# Inteligência Computacional

Regressão Linear Múltipla

Slides adaptados do material disponibilizado pelo **Prof. Dr. Guilherme de Alencar Barreto (UFC)** 

- Muitos problemas de regressão envolvem mais de uma variável regressora.
- Tais modelos são chamados de modelos de regressão múltipla.
- Em geral, a variável de saída ou resposta, *y*, pode ser relacionada a *k* variáveis de entrada.
- O modelo

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon, \tag{1}$$

é chamado às vezes de regressão linear múltipla com *k* variáveis de entrada.

- Os parâmetros j, j = 0, 1, ..., k, são chamados de coeficientes de regressão.
- O modelo da Eq. (1) descreve um hiperplano no espaço k-dimensional das variáveis de entrada  $\{x_i\}$ .

#### Conceito Importante!

O parâmetro  $\beta_j$  representa a mudança esperada na resposta y por unidade de mudança em  $x_j$ , quando todas as demais variáveis independentes  $x_i$  ( $i \neq j$ ) são mantidas constantes.

- Modelos de regressão linear múltipla são usados, em geral, como funções aproximadoras ou interpoladoras.
- Ou seja, a verdadeira relação funcional entre y e  $x_1, x_2, ..., x_k$  é desconhecida, mas dentro de certos limites das variáveis de entrada o modelo de regressão linear é uma aproximação adequada.
- Modelos mais complexos que o da Eq. (1) também podem ser analisados pelas técnicas de regressão linear múltipla.

Por exemplo, considere o modelo de regressão linear múltipla com três variáveis de entrada:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \varepsilon, \tag{2}$$

Se fizermos  $x_1 = x$ ,  $x_2 = x^2$  e  $x_3 = x^3$ , então o modelo da Eq. (2) pode ser escrito como um modelo não-linear (no caso, polinomial cúbico) em uma variável de entrada:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 x^3 + \varepsilon, \tag{3}$$

- O método dos mínimos quadrados pode ser usado para estimar os coeficientes de regressão  $\{\beta_i\}, j=0, 1, ..., k$ .
- Para isso, faremos as seguintes definições:
  - 1.  $x_{ij}$  é i-ésima observação da variável  $x_{j}$ .
  - 2.  $y_i$  é a i-ésima observação (medida) da variavel de saída.
- As seguintes suposições são também necessárias:
  - 1. Estão disponíveis n > k observações (i.e., há mais equações do que incógnitas).
  - 2. O erro ou ruído no modelo ( $\varepsilon$ ) tem média 0 e variância  $\sigma_{\varepsilon}^2$ .
  - 3. As observações  $\{\mathcal{E}_i\}$  são não-correlacionadas.

Feito isto, podemos escrever o modelo da Eq. (33) em termos das observações:

$$y_{i} = \beta_{0} + \beta_{1} x_{i1} + \beta_{2} x_{i2} + \dots + \beta_{k} x_{ik} + \varepsilon_{i}, \tag{4}$$

para i = 1, 2, ..., n.

Isto equivale a ter o seguinte sistema com n equações e k+1 incógnitas:

$$y_{1} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{11} + \beta_{2}x_{12} + \dots + \beta_{k}x_{1k} + \varepsilon_{1},$$

$$y_{2} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{21} + \beta_{2}x_{22} + \dots + \beta_{k}x_{2k} + \varepsilon_{2},$$

$$\vdots$$

$$y_{n} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{n1} + \beta_{2}x_{n2} + \dots + \beta_{k}x_{nk} + \varepsilon_{n},$$

$$(5)$$

Em forma matricial, o sistema de equações em (5) é escrito

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},\tag{6}$$

em que

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}_{n \times 1}, \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix}_{n \times (k+1)},$$

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}_{(k+1) \times 1} \quad \mathbf{e} \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}_{n \times 1}.$$

Deseja-se encontrar o vetor de estimativas dos quadrados mínimos,  $\hat{\beta}$ , que minimize a seguinte função-custo:

$$J(\beta) = \|\varepsilon\|^2 = \varepsilon^T \varepsilon = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)^T (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta).$$
 (7)

- A função-custo  $J(\beta)$  pode ser entendida como uma função que busca encontrar o vetor de parâmetros  $\hat{\beta}$  que produz o vetor  $\varepsilon$  de menor norma quadrática.
- A Eq. (7) pode ser decomposta em

$$J(\beta) = \mathbf{y}^T \mathbf{y} - \mathbf{y}^T \mathbf{X} \beta - \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{y} + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta$$
$$= \mathbf{y}^T \mathbf{y} - 2\beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{y} + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta$$
 (8)

uma vez que  $\beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{y} = \mathbf{y}^T \mathbf{X} \beta$  resulta no mesmo escalar.

As estimativas de quadrados mínimos devem satisfazer

$$\frac{\partial J(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = -2\mathbf{X}^T \mathbf{y} + 2\mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} = \mathbf{0},$$
 (9)

em que 0 é um vetor de zeros.

Simplificando a Eq. (9) resulta em:

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} = \mathbf{X}^T \mathbf{y}. \tag{10}$$

A Eq. (10) define as equações normais dos quadrados mínimos da regressão linear múltipla.

- Note que a matriz  $\mathbf{X}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$  é quadrada (dim= $(k+1) \times (k+1)$ ).
- Para resolver as equações normais basta multiplicar ambos os lados da Eq. (10) pela inversa de  $\mathbf{X}^{T}\mathbf{X}$ .
- Assim, a estimativa de quadrados mínimos de β é dada por

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}. \tag{11}$$

Portanto, o modelo de regressão ajustado (preditor) é definido como

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}.\tag{12}$$

O vetor de erros de predição (resíduos) é denotado por

$$\mathbf{e} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}.\tag{13}$$

#### Regularização de Thikonov

ullet Muitas vezes a matriz  $\mathbf{X}^T\mathbf{X}$  é quase singular, ou seja

$$\det(\mathbf{X}^T\mathbf{X}) \approx 0$$

- Isso certamente causará problemas numéricos durante a inversão desta matriz.
- Isto ocorre geralmente quando as variáveis de entrada são intercorrelacionadas.
- Quando essa intercorrelação é grande, dizemos que existe multicolinearidade, ou seja, as linhas da matriz  $\mathbf{X}^T\mathbf{X}$  não são linearmente independentes.

#### Regularização de Thikonov

 Os efeitos nocivos da multicolinearidade podem ser minimizados reescrevendo a Eq. (43) como

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} + \lambda \mathbf{I}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}.$$
 (46)

em que

- $0 \le \lambda \ll 1$  é uma constante de valor pequeno.
- I é uma matriz identidade de dimensão  $(k+1) \times (k+1)$ .
- A técnica da Eq. (46) é chamada de regularização de Tikhonov, enquanto a regressão que a utiliza é chamada de regressão de cumeeira (ridge regression).

Medida de adequação do modelo na regressão linear múltipla

#### Coeficiente de Determinação na Regressão Múltipla

• O coeficiente de determinação  $\mathbb{R}^2$  também é usado na regressão múltipla como medida de adequação do modelo:

$$R^{2} = 1 - \frac{SQ_{E}}{S_{yy}} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \hat{y}_{i})^{2}}{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \bar{y})^{2}},$$
 (48)

em que  $0 \le R^2 \le 1$ .

- ullet No entanto, um valor alta de  $R^2$  não implica que o modelo seja bom!
- O acréscimo de uma variável ao modelo causará sempre, um aumento em R<sup>2</sup>, independentemente de a variável adicional ser ou não significante (informativa).

Medida de adequação do modelo na regressão linear múltipla

#### Coeficiente de Determinação Ajustado

• Alguns autores preferem usar o coeficiente de determinação  $R^2$  ajustado  $(R^2_{aj})$ :

$$R_{aj}^2 = 1 - \frac{SQ_E/(n-p)}{S_{yy}/(n-1)},\tag{49}$$

em que p = k + 1.

- O valor  $S_{yy}/(n-1)$  será constante, independente do número de variáveis no modelo.
- O valor  $SQ_E/(n-p)$  é a média quadrática para o erro, que mudará com o acréscimo (ou retirada) de variáveis ao modelo.
- Portanto,  $R_{aj}^2$  crescer'apenas se a adição de um novo termo reduzir significantemente a média quadrática dos erros.

#### (Regressão Polinomial)

- O modelo linear  $y = X\beta + \varepsilon$ , é um modelo geral que pode ser usado para ajustar qualquer relação que seja linear nos parâmetros desconhecidos.
- Isso inclui a importante classe dos modelos de regressão polinomial. Por exemplo, vimos que o modelo polinomial cúbico em uma variável de entrada:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 x^3 + \varepsilon,$$

é um tipo de modelo de regressão múltipla se fizermos  $x_1 = x$ ,  $x_2 = x^2$  e  $x_3 = x^3$ .

Modelos de regressão polinomial são amplamente usados nos casos em que a relação entre a variável de saída e de entrada é curvilínea (i.e. não-linear).

#### (Regressão Polinomial)

Em regressão polinomial, a matriz **X** do modelo linear  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  passa ser definida como

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & x_1^2 & \cdots & x_1^k \\ 1 & x_2 & x_2^2 & \cdots & x_2^k \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_n & x_n^2 & \cdots & x_n^k \end{bmatrix}_{n \times (k+1)}$$

em que  $x_i$  é a *i*-ésima observação da variável de entrada.

- A estimativa de quadrados mínimos é então calculada por meio da Eq. (11).
- Predições de novos valores podem ser feitas por meio da Eq. (12) e resíduos são calculados pela Eq. (13).

#### (Regressão Polinomial)

Usando os dados do aerogerador ajustou-se o seguinte modelo polinomial de quarta ordem (k = 4):

$$\hat{y} = -0.391 + 10.37x - 5.00x^2 + 1.43x^3 - 0.068x^4$$

com R<sup>2</sup> = 0.974. A curva do modelo superposto ao gráfico de dispersão é mostrada abaixo.

