量 差.
- \in 归 \circlearrowleft : 建立关 \times , 判断公 的有效性, 预测! 控 .
- ~ 元, 性 \in 归: 随机变量 Y 与 通变量 x 间的, 性关 \times .
- 据成对观测:

$$(x_1; y_1); (x_2; y_2); \dots; (x_n; y_n).$$

- - 点: $x_1/x_2/\dots/x_n$ 不全 f 等.

例1.1. 某材料的强度 Y 与拉伸倍数 x 有关. $n = 24$ 据:

$(1.9; 1.4), (2.0; 1.3), (2.1; 1.8), \dots, (9.5; 8.1), (10.0; 8.1)$.

目标: 找出 x 和 Y 的关系.

- 散点图:

散点图绕在

\wedge

- 建立回归方程:

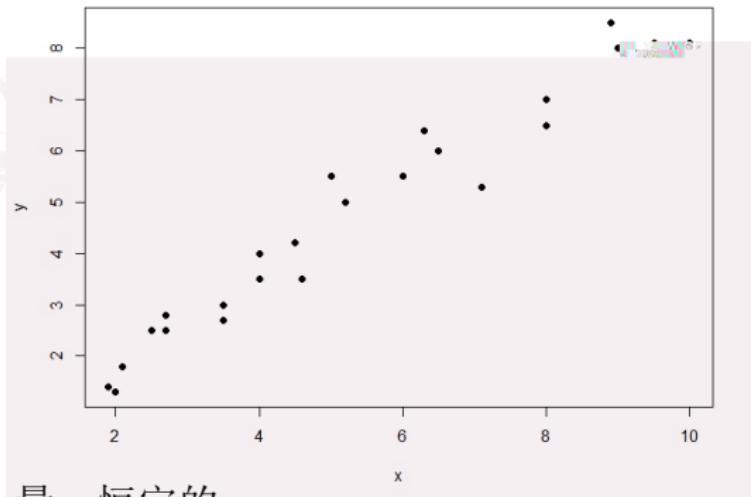
$$\hat{y} = a + bx,$$

归因于 b .

- 线性:

x 每增加1, y 的增量恒定的.

- 非线性: x 每增加1, y 的增量不恒定的.



点估计 \hat{a}, \hat{b} .

最小二乘法: 求均• 差 Q 的最小 点 $\hat{a}; \hat{b}$.

$$Q = Q(a; b) = \sum_{i=1}^n y_i - (a + bx_i)^2 : \quad (1.2)$$

● 方法一(微分法)! 求解• 程组:

$$\frac{\partial Q}{\partial a} = -2 \sum_{i=1}^n y_i - (a + bx_i) = 0; \quad (1.3)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial b} = -2 \sum_{i=1}^n y_i - (a + bx_i) \cdot x_i = 0; \quad (1.4)$$

● 由(1.3) 解得 $a = \bar{y} - b\bar{x}$. 代入(1.4) ± 求解 b .

- 由(1.3)解得 $a = \bar{y} - b\bar{x}$. 代入

$$\frac{\partial Q}{\partial b} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - (a + bx_i)) \cdot x_i = 0: \quad (1.4)$$

- 解: $\star \Rightarrow \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}) - b(x_i - \bar{x})(x_i - \bar{x}) = 0$. 记

$$\text{`}_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2; \quad \text{`}_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y});$$

则 $\text{`}_{xy} = b \cdot \text{`}_{xx}$. 解得 $b = \text{`}_{xy} / \text{`}_{xx}$. (前提: x_i 's 不全 f 等.)

- $\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x}, \hat{b} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$. 可证 明 $(\hat{a}; \hat{b})$ $Q(a; b)$ 的最小 点. (理由: 阶导 矩 / 海色 H 定.)

$$H = \begin{matrix} 2n & & 2n\bar{x} \\ & 2 & \end{matrix} : \begin{matrix} & n \\ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n\bar{x}^2 & \end{matrix}$$

最小二乘法：求均差 \bar{y} 的最小二项式 a, \hat{b} .

$$Q = Q(a; b) = \sum_{i=1}^n y_i - (a + b\bar{x}_i)^2 \quad (1.2)$$

• 方法二(方法)、(注: $\sum_{i=1}^n \star \cdot \star_i = 0$, $\bar{yy} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$.)

$$\begin{aligned} Q(a; b) &= \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}) + \bar{y} - (a + b\bar{x}) - b(\bar{x}_i - \bar{x})^2 \\ &= \bar{yy} + n \cdot \star^2 + \underbrace{b^2}_{\text{xx}} - 2b \underbrace{\bar{xy}}_{\text{xy}} \end{aligned}$$

$$= \bar{yy} + n \cdot \star^2 + \text{y}(1 \cdot \bar{yy})$$

总结:

- 均差 Q 的最小点 $\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x}$, $\hat{b} = \frac{\sum xy}{\sum x^2}$.

$$Q = Q(a; b) = \sum_{i=1}^n y_i - (a + bx_i)^2 : \quad (1.2)$$

- 回归方程/回归直线/经验公式:

$$y = \hat{a} + \hat{b}x:$$

- $y = \hat{a} + \hat{b}x$. 由此,

(1) 点 $(x; y)$ 落在回归线上, (2) \hat{y}_i 's 的平均 • \bar{y} .

$$\hat{y}_i := \hat{a} + \hat{b}x_i:$$

- 例1.1. 由24个据计算得 $\hat{y} = \hat{a} + \hat{b}x = 0.15 + 0.859x$.
回归 x \hat{b} 的含义: 拉一倍 x 每增加1, 强度 Y 平均增加0.859.

例1.2. 彩色影，染料光学密度 Y 与 出的光学密度 x 关X
如 $e, A; B > 0$:

$$Y \approx Ae^{-B/x},$$

- 这不，性关X. 两边取对 得

$$Y^* \approx \ln A - Bx^*; \quad \text{其} ; Y^* = \ln Y; \quad x^* = \frac{1}{x};$$

- 据: $(x_1; y_1); \dots; (x_n; y_n) \rightarrow (x_1^*; y_1^*); \dots; (x_n^*; y_n^*)$.
- 建立, 性E归• 程: $\hat{y}^* = \hat{a} + \hat{b}x^*$.
- 变 $\hat{A} = e^{\hat{a}}, \hat{B} = -\hat{b}$.
- E归• 程: $\hat{Y} = \hat{A}e^{-\hat{B}/x}$.

例1.3. 炼钢钢包容 \bar{Y} 随 用次 x 增大. $n = 13$, 据:

$$(2; 106.42); (3; 108.20); (4; 109.58); \dots; (19; 111.20)$$

- \times 散点 \tilde{a} . 用双曲, $\frac{1}{y} \approx a + b \cdot \frac{1}{x}$.
- , 性 \in 归• 程: $\hat{y}^* = \hat{a} + \hat{b}x^*$, $x^* = 1/x$, $y^* = 1/y$,
其 $\hat{a} = 0.008967$, $\hat{b} = 0.0008292$.
- 经 公 :

$$\frac{1}{\hat{y}} = 0.008967 + 0.0008292 \cdot \frac{1}{x}$$

平• 和◎解公

- 前提: x_1, x_2, \dots, x_n 不全 f 等.

结论: 均 • 差 Q 的(~ 的)最小 点 $\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x}$, $\hat{b} = \frac{\bar{xy}}{\bar{xx}}$.

$$Q = Q(a; b) = \sum_{i=1}^n y_i - (a + bx_i)^2$$

估计: $\hat{y} = \hat{a} + \hat{b}x$, $\bar{y} = \hat{a} + \hat{b}\bar{x}$, $\hat{y}_i = \hat{a} + \hat{b}x_i$.

- 注: 经 公 并不都能 \pm 映 际情况. 需 \pm 判别 x 与 Y 间
真的具有, 性 f 关关 X : Y 随着 x 增大 , 性地增
大(γ_2 者, 性地减小).

$$\begin{aligned} \circ & \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2. \\ \hat{a} & \neq 1 \end{aligned}$$



模型的• 差估计与 f 关性检

- 态模型:

$$Y_i = a + bX_i + \varepsilon_i; \quad i = 1, \dots, n \quad (1.10)$$

其 $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$ 独立〇◎布, 都从 $\sim N(0; \sigma^2)$, σ^2 .

- 注: 得 $(Y_1; \dots; Y_n)$ 的联合密度.

- 可证 明: 残差平和 $Q = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2$ 满足

$$\frac{1}{2}Q \sim \chi^2(n-2);$$

- $\varepsilon_i = y_i - \hat{y}_i = y_i - \bar{y} - \hat{b}(x_i - \bar{x})$ 满足两个约束程:

$$\sum_{i=1}^n \varepsilon_i = 0; \quad \sum_{i=1}^n \varepsilon_i(x_i - \bar{x}) = 0;$$

- σ^2 的无估计: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2} Q$. ($E \frac{1}{2}Q = n-2$.)

- 相关性检验. $H_0: b = 0$.

(注: H_0 不成立, 则 Y 与 x 有, 性 f 关关 X .)

- f 对 言, $U = \hat{b}^2 \cdot_{xx}$ 越大 & $Q = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$ 越小, 则模
型越准确描 x 和 Y 间的, 性 f 关关 X . \pm , 则 x 和 Y
间没有, 性 f 关关 X .

- 检验统计量:

$$F = F(x; Y) = \frac{U}{Q/(n-2)}: \quad (1.9)$$

若 F f 当大, 则表明 x 对 Y 的, 性影• 强, 两者有, 性 f 关
性. \bar{A} 则, 没有, 性 f 关性.

- 可 明: 在 H_0 e, $F \sim F(1; n-2)$.
- 否定域: $\mathcal{W} = \{(x; y) : F(x; y) > \alpha\}$, 其 $\alpha = F_{1-\alpha}(1; n-2)$.
- 结论: $F(x; y) > \alpha$, 则拒绝 H_0 , 认 Y w 地, 性• 赖于 x .
 \bar{A} 则, 接 H_0 , 认 x 与 Y 间没有 w 的, 性 f 关性.

- 有些 检验 \hat{U} 计量取本 f 关系 X :

$$R = R(x; y) = \frac{\hat{a}}{\sqrt{\hat{x}\hat{x} - \hat{y}\hat{y}}}:$$

(∞ 顾, 随 \hat{A} 变量 与 的 (\cdot) 性) f 关系 X : $= \frac{\text{Cov}(\cdot)}{\sqrt{D(\cdot)D(\cdot)}}.$)

- 当 $|R|$ 很大 , 拒绝 $H_0 : b = 0$.

- 复 f 关系 X 平 • :

$$R^2 = \frac{\hat{b}^2}{\frac{\hat{x}\hat{x}}{\hat{y}\hat{y}}} = \frac{\hat{b}^2}{\frac{\hat{x}\hat{x}}{\hat{y}\hat{y}}} = \frac{U}{\frac{U}{\hat{y}\hat{y}}} = 1 - \frac{Q}{\frac{Q}{\hat{y}\hat{y}}}:$$

注: $0 \leq R^2 \leq 1$. R^2 越接近1, ∞ 归模型对 数据拟合得越好.

- F 与 R^2 的关系: ~ ~ 对应, 严格增,

$$\begin{aligned} F &= \frac{U}{Q/(n-2)} = (n-2) \frac{U}{\frac{Q}{y\bar{y}} - U} \\ &= (n-2) \frac{R^2}{1-R^2} = \frac{n-2}{1/R^2 - 1}: \end{aligned}$$

例1.4. 炼钢, %含量 x 越高, 炼间 Y 越长. $n = 34$, 据:

$$(180; 200); (104; 100); \dots; (143; 160)$$

- × 散点 \tilde{a} , 观察 据, 建, 形 \in 归模型.
- 计算结果: $\hat{a} = -23.20$, $\hat{b} = 1.270$, $F = 145.0$, $R^2 = 0.8192$.
- 查 $F(1; n-2) = F(1; 32)$ 表: $= 0.01$, 得 $= 4.15$.
- ∈ 结论: $F >$, 定 H_0 , 认 x, Y 存在, 性 f 关 X . \forall :
, 归 w 的.

应用1. 预报.

- 对新的自变量 x_0 , 预报

$$Y_0 = a + bx_0 + \epsilon_0:$$

- 点估计: 用 $\hat{y}_0 = \hat{a} + \hat{b}x_0$ 预报 Y_0 .
- 需衡量预报精度.

区间估计: 用 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2}Q$ 代 σ^2 .

$$T := \frac{Y_0 - \hat{y}_0}{\sqrt{s^2 \left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{xx} \right)}} \sim t(n-2).$$

- 查 $t(n-2)$ 表: $= t_{1-\alpha/2}(n-2)$.
- 区间两端点: $\hat{y}_0 \pm s \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{xx}}$.

- 区间估计: $t_{1-\alpha/2}(n-2)$,

d _____

$$\hat{y}_0 - s^*; \hat{y}_0 + s \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum x^2}}$$

- x_0 离 \bar{x} 越远, 预报区间长度越长.

差标准差的估计 s 越小, 预报区间越短, 预报越精确.

- 注: x_0 不能超出原数据的范围.
- 当 n 较大且 $x_0 - \bar{x}$ 较小, $s^* \approx 1$. 于预测区间近似

$$[\hat{y}_0 - s; \hat{y}_0 + s]$$

- 当 n 较大, 可用标准正态分布的临界值 $Z_{1-\alpha/2}$.

应用2: 控 .

- 求控 Y 在区间 $[A; B]$ 内, 如何选取 x ?
- 办{ : 让 $\hat{y}_\pm \in [A; B]$, \pm 解出 x 的区间.

ε归断和残差◎

:d || ||TJF53 Ti 9.04.000036 Td |||d || ||TJ;Ti 9.0480.9

- 即 A定了 H_0 : () / 59 10.1 131 () / 9091 7.0 (8)



- 残差: $\hat{e}_i = y_i - \hat{y}_i$.

- 令

$$h_i = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2}; \quad s = \sqrt{\frac{Q}{n-2}}; \quad r_i = \frac{\hat{e}_i}{s\sqrt{1-h_i}}$$

- 近似地, r_1, \dots, r_n 相互独立, 且都服从 $N(0, 1)$. 故

$$P(|r_i| > 2) \approx 0.05.$$

- 当 n 比较大时, r_i 's 应该有约 $[0.05n]$ 个的绝对值大于 2.

注: 可用来检验模型关于‘差’的假定成立, \pm 及 u 为常点.