#### CE225 - Modelos Lineares Generalizados

Cesar Augusto Taconeli

04 de outubro, 2018

# Aula 11 - Regressão para dados binários

#### Introdução

 Interesse em modelar fenômenos aleatórios com dois desfechos possíveis (sucesso ou fracasso) como função de covariáveis;

 A distribuição binomial (e, como caso particular, a distribuição Bernoulli) surge como principal alternativa para a modelagem de dados binários;

• Grande quantidade e variedade de potenciais aplicações.

### Exemplos de motivação

- Prognóstico clínico de pacientes (ex: cura ou não cura) em função de variáveis clínicas, genéticas, comportamentais...
- Risco de crédito (pagamento ou não) por clientes de um banco em função de variáveis sócio-econômicas, referentes à modalidade de empréstimo, ao relacionamento do cliente com o banco...
- Resultado de partidas de basquete (vitória do mandante ou do visitante) em função do desempenho das equipes no campeonato, histórico de confrontos, circunstâncias da partida,...
- Presença ou não de certa espécie vegetal em regiões de uma floresta em função de variáveis ambientais e climáticas.

### Distribuição de Bernoulli

- A distribuição de Bernoulli associa valores 0 e 1 a cada um dos dois desfechos.
- Uma variável aleatória y tem distribuição de Bernoulli com parâmetro  $\pi$  se sua função de probabilidades é dada por:

$$f(y;\pi) = \pi^{y}(1-\pi)^{1-y}, \quad y = 0,1; \quad 0 < \pi < 1,$$
 (1)

ou seja,  $f(0;\pi) = P(y=0|\pi) = 1 - \pi$  e  $f(1;\pi) = P(y=1|\pi) = \pi$ .

• Propriedades da distribuição Bernoulli:

$$E(y) = \mu = \pi; \quad Var(Y) = \mu(1 - \mu).$$
 (2)

• A distribuição Bernoulli pertence à família exponencial com  $V(\mu)=\mu(1-\mu)$  e  $\phi=1$ .

### Distribuição binomial

• Considere n realizações independentes de um experimento de Bernoulli, todos com mesma probabilidade de sucesso  $\pi$ .

• Seja Y a fração de sucessos observada nas n realizações. Então:

$$f(y; n, \pi) = \binom{n}{ny} \pi^{ny} (1 - \pi)^{n - (ny)}; y = 0, \frac{1}{n}, \frac{2}{n}, ..., 1; 0 < \pi < 1.$$
 (3)

• A Bernoulli é um caso particular da distribuição binomial (quando n=1).

### Distribuição binomial

• A média e a variância de y são dadas por:

$$E(y) = \mu = \pi; \quad Var(Y) = \frac{\mu(1-\mu)}{n}.$$
 (4)

• A distribuição binomial pertence à família exponencial com  $V(\mu)=\mu(1-\mu)$  e  $\phi=1$ .

#### Regressão para dados binários

• No contexto de modelos lineares generalizados, considere  $y_1, y_2, ..., y_n$  variáveis aleatórias independentes com

$$y_i \sim binomial(m_i, \pi_i), i = 1, 2, ..., n.$$
 (5)

- Adicionalmente, sejam  $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, ..., x_{ip})$  os vetores de covariáveis associados a cada observação;
- Especificação do modelo linear generalizado:

$$y_i|\mathbf{x}_i \sim binomial(m_i, \pi_i);$$

$$g(\pi_i) = \eta_i = \mathbf{x}_i'\beta = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{x}_{i1} + \beta_2 \mathbf{x}_{i2} + \dots + \beta_p \mathbf{x}_{ip}$$
(6)

### Escolha da função de ligação

- Dentre os requisitos para a escolha de uma função de ligação adequada, destacamos:
  - A função de ligação deve ser contínua, diferenciável e monótona;

• Capaz de 'mapear' os valores de  $\eta_i$  no intervalo (0,1);

 Capaz de linearizar a relação entre os componentes aleatório e sistemático do modelo;

Que proporcione interpretações simples.

### Escolha da função de ligação

 Boa parte dos requisitos indicados são atendidos se adotarmos, como função de ligação, a inversa de F, a função distribuição acumulada (fda) de alguma variável aleatória contínua:

$$g(\pi_i) = F^{-1}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}, \tag{7}$$

ou, de forma equivalente,

$$\pi_i = F(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}). \tag{8}$$

• Três funções usuais para MLGs com dados binários são as ligações **logito**, **probito** e **complemento log-log**, discutidas na sequência.

## Função de ligação logito

• A função de ligação logito baseia-se na fda da distribuição logística em sua forma padrão ( $\mu=0$  e  $\sigma=1$ ):

$$F(z) = \frac{e^z}{(1+e^z)}. (9)$$

- Assim como a distribuição normal padrão, a distribuição logística padrão é definida em todo o conjunto dos reais, com forma de sino centrada em zero.
- O MLG baseado na função de ligação logito fica definido por:

$$\pi_{i} = \frac{e^{\beta_{0} + \beta_{1} x_{i1} + \beta_{2} x_{i2} + \dots + \beta_{p} x_{ip}}}{1 + e^{\beta_{0} + \beta_{1} x_{i1} + \beta_{2} x_{i2} + \dots + \beta_{p} x_{ip}}},$$
(10)

ou, na escala do preditor:

$$\ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}. \tag{11}$$

## Função de ligação probito

 A função de ligação probito fica definida pela (inversa) da fda da distribuição normal padrão, definindo o seguinte MLG:

$$\Phi^{-1}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip},$$
 (12)

ou, na escala da resposta:

$$\pi_i = \Phi(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}), \tag{13}$$

em que  $\Phi(\cdot)$  denota a fda da distribuição normal padrão.

• Na prática, as funções de ligação probito e logito têm comportamentos bastante semelhantes, sobretudo no intervalo (0.1,0.9).

### Função de ligação complemento log-log

 A função de ligação complemento log-log baseia-se na (inversa) da fda da distribuição Gumbel, definindo o seguinte MLG:

$$\ln[-\ln(1-\pi_i)] = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}, \tag{14}$$

ou, na escala da resposta,

$$\pi_{i} = 1 - \exp\left[-\exp\left(\beta_{0} + \beta_{1}x_{i1} + \beta_{2}x_{i2} + \dots + \beta_{p}x_{ip}\right)\right]. \tag{15}$$

• Diferentemente das funções de ligação probito e logito, a função de ligação complemento log-log é assimétrica em relação a  $\pi=0.5$ , o que pode ser conveniente em algumas aplicações.

## Função de ligação Cauchy

• A função de ligação Cauchy define o seguinte MLG:

$$\tan(\pi(\pi_i - 0.5)) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}, \tag{16}$$

ou, na escala da resposta,

$$\pi_{i} = \frac{1}{\pi} \arctan(\beta_{0} + \beta_{1} x_{i1} + \beta_{2} x_{i2} + \dots + \beta_{p} x_{ip}) + \frac{1}{2}.$$
 (17)

#### Ligação Aranda-Ordaz

• A família de ligações Aranda-Ordaz é definida por:

$$g(\pi_i) = \ln\left[\frac{(1-\pi_i)^{-\alpha} - 1}{\alpha}\right],\tag{18}$$

sendo  $\alpha$  um parâmetro que pode ser estimado.

- $\bullet$  Como caso particular, para  $\alpha=1$  temos a função de ligação logito;
- Para  $\alpha \to 0$  temos a função de ligação complemento log-log.

## Regressão logística

- O modelo de regressão logística fica definido pelo uso da ligação logito em um MLG binomial.
- Neste caso, considerando  $y_i|\mathbf{x}_i \sim binomial(m_i, \pi_i)$ , i = 1, 2, ..., n, independentes, então o modelo de regressão logística fica dado por:

$$g(\pi) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip}.$$
 (19)

#### Regressão logística

• De forma equivalente, na escala da odds:

$$\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = e^{\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip}}.$$
 (20)

Na escala da probabilidade (resposta):

$$\pi_{i} = \frac{e^{\beta_{0} + \beta_{1} x_{i1} + \dots + \beta_{p} x_{ip}}}{e^{\beta_{0} + \beta_{1} x_{i1} + \dots + \beta_{p} x_{ip}} + 1}.$$
(21)

- A interpretação dos parâmetros em um modelo de regressão logística baseia-se em razões de chances (odds ratios).
- Comecemos pelo caso da regressão logística simples, com apenas uma covariável (x). Assumindo que x seja uma variável numérica, então:

$$OR\{x+1,x\} = \frac{odds\{x+1\}}{odds\{x\}} = \frac{\pi_{x+1}/(1-\pi_{x+1})}{\pi_x/(1-\pi_x)} = \frac{e^{\beta_0+\beta_1(x+1)}}{e^{\beta_0+\beta_1x}} = e^{\beta_1},$$
(22)

em que  $\pi_X = P(Y = 1|X)$ .

• Assim,  $e^{\beta_1}$  corresponde ao acréscimo na chance de resposta (y=1) para um aumento unitário em x.

- Para um aumento de k unidades em x, verifica-se facilmente que a chance de resposta fica aumentada em  $e^{k\beta_1}$ .
- Para o caso de uma covariável dicotômica (com categorias A e B), inserida ao modelo por meio de uma variável indicadora de B, temos:

$$OR\{B,A\} = \frac{odds\{B\}}{odds\{A\}} = \frac{\pi_B/(1-\pi_B)}{\pi_A/(1-\pi_A)} = \frac{e^{\beta_0+\beta_1\times 1}}{e^{\beta_0+\beta_1\times 0}} = e^{\beta_1},$$
 (23)

em que  $\pi_A$  é a probabilidade de resposta para um indivíduo da categoria A.

• Assim,  $e^{\beta_1}$  corresponde à razão das chances de resposta para as categorias B e A.

 Se houvesse uma terceira categoria (C), então seriam necessárias duas variáveis indicadoras (x<sub>1</sub>, indicadora de B; x<sub>2</sub>, indicadora de C). Assim, teríamos:

$$\ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2}. \tag{24}$$

• As razões de chances ficariam dadas por:

$$OR\{B,A\} = \frac{odds\{B\}}{odds\{A\}} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 \times 1 + \beta_2 \times 0}}{e^{\beta_0 + \beta_1 \times 0 + \beta_2 \times 0}} = e^{\beta_1};$$
 (25)

$$OR\{C,A\} = \frac{odds\{C\}}{odds\{A\}} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 \times 0 + \beta_2 \times 1}}{e^{\beta_0 + \beta_1 \times 0 + \beta_2 \times 0}} = e^{\beta_2};$$
 (26)

$$OR\{C,B\} = \frac{odds\{C\}}{odds\{B\}} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 \times 0 + \beta_2 \times 1}}{e^{\beta_0 + \beta_1 \times 1 + \beta_2 \times 0}} = e^{\beta_2 - \beta_1}.$$
 (27)

 Caso o preditor linear contenha múltiplas variáveis, as interpretações são idênticas, devendo-se ressaltar, no entanto, que a interpretação da razão de chances calculada para uma particular variável, é válida fixando os valores das demais variáveis.

 Aplicação: Pesquisa de opinião pública, plebiscito no Chile. Vamos ao R!