

ME613 - Análise de Regressão

Parte 13

Samara F. Kiihl - IMECC - UNICAMP

Regressão Não-Linear

Introdução

$$Y_i = f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\beta}) + \varepsilon_i$$

em que X_i é o vetor dos valores observados das variáveis preditoras para o i-ésimo caso:

$$\mathbf{X}_{\mathbf{i}p\times 1} = \begin{pmatrix} 1 \\ X_{i,1} \\ \vdots \\ X_{i,p-1} \end{pmatrix}$$

e β o vetor de coeficientes.

No caso de regressão linear, temos que:

$$f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\beta}) = \mathbf{X_i}^T \boldsymbol{\beta}$$

Introdução

Regressão não-linear:

$$Y_i = f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\gamma}) + \varepsilon_i$$

Exemplos:

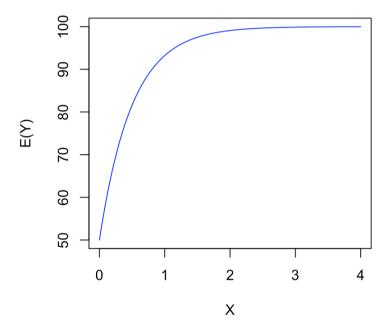
$$Y_i = \gamma_0 \exp(\gamma_1 X_i) + \varepsilon_i$$

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 \exp(\gamma_2 X_i) + \varepsilon_i$$

$$Y_i = \frac{\gamma_0}{1 + \gamma_1 \exp(\gamma_2 X_i)} + \varepsilon$$

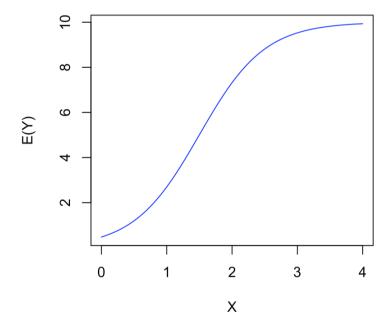
Exemplo

$$E(Y) = 100 - 50 \exp(-2X)$$



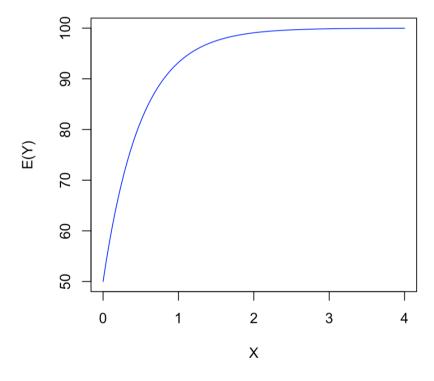
Exemplo

$$E(Y) = \frac{10}{1 + 20 \exp(-2X)}$$



Exemplo

$$E(Y) = 100 - 50 \exp(-2X)$$



Regressão Não-linear

No caso linear, o número de parâmetros é igual ao número de elementos em X_i , no caso não-linear não temos, necessariamente, esta relação.

$$Y_i = f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\gamma}) + \varepsilon_i$$

$$\mathbf{X}_{\mathbf{i}\,q\times 1} = \begin{pmatrix} X_{i,1} \\ \vdots \\ X_{i,q} \end{pmatrix}$$

$$\gamma_{p \times 1} = \begin{pmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \\ \vdots \\ \gamma_{p-1} \end{pmatrix}$$

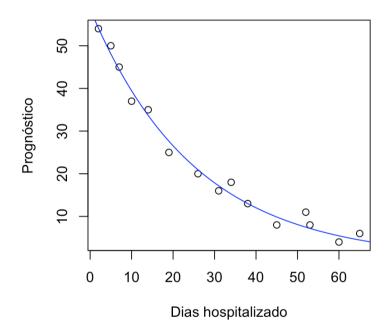
X: dias de hospitalização

Y: prognóstico

```
## 1 54 2
## 2 50 5
## 3 45 7
## 4 37 10
## 5 35 14
## 6 25 19
## 7 20 26
## 8 16 31
## 9 18 34
## 10 13 38
## 11 8 45
## 11 8 45
## 12 11 52
## 13 8 53
## 14 4 60
## 15 6 65
```

Modelo proposto: $Y_i = \gamma_0 \exp(\gamma_1 X_i) + \varepsilon_i$.

 $\hat{Y}_i = 58.6065 \exp(-0.03959X_i) + \varepsilon_i.$



Mínimos Quadrados

Relembrando, no modelo linear simples:

$$S = \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2$$

No modelo não-linear:

$$S = \sum_{i=1}^{n} [Y_i - f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\gamma})]^2$$

Queremos minimizar S com relação a $\gamma_0, \gamma_1, \ldots, \gamma_{p-1}$.

Mínimos Quadrados

$$\frac{\partial S}{\partial \gamma_k} = \sum_{i=1}^n -2[Y_i - f(\mathbf{X}_i, \gamma)] \left[\frac{\partial f(\mathbf{X}_i, \gamma)}{\partial \gamma_k} \right]$$

Igualando as p derivadas parciais a zero e substituindo os parâmetros γ_k pelas estimativas g_k , temos as p equações normais:

$$\sum_{i=1}^{n} Y_i \left[\frac{\partial f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\gamma})}{\partial \gamma_k} \right]_{\boldsymbol{\gamma} = \mathbf{g}} - \sum_{i=1}^{n} f(\mathbf{X}_i, \mathbf{g}) \left[\frac{\partial f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\gamma})}{\partial \gamma_k} \right]_{\boldsymbol{\gamma} = \mathbf{g}} = 0 \quad k = 0, 1, \dots, p-1$$

em que g é o vetor de estimativas por mínimos quadrados:

$$\mathbf{g}_{p \times 1} = \begin{pmatrix} g_0 \\ g_1 \\ \vdots \\ g_{p-1} \end{pmatrix}$$

$$Y_{i} = \gamma_{0} \exp(\gamma_{1}X_{i}) + \varepsilon_{i}$$

$$f(\mathbf{X}_{i}, \boldsymbol{\gamma}) = \gamma_{0} \exp(\gamma_{1}X_{i})$$

$$\frac{\partial f(\mathbf{X}_{i}, \boldsymbol{\gamma})}{\partial \gamma_{0}} = \exp(\gamma_{1}X_{i})$$

$$\frac{\partial f(\mathbf{X}_{i}, \boldsymbol{\gamma})}{\partial \gamma_{1}} = \gamma_{0}X_{i} \exp(\gamma_{1}X_{i})$$

Equações normais:

$$\sum_{i=1}^{n} Y_i \left[\frac{\partial f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\gamma})}{\partial \gamma_k} \right]_{\boldsymbol{\gamma} = \mathbf{g}} - \sum_{i=1}^{n} f(\mathbf{X}_i, \mathbf{g}) \left[\frac{\partial f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\gamma})}{\partial \gamma_k} \right]_{\boldsymbol{\gamma} = \mathbf{g}} = 0 \quad k = 0, 1$$

Temos:

$$\sum_{i=1}^{n} Y_i \exp(g_1 X_i) - \sum_{i=1}^{n} g_0 \exp(g_1 X_i) \exp(g_1 X_i) = 0$$

$$\sum_{i=1}^{n} Y_i g_0 X_i \exp(g_1 X_i) - \sum_{i=1}^{n} g_0 \exp(g_1 X_i) g_0 X_i \exp(g_1 X_i) = 0$$

Simplificando:

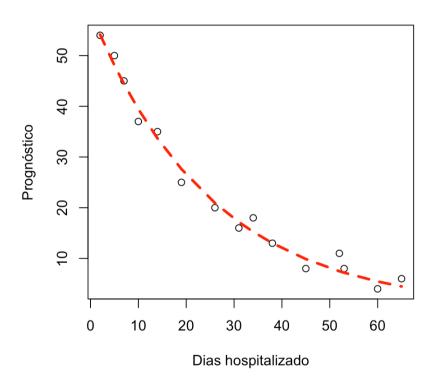
$$\sum_{i=1}^{n} Y_i \exp(g_1 X_i) - g_0 \sum_{i=1}^{n} \exp(2g_1 X_i) = 0$$

$$\sum_{i=1}^{n} Y_i X_i \exp(g_1 X_i) - g_0 \sum_{i=1}^{n} X_i \exp(2g_1 X_i) = 0$$

As equações normais não são lineares com relação a g_0 e g_1 e não possuem solução com forma fechada. Métodos numéricos devem ser empregados para obter a solução.

```
m <- nls(Y~gamma0*exp(gamma1*X),data=dados,start=list(gamma0=56.6646,gamma1=-0.03797))
summary(m)$coef

## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## gamma0 58.6065313 1.472159424 39.80991 5.699631e-15
## gamma1 -0.0395864 0.001711292 -23.13246 6.013445e-12
```



Para obter os valores iniciais, note que podemos linearizar:

$$\log_e \gamma_0[\exp(\gamma_1 X_i)] = \log_e \gamma_0 + \gamma_1 X_1$$
$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

em que $Y_i^* = \log_e Y_i$, $\beta_0 = \log_e \gamma_0$ e $\beta_1 = \gamma_1$.

modeloL <- lm(log(Y) ~ X,data=dados)
summary(modeloL)\$coef</pre>

```
## (Intercept) 4.03715887 0.084103145 48.00247 5.081672e-16
## X -0.03797418 0.002284209 -16.62465 3.857871e-10
```

$$g_0^{(0)} = \exp(\hat{\beta}_0) = 56.665 \text{ e } g_1^{(0)} = \hat{\beta}_1 = -0.038.$$

Leitura

- · Applied Linear Statistical Models: Seções 13.1-13.4.
- · Draper & Smith Applied Regression Analysis: Capítulo 24.
- Nonlinear Regression and Nonlinear Least Squares in R