# 第八讲 线性回归模型



# 回归函数

- y: 响应变量
- x: 自变量, 1维或多维

以**x**的某个函数f(**x**)逼近y, 误差为 $E(y-f(\mathbf{x}))^2$ 最优逼近是f(**x**) =  $E(y|\mathbf{x})$ ,这是因为  $E(y-f(\mathbf{x}))^2 \ge E(y-E(y|\mathbf{x}))^2$ 

 $E(y|\mathbf{x})$ 称为回归函数. 令  $\varepsilon = y - E(y|\mathbf{x})$ ,则容易验证 $\varepsilon$ 与 $\mathbf{x}$ 不相关。 所以响应变量y可以表示为:

 $y = E(y \mid \mathbf{x}) + \varepsilon_{\circ}$ 

对回归函数假设结构,即得到各种回归模型。

# 一般线性回归模型

#### 模型表示1:

y:响应变量, x:自变量(向量)。线性回归模型假设:

(i) 线性回归函数:  $E(y|\mathbf{x}) = a + b'\mathbf{x}$ ,

(ii) 方差常数/齐性:  $var(y | \mathbf{x}) = \sigma^2$ .

其中 $a,b,\sigma^2$ 是未知参数。

- 自变量x一维时,称为简单线性回归模型 (simple linear regression model)
- 自变量x多维时,称为多重线性回归模型 (multiple linear regression model)

令 $\varepsilon = y - E(y|\mathbf{x}) = y - (a+b'\mathbf{x}),$ 若要求 $\varepsilon = y - E(y|\mathbf{x}) = y - (a+b'\mathbf{x}),$ 若要求 $\varepsilon = y - E(y|\mathbf{x}) = y - (a+b'\mathbf{x}),$ 若要求 $\varepsilon = y - E(y|\mathbf{x}) = y - (a+b'\mathbf{x}),$ 

## 模型表示2:

 $y = a + b' \mathbf{x} + \varepsilon,$ 

其中

- (1)  $E(\varepsilon) = 0$
- (2)  $var(\varepsilon) = \sigma^2$  (方差齐性, Homoscedasticity)
- (3) ε与x独立 (外生性, Exogeneity)

条件(1),(2)加上样本独立性,称为Gauss - Markov假设

#### 注:

- (1)误差0均值(均值常数,不依赖于x): 保证可识别性(Identifiability),截距参数a可识别
- (2)方差齐性(方差常数,不依赖于x): 保证参数估计的最优性(Gauss – Markov定理)
- (3)外生性:保证参数估计的无偏性/因果

#### 为什么线性?

1.如果x, y服从联合正态分布: $\begin{pmatrix} y \\ x \end{pmatrix} \sim N \begin{pmatrix} \mu_y \\ \mu_x \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Sigma_{yy} & \Sigma_{yx} \\ \Sigma_{xy} & \Sigma_{xx} \end{pmatrix},$  则 $y \mid x \sim N(\mu_y + \Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} (x - \mu_x), \Sigma_{yy} - \Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{xy}),$ 

- (a)  $E(y \mid x) = \mu_v + \sum_{vx} \sum_{xx}^{-1} (x \mu_x) = a + b'x$ ,
- (b)  $\operatorname{var}(y \mid \mathbf{x}) = \sum_{yy} \sum_{yx} \sum_{xx}^{-1} \sum_{xy} \hat{=} \sigma^2$ .

或等价地(令  $\varepsilon = y - E(y \mid x) = y - (a + b'x)$   $y = a + b'x + \varepsilon$ , 其中 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ ,且与x独立.

2. 如果x(=0,1)是因子变量,代表随机化分组, 而每一组内y服从正态分布:

$$y|_{x=1} \sim N(\mu_1, \sigma^2), \quad y|_{x=0} \sim N(\mu_0, \sigma^2)$$

则可以表示为:

$$y|_x \sim N(\mu_0 + (\mu_1 - \mu_0)x, \sigma^2) \stackrel{\triangle}{=} N(a + bx, \sigma^2), x = 0.1$$
  
或 $y = a + bx + \varepsilon, \ \varepsilon \sim N(0, \sigma^2), 且 与x独立.$ 

#### 模型的数据形式

数据:  $(y_i, \mathbf{x}_i)$ , i = 1, 2, ..., n独立, 其中向量 $\mathbf{x}_i$ 为自变量的第i个观察值(第一分量为1, 对应于截距项);  $y_i$ 为响应变量, i = 1, 2, ..., n.

假设( $y_i$ ,  $\mathbf{x}_i$ ), i=1,2...,n,独立,满足线性回归模型:  $y=\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}+\boldsymbol{\varepsilon}$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}\sim(0,\sigma^2)$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}$ 与**x**独立 其中 $\boldsymbol{\beta}$ 为 $p\times1$ 回归系数列向量(第一个分量是截距项)。即  $y_i=\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}+\boldsymbol{\varepsilon}_i, i=1,2...,n$  其中 $\boldsymbol{\varepsilon}_1$ , $\boldsymbol{\varepsilon}_2$ ,..., $\boldsymbol{\varepsilon}_n$  iid $\sim(0,\sigma^2)$ ,且 $\boldsymbol{\varepsilon}_i$ 与 $\mathbf{x}_i$ 独立。

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} \mathbf{x_1'} \\ \mathbf{x_2'} \\ \dots \\ \mathbf{x_{n'}} \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_p \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$

其中X称为设计阵(第i行为 $\mathbf{x}_{i}$ ')。

### 模型等价地以矩阵-向量形式表示为:

$$\mathbf{Y}_{n\times 1} = X_{n\times p} \mathbf{\beta}_{p\times 1} + \mathbf{\epsilon}_{n\times 1}, \quad \mathbf{\epsilon} \sim (\mathbf{0}, \sigma^2 I_n), \quad \mathbf{\epsilon} = X \text{ in } \dot{\mathbf{M}} \text{ is } \dot{\mathbf{C}}.$$

或以前两阶矩表示为:

- (a)  $E(\mathbf{Y}|X) = X\boldsymbol{\beta}$ ,
- (b)  $\operatorname{var}(\mathbf{Y}|X) = \sigma^2 I_n$

例1. 一个航海员使用六分仪测量下图中的角度  $\alpha$ ,  $\beta$ , 他共测量了3次,第一、二次分别测量  $\alpha$ ,  $\beta$ , 得到测量值  $y_4$ ,  $y_5$  第三,四次测量角度  $\alpha$  +  $\beta$  得到测量值 $y_3$ ,  $y_4$ , 假设四次测量独立, (可加)误差均值为0, 方差为 $\alpha$  2, 写出线性模型



$$y_1 = \alpha + \varepsilon_1$$

$$y_2 = \beta + \varepsilon_2$$

$$y_3 = \alpha + \beta + \varepsilon_3$$

$$y_4 = \alpha + \beta + \varepsilon_4$$

 $\varepsilon_i$ 独立 ~  $(0,\sigma^2)$ 

$$\mathbf{Y} = X\mathbf{\beta} + \mathbf{\epsilon}, E\mathbf{\epsilon} = 0, \text{var}(\mathbf{\epsilon}) = \sigma^2 I_4$$

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix}$$

例2(单因素方差分析模型). n个个体被随机地分配于K组分别接受某种处理(treatment),并测量某指标。假设第k组有 $n_k$ 个个体,指标测量为 $y_{k1},...,y_{kn_k}$ iid $\sim$ N( $\mu_k,\sigma^2$ ),k=1,....K

记 
$$\varepsilon_{kj} = y_{kj} - \mu_k$$
,  $j = 1,..., n_k$  iid ~  $N(0, \sigma^2), k = 1,....K$ ,即
$$y_{kj} = \mu_k + \varepsilon_{kj},$$

模型可表示为:  $\mathbf{Y} = X\mathbf{\beta} + \mathbf{\epsilon}, E\mathbf{\epsilon} = 0, \text{var}(\mathbf{\epsilon}) = \sigma^2 I_n$ , 其中

$$Y = \begin{pmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{1n_i} \\ \vdots \\ y_{K1} \\ \vdots \\ y_{Kn_K} \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \beta = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_K \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} \\ \vdots \\ \varepsilon_{1n_i} \\ \vdots \\ \varepsilon_{K1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Kn_K} \end{pmatrix}$$

为了检验K个均值相同,通常重新参数化,比如令  $\beta_1 = \mu_1$ ,  $\beta_2 = \mu_2 - \mu_1$ , ...,  $\beta_K = \mu_K - \mu_1$ ,

对于上述新参数 $\tilde{\beta} = (\beta_1,...,\beta_K)'$ ,写出模型  $\mathbf{Y} = X\tilde{\mathbf{\beta}} + \mathbf{\epsilon}, E\mathbf{\epsilon} = 0, \text{var}(\mathbf{\epsilon}) = \sigma^2 I_n$  中的设计阵X