



## Aprendizagem de Máquina Probabilística

César Lincoln Cavalcante Mattos

### Agenda

- 1 Classificação binária
- Regressão logística binária
- 3 Classificação logística multiclasse
- 4 Regressão logística via algoritmo algoritmo IRLS
- 6 Regressão logística Bayesiana Aproximação de Laplace
- **6** Tópicos adicionais
- Referências

## Classificação

#### Tarefa de classificação

Relaciona vetores de entrada a um número finito de rótulos/categorias/classes de saída.

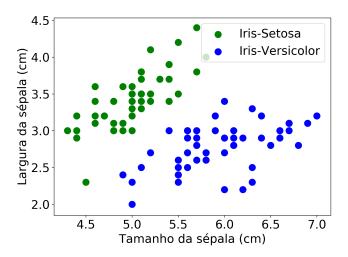
- Classificação binária: Somente duas classes (sim/não, positivo/negativo, gato/cachorro, etc.)
- Classificação multiclasse: Mais de duas classes (dígitos, letras, raças de cachorro, marcas de carro, etc.)



**Iris Versicolor** 

**Iris Setosa** 

 Problema: Como classificar automaticamente flores da espécie íris entre Setosa e Versicolor a partir de medidas de suas sépalas?



 Ideia: Podemos utilizar um modelo de regressão linear nessa tarefa de classificação?

 Convertemos as saídas categóricas ("setosa" ou "versicolor") em números: -1 ou 1.

- Convertemos as saídas categóricas ("setosa" ou "versicolor") em números: -1 ou 1.
- **Problema**: O modelo  $\hat{y}_i = \mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i$  retorna valores reais.

- Convertemos as saídas categóricas ("setosa" ou "versicolor") em números: -1 ou 1.
- **Problema**: O modelo  $\hat{y}_i = \mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i$  retorna valores reais.
- **Ideia**: Modificar a saída para  $\hat{y}_i = \text{sign}(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}_i)$ , em que:

$$\mathsf{sign}(\mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i) = \left\{ egin{array}{ll} -1 &, \mathsf{se} \; \mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i < 0 \ 1 &, \mathsf{se} \; \mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i \geq 0 \end{array} 
ight.$$

- Convertemos as saídas categóricas ("setosa" ou "versicolor") em números: -1 ou 1.
- **Problema**: O modelo  $\hat{y}_i = \mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i$  retorna valores reais.
- **Ideia**: Modificar a saída para  $\hat{y}_i = \text{sign}(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}_i)$ , em que:

$$\operatorname{sign}(\mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i) = \left\{ egin{array}{ll} -1 &, \operatorname{se} \ \mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i < 0 \ 1 &, \operatorname{se} \ \mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i \geq 0 \end{array} 
ight.$$

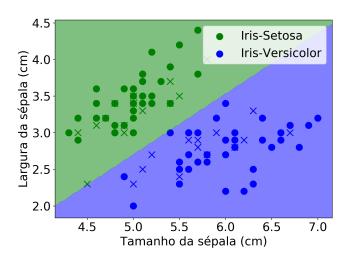
 Problema: Como modificar a regra de atualização dos parâmetros, dado que a função sign(·) não é diferenciável?

- Convertemos as saídas categóricas ("setosa" ou "versicolor") em números: -1 ou 1.
- **Problema**: O modelo  $\hat{y}_i = \mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i$  retorna valores reais.
- **Ideia**: Modificar a saída para  $\hat{y}_i = \text{sign}(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}_i)$ , em que:

$$\operatorname{sign}(\mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i) = \left\{ egin{array}{ll} -1 &, \operatorname{se} \ \mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i < 0 \ 1 &, \operatorname{se} \ \mathbf{w}^{ op}\mathbf{x}_i \geq 0 \end{array} 
ight.$$

- Problema: Como modificar a regra de atualização dos parâmetros, dado que a função sign(·) não é diferenciável?
- Ideia: Vamos usar a função sign(·) somente na predição do modelo.

- Solução via OLS:  $\mathbf{w} = (\mathbf{X}^{\top}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{\top}\mathbf{y}$
- Classificação binária (70% para treinamento e 30% para teste):



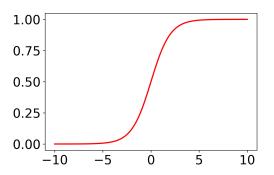
## Agenda

- Classificação binária
- 2 Regressão logística binária
- 3 Classificação logística multiclasse
- 4 Regressão logística via algoritmo algoritmo IRLS
- Regressão logística Bayesiana Aproximação de Laplace
- Tópicos adicionais
- Referências

 Ideia: Trocar a função sign(·) por uma função diferenciável entre 0 e 1.

- Ideia: Trocar a função sign(·) por uma função diferenciável entre 0 e 1.
- Função logística (sigmóide):

$$\sigma(z) = \frac{1}{1 + \exp(-z)}.$$



### Regressão logística

- Apesar do nome, é um método de classificação.
- Usa uma função logística na saída do modelo linear:

$$\hat{y}_i = \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i), \quad \sigma(z) = \frac{1}{1 + \exp(-z)}.$$

- A função logística é definida no intervalo [0,1], possuindo interpretação probabilística.
- $\sigma(z)$  é facilmente **diferenciável**:

$$\frac{\mathrm{d}\sigma(z)}{\mathrm{d}z} = \sigma(z)(1-\sigma(z)).$$

 Problema: Como modelar probabilisticamente os dados a partir da função logística?

 Problema: Como modelar probabilisticamente os dados a partir da função logística?

#### Distribuição de Bernoulli

Seja uma moeda potencialmente injusta (cara (1) e coroa (0)):

$$P(y = 1|q) = q,$$
  
 $P(y = 0|q) = 1 - q.$ 

A Distribuição de Bernoulli é então definida por:

$$p(y|q) = q^{y}(1-q)^{1-y}$$
.

 Problema: Como modelar probabilisticamente os dados a partir da função logística?

#### Distribuição de Bernoulli

• Considerando duas classes, 0 e 1, temos:

$$P(y = 1|\mathbf{x}, \mathbf{w}) = \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}),$$
  

$$P(y = 0|\mathbf{x}, \mathbf{w}) = 1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}).$$

A Distribuição de Bernoulli é então definida por:

$$p(y|\mathbf{x},\mathbf{w}) = \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x})^{y}(1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}))^{1-y}.$$

• Problema: Qual será a nova função custo?

- Problema: Qual será a nova função custo?
- Ideia: Escolher o negativo da log-verossimilhança:

$$\begin{split} \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= -\log p(\mathbf{y}|\mathbf{X}, \mathbf{w}) \\ \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= -\log \prod_{i=1}^{N} p(y_i|\mathbf{x}_i, \mathbf{w}) \\ \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= -\log \prod_{i=1}^{N} \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}_i)^{y_i} (1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}_i))^{1 - y_i} \\ \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= -\sum_{i=1}^{N} \left[ y_i \log \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}_i) + (1 - y_i) \log (1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top}\mathbf{x}_i)) \right]. \end{split}$$

#### Cross entropy loss

• Definida por:

$$\mathcal{J}(\mathbf{w}) = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[ y_i \log \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i) + (1 - y_i) \log(1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i)) \right].$$

 Precisamos calcular o gradiente da função custo para atualizar os parâmetros do modelo:

$$\mathbf{w} \leftarrow \mathbf{w} - \alpha \frac{\partial \mathcal{J}(\mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}}.$$

Derivando em relação a w, temos:

$$\begin{split} \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[ y_i \log \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i) + (1 - y_i) \log (1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)) \right], \\ \frac{\partial \mathcal{J}(\mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}} &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[ y_i \frac{1}{\sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)} \frac{\partial \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)}{\partial \mathbf{w}} - (1 - y_i) \frac{1}{1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)} \frac{\partial \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)}{\partial \mathbf{w}} \right] \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[ y_i \frac{\sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)(1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i))}{\sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)} \mathbf{x}_i - (1 - y_i) \frac{\sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)(1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i))}{1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)} \mathbf{x}_i \right] \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[ y_i (1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)) \mathbf{x}_i - (1 - y_i) \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i) \mathbf{x}_i \right] \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[ y_i \mathbf{x}_i - y_i \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i) \mathbf{x}_i - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i) \mathbf{x}_i + y_i \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i) \mathbf{x}_i \right] \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (y_i - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)) \mathbf{x}_i \\ &= -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} e_i \mathbf{x}_i. \end{split}$$

• Com o gradiente  $\frac{\partial \mathcal{J}(\mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}}$ , atualizamos o modelo via GD ou SGD.

### Gradiente Descendente (GD)

• Regra de atualização:

$$\mathbf{w}(t) = \mathbf{w}(t-1) + \alpha \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} e_i(t-1) \mathbf{x}_i$$

### Gradiente Descendente Estocástico (SGD)

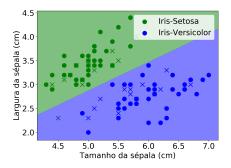
• Regra de atualização:

$$\mathbf{w}(t) = \mathbf{w}(t-1) + \alpha e_i(t-1)\mathbf{x}_i$$

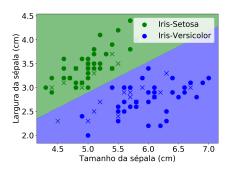
Lembrando que na regressão logística temos:

$$e_i(t) = y_i - \sigma(\mathbf{w}(t)^{\top}\mathbf{x}_i)$$

## Exemplo de classificação (dados separáveis linearmente)

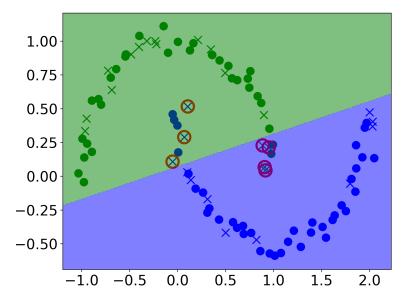


Regressão logística via GD



Regressão logística via SGD

### Exemplo de classificação (dados não separáveis linearmente)



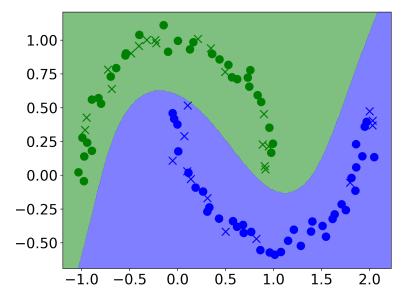
### Extensões da regressão logística

• Novos **atributos não-lineares**  $(x_i^2, x_i^3, \cdots)$  podem ser incluídos para obter um **classificador não-linear**.

### Extensões da regressão logística

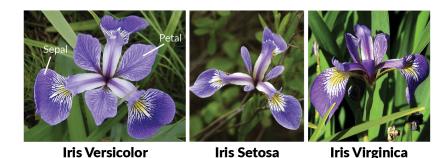
- Novos **atributos não-lineares**  $(x_i^2, x_i^3, \cdots)$  podem ser incluídos para obter um **classificador não-linear**.
- Modelos de regressão logística também podem ser regularizados.
  - Inclui na função custo o termo:  $+\lambda \|\mathbf{w}\|^2$ .
  - Inclui na regra de atualização o termo:  $-\lambda \mathbf{w}(t-1)$ .

# Exemplo de classificação com atributos polinomiais

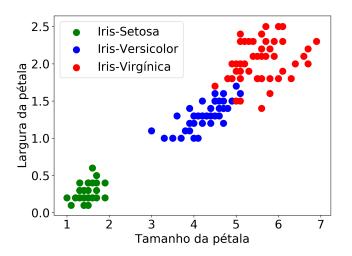


## Agenda

- Classificação binária
- Regressão logística binária
- 3 Classificação logística multiclasse
- 4 Regressão logística via algoritmo algoritmo IRLS
- Regressão logística Bayesiana Aproximação de Laplace
- 6 Tópicos adicionais
- Referências

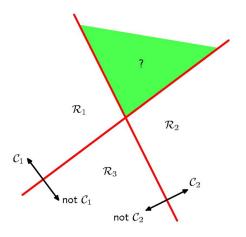


 Problema: Como classificar automaticamente flores da espécie íris entre Setosa, Versicolor e Virgínica a partir de medidas de suas pétalas?

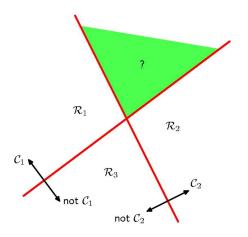


Problema: Como representamos as classes na saída do modelo?

• Ideia: K-1 classificações binárias one vs all:

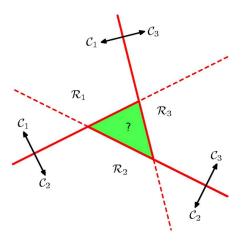


• Ideia: K-1 classificações binárias one vs all:

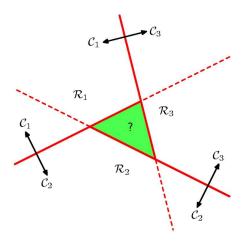


Problema: Regiões não associadas a uma única classe.

• Ideia: K(K-1)/2 classificações binárias one vs one:



• Ideia: K(K-1)/2 classificações binárias one vs one:



• Problema: Regiões não associadas a uma única classe.

### One hot encoding (1-of-K encoding)

- A saída do modelo é um vetor de K elementos (K = número de classes).
- O vetor de saída desejado  $\mathbf{y}_i$  consiste em um vetor de K-1 zeros e um valor 1 na k-ésima posição associada à k-ésima classe.
- **Exemplo**:  $\mathbf{y}_i = [1 \ 0 \ 0]^{\top}$ , ou  $\mathbf{y}_i = [0 \ 1 \ 0]^{\top}$ , ou  $\mathbf{y}_i = [0 \ 0 \ 1]^{\top}$ .

### One hot encoding (1-of-K encoding)

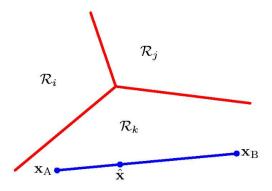
- A saída do modelo é um vetor de K elementos (K = número de classes).
- O vetor de saída desejado  $\mathbf{y}_i$  consiste em um vetor de K-1 zeros e um valor 1 na k-ésima posição associada à k-ésima classe.
- **Exemplo**:  $\mathbf{y}_i = [1 \ 0 \ 0]^{\top}$ , ou  $\mathbf{y}_i = [0 \ 1 \ 0]^{\top}$ , ou  $\mathbf{y}_i = [0 \ 0 \ 1]^{\top}$ .

#### Discriminante linear

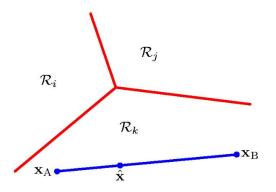
Dado um total de K classes, a classe k\* predita para o padrão x\* é dada por:

$$k_* = \arg\max_{1 \le k \le K} \hat{y}_k.$$

As regiões definidas por um discriminante linear são convexas:



• As regiões definidas por um discriminante linear são **convexas**:



• Problema: Notação do modelo com múltiplas saídas?

## Regressão multivariada

Nova notação matricial:

$$\hat{\mathbf{y}}_i = \mathbf{W}^{\top} \mathbf{x}_i,$$
  
 $\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{X} \mathbf{W},$ 

- $\rightarrow$  **W**  $\in \mathbb{R}^{D \times K}$  é a matriz de parâmetros do modelo.
- $\rightarrow$  **X**  $\in \mathbb{R}^{N \times D}$  é a coleção de entradas do modelo.
- o  $\hat{\mathbf{Y}} \in \mathbb{R}^{N imes K}$  é a coleção de saídas do modelo.

### Regressão multivariada

#### OLS para regressão multivariada (múltiplas saídas)

• Função custo:

$$\mathcal{J}(\mathbf{W}) = \frac{1}{2} \|\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}}\|_F^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \|\mathbf{y}_i - \hat{\mathbf{y}}_i\|^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K |y_{ik} - \hat{y}_{ik}|^2,$$

em que  $\|\cdot\|_F$  é a **Norma de Frobenius**.

• Solução analítica:

$$\mathbf{W} = (\mathbf{X}^{\top}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{\top}\mathbf{Y}.$$

# Regressão multivariada

#### Gradiente Descendente para múltiplas saídas

• Regra de atualização:

$$\mathbf{w}_k(t) = \mathbf{w}_k(t-1) + \alpha \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e_{ik}(t-1) \mathbf{x}_i$$

### Gradiente Descendente Estocástico para múltiplas saídas

• Regra de atualização:

$$\mathbf{w}_k(t) = \mathbf{w}_k(t-1) + \alpha e_{ik}(t-1)\mathbf{x}_i$$

- Note que:
- $\rightarrow e_{ik} = y_{ik} \hat{y}_{ik}$
- $\rightarrow \mathbf{W} = [\mathbf{w}_1 \cdots \mathbf{w}_k \cdots \mathbf{w}_K], \mathbf{w}_k \in \mathbb{R}^D$

#### Regressão logística multiclasse

• A coluna  $\mathbf{w}_k$  da matriz  $\mathbf{W}$  está associada à classe k.

#### Regressão logística multiclasse

- A coluna  $\mathbf{w}_k$  da matriz  $\mathbf{W}$  está associada à classe k.
- Para a saída do modelo, usamos a função softmax:

$$\hat{y}_{ik} = \frac{\exp(\mathbf{w}_k^{\top} \mathbf{x}_i)}{\sum_{j=1}^K \exp(\mathbf{w}_j^{\top} \mathbf{x}_i)}, \quad 1 \leq k \leq K.$$

#### Regressão logística multiclasse

- A coluna  $\mathbf{w}_k$  da matriz  $\mathbf{W}$  está associada à classe k.
- Para a saída do modelo, usamos a função softmax:

$$\hat{y}_{ik} = \frac{\exp(\mathbf{w}_k^{\top} \mathbf{x}_i)}{\sum_{j=1}^K \exp(\mathbf{w}_j^{\top} \mathbf{x}_i)}, \quad 1 \leq k \leq K.$$

- Interpretação probabilística:  $\hat{y}_{ik} = p(y_{ik}|\mathbf{x}_i, \mathbf{W}) \in [0, 1]$ .
- Também chamada de regressão softmax ou regressão logística multinomial.

#### Regressão logística multiclasse

- A coluna  $\mathbf{w}_k$  da matriz  $\mathbf{W}$  está associada à classe k.
- Para a saída do modelo, usamos a função softmax:

$$\hat{y}_{ik} = \frac{\exp(\mathbf{w}_k^{\top} \mathbf{x}_i)}{\sum_{j=1}^K \exp(\mathbf{w}_j^{\top} \mathbf{x}_i)}, \quad 1 \leq k \leq K.$$

- Interpretação probabilística:  $\hat{y}_{ik} = p(y_{ik}|\mathbf{x}_i, \mathbf{W}) \in [0, 1]$ .
- Também chamada de regressão softmax ou regressão logística multinomial.
- Problema: Qual será a nova função custo?

#### Multiclass cross-entropy

• Função custo para regressão logística multiclasse:

$$\mathcal{J}(\mathbf{W}) = -\frac{1}{N} \log p(\mathbf{Y}|\mathbf{X}, \mathbf{W})$$

$$\mathcal{J}(\mathbf{W}) = -\frac{1}{N} \log \prod_{i=1}^{N} \prod_{k=1}^{K} p(y_{ik}|\mathbf{x}_i, \mathbf{W})^{y_{ik}}$$

$$\mathcal{J}(\mathbf{W}) = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} y_{ik} \log \hat{y}_{ik}.$$

 Precisamos calcular o gradiente da função custo para atualizar os parâmetros do modelo:

$$\mathbf{W} \leftarrow \mathbf{W} - \alpha \frac{\partial \mathcal{J}(\mathbf{W})}{\partial \mathbf{W}}, \text{ ou } \mathbf{w}_k \leftarrow \mathbf{w}_k - \alpha \frac{\partial \mathcal{J}(\mathbf{W})}{\partial \mathbf{w}_k}, \forall k.$$

• As derivadas em relação aos parâmetros são dadas por:

$$\mathcal{J}(\mathbf{W}) = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{K} y_{ij} \log \hat{y}_{ij},$$
$$\frac{\partial \mathcal{J}}{\partial \mathbf{w}_{k}} = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{K} \frac{y_{ij}}{\hat{y}_{ij}} \frac{\partial \hat{y}_{ij}}{\partial \mathbf{w}_{k}},$$

em que

$$\begin{split} &\frac{\partial \hat{y}_{ik}}{\partial \mathbf{w}_k} = (\hat{y}_{ik} - \hat{y}_{ik}^2) \mathbf{x}_i, \quad j = k, \\ &\frac{\partial \hat{y}_{ij}}{\partial \mathbf{w}_k} = -\hat{y}_{ij} \hat{y}_{ik} \mathbf{x}_i, \quad j \neq k, \end{split}$$

ou seja,

$$\frac{\partial \hat{y}_{ij}}{\partial \mathbf{w}_k} = [\delta(j,k)\hat{y}_{ik} - \hat{y}_{ij}\hat{y}_{ik}]\mathbf{x}_i, \quad \delta(j,k) = \left\{ \begin{array}{l} 1, \ j = k, \\ 0, \ j \neq k \end{array} \right..$$

• Substituindo na derivada original:

$$\frac{\partial \mathcal{J}}{\partial \mathbf{w}_{k}} = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{K} \frac{y_{ij}}{\hat{y}_{ij}} [\delta(j,k)\hat{y}_{ij} - \hat{y}_{ij}\hat{y}_{ik}] \mathbf{x}_{i}$$

$$\frac{\partial \mathcal{J}}{\partial \mathbf{w}_{k}} = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{K} y_{ij} [\delta(j,k) - \hat{y}_{ik}] \mathbf{x}_{i}$$

$$\frac{\partial \mathcal{J}}{\partial \mathbf{w}_{k}} = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left[ \sum_{j=1}^{K} y_{ij} \delta(j,k) - \hat{y}_{ik} \sum_{j=1}^{K} y_{ij} \right] \mathbf{x}_{i}$$

$$\frac{\partial \mathcal{J}}{\partial \mathbf{w}_{k}} = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} [y_{ik} - \hat{y}_{ik}] \mathbf{x}_{i} = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} e_{ik} \mathbf{x}_{i}.$$

Note que usamos acima o fato da soma dos elementos do vetor
 y<sub>i</sub> ser igual a 1.

• Com os gradientes  $\frac{\partial \mathcal{J}(\mathbf{W})}{\partial \mathbf{w}_k}$ , atualizamos o modelo via GD/SGD.

#### Gradiente Descendente para múltiplas saídas

• Regra de atualização:

$$\mathbf{w}_k(t) = \mathbf{w}_k(t-1) + \alpha \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e_{ik}(t-1) \mathbf{x}_i$$

#### Gradiente Descendente Estocástico para múltiplas saídas

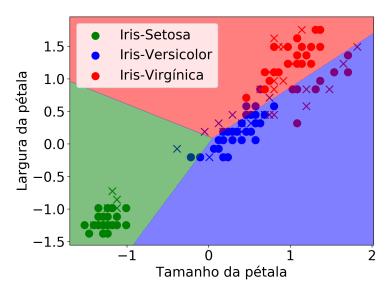
• Regra de atualização:

$$\mathbf{w}_k(t) = \mathbf{w}_k(t-1) + \alpha e_{ik}(t-1)\mathbf{x}_i$$

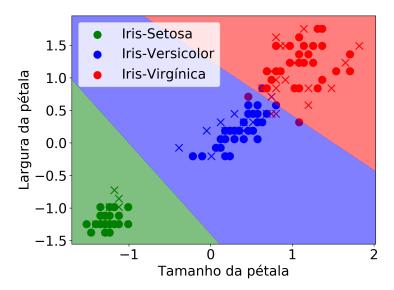
Lembrando que na regressão logística multiclasse temos:

$$e_{ik} = y_{ik} - \frac{\exp(\mathbf{w}_k^{\top} \mathbf{x}_i)}{\sum_{j=1}^K \exp(\mathbf{w}_j^{\top} \mathbf{x}_i)}.$$

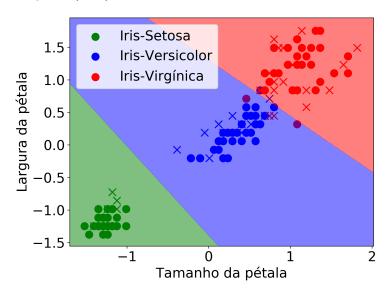
Regressão linear "ingênua" (OLS) - 72.73% de acurácia no teste



Regressão logística (GD) - 93.18% de acurácia no teste



Regressão logística (SGD) - 93.18% de acurácia no teste



# Agenda

- Classificação binária
- Regressão logística binária
- 3 Classificação logística multiclasse
- Regressão logística via algoritmo algoritmo IRLS
- Regressão logística Bayesiana Aproximação de Laplace
- 6 Tópicos adicionais
- Referências

 Por causa da não-linearidade da função sigmoide, não há uma solução analítica para a regressão logística.

- Por causa da não-linearidade da função sigmoide, não há uma solução analítica para a regressão logística.
- IRLS (iterative reweighted least squares): Aplicação iterativa do algoritmo de Newton-Raphson:

$$\mathbf{w}_t = \mathbf{w}_{t-1} - (\nabla \nabla \mathcal{J}(\mathbf{w}_{t-1}))^{-1} \nabla \mathcal{J}(\mathbf{w}_{t-1}),$$

em que  $\mathcal{J}(\mathbf{w})$  é a função custo,  $\nabla \mathcal{J}(\mathbf{w})$  é o seu gradiente em relação aos parâmetros  $\mathbf{w}$  e  $\nabla \nabla \mathcal{J}(\mathbf{w})$  é a sua Hessiana.

• Computamos o gradiente e a Hessiana da função custo  $\mathcal{J}(\mathbf{w})$ :

$$\begin{split} \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= -\sum_{i=1}^{N} \left[ y_i \log \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i) + (1 - y_i) \log (1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i)) \right], \\ \nabla \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= -\sum_{i=1}^{N} (y_i - \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i)) \mathbf{x}_i = -\mathbf{X}^{\top} (\mathbf{y} - \sigma(\mathbf{X} \mathbf{w})), \\ \nabla \nabla \mathcal{J}(\mathbf{w}) &= \sum_{i=1}^{N} \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i) (1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i)) \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^{\top} = \mathbf{X}^{\top} \mathbf{R} \mathbf{X}, \\ \mathbf{R} &= \operatorname{diag}(R_{11}, \dots, R_{NN}), \\ R_{ii} &= \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i) (1 - \sigma(\mathbf{w}^{\top} \mathbf{x}_i)). \end{split}$$

• Os parâmetros **w** são atualizados via IRLS da seguinte maneira:

$$\begin{split} \mathbf{w}_t &= \mathbf{w}_{t-1} - (\nabla \nabla \mathcal{J}(\mathbf{w}_{t-1}))^{-1} \nabla \mathcal{J}(\mathbf{w}_{t-1}) \\ &= \mathbf{w}_{t-1} + (\mathbf{X}^{\top} \mathbf{R}_{t-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^{\top} (\mathbf{y} - \sigma(\mathbf{X} \mathbf{w}_{t-1})) \\ &= (\mathbf{X}^{\top} \mathbf{R}_{t-1} \mathbf{X})^{-1} \left[ \mathbf{X}^{\top} \mathbf{R}_{t-1} \mathbf{X} \mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{X}^{\top} (\mathbf{y} - \sigma(\mathbf{X} \mathbf{w}_{t-1})) \right] \\ &= (\mathbf{X}^{\top} \mathbf{R} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^{\top} \mathbf{R}_{t-1} \mathbf{z}_{t-1}, \end{split}$$

em que:

$$\begin{aligned} \mathbf{R}_{t-1} &= \operatorname{diag}([R_{t-1}]_{11}, \dots, [R_{t-1}]_{NN}), \\ [R_{t-1}]_{ii} &= \sigma(\mathbf{w}_{t-1}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}_i) (1 - \sigma(\mathbf{w}_{t-1}^{\mathsf{T}} \mathbf{x}_i)), \\ \mathbf{z}_{t-1} &= \mathbf{X} \mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{R}_{t-1}^{-1} (\mathbf{y} - \sigma(\mathbf{X} \mathbf{w}_{t-1})). \end{aligned}$$

Pode ser extrapolado para o caso multiclasse (Murphy, pgs. 252-254).

### Algoritmo IRLS - Solução MAP

• Considerando uma priori  $p(\mathbf{w}) = \mathcal{N}(\mathbf{w}|\mathbf{m}_0, \mathbf{S}_0)$ , temos:

$$\mathcal{J}_{\text{MAP}}(\boldsymbol{w}) = \mathcal{J}(\boldsymbol{w}) - \log \mathcal{N}(\boldsymbol{w}|\boldsymbol{m}_0,\boldsymbol{S}_0).$$

• O gradiente e a Hessiana modificados serão dados por:

$$egin{aligned} 
abla \mathcal{J}_{\mathsf{MAP}}(\mathbf{w}) &= 
abla \mathcal{J}(\mathbf{w}) + \mathbf{S}_0^{-1}(\mathbf{w} - \mathbf{m}_0), \\ 
abla 
abla \mathcal{J}_{\mathsf{MAP}}(\mathbf{w}) &= 
abla 
abla \mathcal{J}(\mathbf{w}) + \mathbf{S}_0^{-1}. \end{aligned}$$

A solução iterativa MAP do IRLS é computada por:

$$\begin{split} \mathbf{w}_t &= \mathbf{w}_{t-1} - (\nabla \nabla \mathcal{J}_{\mathsf{MAP}}(\mathbf{w}_{t-1}))^{-1} \nabla \mathcal{J}_{\mathsf{MAP}}(\mathbf{w}_{t-1}) \\ &= \mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{A}^{-1} [\mathbf{X}^\top (\mathbf{y} - \sigma(\mathbf{X} \mathbf{w}_{t-1})) - \mathbf{S}_0^{-1} (\mathbf{w}_{t-1} - \mathbf{m}_0)], \end{split}$$

em que:

$$\mathbf{A} = \mathbf{X}^{\top} \mathbf{R}_{t-1} \mathbf{X} + \mathbf{S}_{0}^{-1},$$

$$\mathbf{R}_{t-1} = \operatorname{diag}([R_{t-1}]_{11}, \dots, [R_{t-1}]_{NN}),$$

$$[R_{t-1}]_{ii} = \sigma(\mathbf{w}_{t-1}^{\top} \mathbf{x}_{i})(1 - \sigma(\mathbf{w}_{t-1}^{\top} \mathbf{x}_{i})).$$

# Algoritmo IRLS - Solução MAP

#### Resumo do algoritmo

- Passo de estimação
  - 1 Defina a partir de conhecimentos/experimentos anteriores:
    - $\rightarrow$  os momentos da priori  $p(\mathbf{w}) = \mathcal{N}(\mathbf{w}|\mathbf{m}_0, \mathbf{S}_0);$  $\rightarrow$  o valor inicial de  $\mathbf{w}_0 \in \mathbb{R}^D$ .
  - **2** A partir dos dados  $\mathcal{D} = (\mathbf{X}, \mathbf{y})$ , repita até convergir:

$$\mathbf{w}_t = \mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{A}^{-1}[\mathbf{X}^{\top}(\mathbf{y} - \sigma(\mathbf{X}\mathbf{w}_{t-1})) - \mathbf{S}_0^{-1}(\mathbf{w}_{t-1} - \mathbf{m}_0)],$$

em que:

$$\mathbf{A} = \mathbf{X}^{\top} \mathbf{R}_{t-1} \mathbf{X} + \mathbf{S}_0^{-1},$$
  
$$\mathbf{R}_{t-1} = \operatorname{diag}([R_{t-1}]_{11}, \dots, [R_{t-1}]_{NN}),$$

- $[R_{t-1}]_{ii} = \sigma(\mathbf{w}_{t-1}^{\top} \mathbf{x}_i) (1 \sigma(\mathbf{w}_{t-1}^{\top} \mathbf{x}_i)).$
- 3 Retorne os parâmetros estimados  $\hat{\mathbf{w}}$ .
- Passo de predição
  - 1 Dado um padrão **x**<sub>\*</sub>, retorne a predição:

$$p(y_* = 1 | \mathbf{x}_*) = \sigma(\hat{\mathbf{w}}^\top \mathbf{x}_*).$$

# Agenda

- Classificação binária
- Regressão logística binária
- 3 Classificação logística multiclasse
- A Regressão logística via algoritmo algoritmo IRLS
- 6 Regressão logística Bayesiana Aproximação de Laplace
- Tópicos adicionais
- Referências

### Regressão logística Bayesiana

• Considere um modelo de regressão logística binária:

$$\begin{split} \rho(\mathbf{y}|\mathbf{X},\mathbf{w}) &= \prod_{i=1}^N \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)^{y_i} (1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i))^{1-y_i}, \quad y_i \in \{0,1\}, \\ &= \prod_{i=1}^N \sigma_i^{y_i} (1 - \sigma_i^{1-y_i}), \\ \text{em que } \sigma_i &= \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i) = \frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)}. \end{split}$$

Considere uma priori Gaussiana para o vetor de parâmetros w:

$$p(\mathbf{w}) = \mathcal{N}(\mathbf{w}|\mathbf{m}_0, \mathbf{S}_0).$$

• Após a observação dos dados  $\mathcal{D} = (\mathbf{X}, \mathbf{y})$ , como calcular a posteriori  $p(\mathbf{w}|\mathcal{D}) = \frac{p(\mathcal{D}|\mathbf{w})p(\mathbf{w})}{p(\mathcal{D})}$ ?

### Regressão logística Bayesiana

• Considere um modelo de regressão logística binária:

$$\begin{split} \rho(\mathbf{y}|\mathbf{X},\mathbf{w}) &= \prod_{i=1}^N \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)^{y_i} (1 - \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i))^{1-y_i}, \quad y_i \in \{0,1\}, \\ &= \prod_{i=1}^N \sigma_i^{y_i} (1 - \sigma_i^{1-y_i}), \\ \text{em que } \sigma_i &= \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i) = \frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_i)}. \end{split}$$

Considere uma priori Gaussiana para o vetor de parâmetros w:

$$p(\mathbf{w}) = \mathcal{N}(\mathbf{w}|\mathbf{m}_0, \mathbf{S}_0).$$

• Após a observação dos dados  $\mathcal{D} = (\mathbf{X}, \mathbf{y})$ , como calcular a posteriori  $p(\mathbf{w}|\mathcal{D}) = \frac{p(\mathcal{D}|\mathbf{w})p(\mathbf{w})}{p(\mathcal{D})}$ ? Sem solução analítica!

• Ideia: Aproximar uma distribuição complexa por uma Gaussiana.

- Ideia: Aproximar uma distribuição complexa por uma Gaussiana.
- Ideia: A média será a moda da posteriori original e a matriz de covariância será a Hessiana do negativo da log-posteriori.

- Ideia: Aproximar uma distribuição complexa por uma Gaussiana.
- Ideia: A média será a moda da posteriori original e a matriz de covariância será a Hessiana do negativo da log-posteriori. (calma, vamos justificar!)

- Ideia: Aproximar uma distribuição complexa por uma Gaussiana.
- Ideia: A média será a moda da posteriori original e a matriz de covariância será a Hessiana do negativo da log-posteriori. (calma, vamos justificar!)
- Voltando à posteriori buscada:

$$\begin{aligned} p(\mathbf{w}|\mathcal{D}) &= \frac{p(\mathcal{D}|\mathbf{w})p(\mathbf{w})}{p(\mathcal{D})} \\ \log p(\mathbf{w}|\mathcal{D}) &= \log p(\mathcal{D}|\mathbf{w}) + \log p(\mathbf{w}) - \log p(\mathcal{D}), \\ \Psi(\mathbf{w}) &= \log p(\mathcal{D}|\mathbf{w}) + \log p(\mathbf{w}). \end{aligned}$$

A média da aproximação será a solução MAP û usual:

$$\hat{\boldsymbol{w}} = \text{arg max}\, \boldsymbol{\Psi}(\boldsymbol{w})$$

#### Teorema de Taylor para aproximação de funções

• Uma função real k vezes diferenciável em a pode ser aproximada por um polinômio de Taylor de ordem k:

$$f(x) \approx f(a) + f'(a)(x-a) + \frac{f''(a)}{2!}(x-a)^2 + \ldots + \frac{f^{(k)}(a)}{k!}(x-a)^k.$$

• Por conveniência, podemos truncar a série em uma ordem < k.

#### Teorema de Taylor para aproximação de funções

• Uma função real k vezes diferenciável em a pode ser aproximada por um polinômio de Taylor de ordem k:

$$f(x) \approx f(a) + f'(a)(x-a) + \frac{f''(a)}{2!}(x-a)^2 + \ldots + \frac{f^{(k)}(a)}{k!}(x-a)^k.$$

- Por conveniência, podemos truncar a série em uma ordem < k.
- Escolhemos uma expansão de Taylor de segunda ordem (quadrática) para aproximar Ψ(w) em torno de ŵ:

$$egin{aligned} \Psi(\mathbf{w}) &pprox \Psi(\hat{\mathbf{w}}) + (\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})^{ op} \Psi'(\hat{\mathbf{w}}) + rac{1}{2} (\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})^{ op} \Psi''(\hat{\mathbf{w}}) (\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}}) \ &pprox \Psi(\hat{\mathbf{w}}) + rac{1}{2} (\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})^{ op} \Psi''(\hat{\mathbf{w}}) (\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}}), \end{aligned}$$

em que  $\Psi'(\hat{\mathbf{w}}) = 0$ , pois  $\hat{\mathbf{w}}$  é um máximo de  $\Psi(\mathbf{w})$ .

Podemos reescrever a aproximação:

$$\begin{split} \Psi(\mathbf{w}) &\approx \Psi(\hat{\mathbf{w}}) - \frac{1}{2} (\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})^{\top} \mathbf{H} (\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}}), \\ \text{em que } \mathbf{H} &= -\Psi''(\hat{\mathbf{w}}) = -\nabla \nabla \Psi(\hat{\mathbf{w}}) \end{split}$$

Aplicamos uma exponencial em ambos os lados:

$$\begin{split} \rho(\mathbf{w}|\mathcal{D}) &\overset{\propto}{\sim} \exp(\Psi(\mathbf{w})) \\ &\overset{\sim}{\sim} \exp(\Psi(\hat{\mathbf{w}})) \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})^{\top} \mathbf{H}(\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})\right), \\ &\approx \mathcal{N}(\mathbf{w}|\hat{\mathbf{w}}, \mathbf{H}^{-1}). \end{split}$$

Podemos também aproximar a evidência:

$$\begin{split} \log p(\mathcal{D}) &= \log \int p(\mathcal{D}|\mathbf{w}) p(\mathbf{w}) \mathrm{d}\mathbf{w} \\ &\approx \log \int \exp(\Psi(\mathbf{w})) \mathrm{d}\mathbf{w} \\ &\approx \Psi(\hat{\mathbf{w}}) + \log \int \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})^{\top} \mathbf{H}(\mathbf{w} - \hat{\mathbf{w}})\right) \mathrm{d}\mathbf{w} \\ &\approx \log p(\mathcal{D}|\hat{\mathbf{w}}) + \log p(\hat{\mathbf{w}}) + \log \frac{(2\pi)^{M/2}}{|\mathbf{H}|^{1/2}} \\ &\approx \log p(\mathcal{D}|\hat{\mathbf{w}}) + \log p(\hat{\mathbf{w}}) + \frac{M}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log |\mathbf{H}|. \end{split}$$

# Bayesian Information Criterion (BIC)

• Repetimos a evidência aproximada abaixo:

$$\log p(\mathcal{D}) \approx \log p(\mathcal{D}|\hat{\mathbf{w}}) + \log p(\hat{\mathbf{w}}) + \frac{M}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log |\mathbf{H}|.$$

- O índice BIC para comparação de modelos pode ser obtido após algumas considerações:
  - → Ignorar o termo constante;
  - $\rightarrow$  Uma priori uniforme para os parâmetros, o que torna  $\hat{\mathbf{w}} = \mathbf{w}_{\mathsf{ML}}$ ;
  - ightarrow Seja  $\mathbf{H} = \sum_{i=1}^{N} \mathbf{H}_{i}$ , em que  $\mathbf{H}_{i} = \nabla \nabla \log p(\mathcal{D}_{i} | \mathbf{w})$ . Aproximando  $\mathbf{H}_{i} = \hat{\mathbf{H}}$ , podemos aproximar o termo  $\log |\mathbf{H}|$ :

$$\log |\mathbf{H}| \approx \log |N\hat{\mathbf{H}}| = \log(N^D|\hat{\mathbf{H}}|) = D \log N + \log |\hat{\mathbf{H}}|,$$

sendo D a dimensão de  $\mathbf{w}$ . O termo  $\log |\hat{\mathbf{H}}|$  não depende de N e será dominado para N grande, podendo ser desprezado.

• A partir dos pontos acima o índice BIC é dado por:

$$\mathsf{BIC} = \log p(\mathcal{D}|\mathbf{w}_{\mathsf{ML}}) - \frac{D}{2}\log N.$$

# Bayesian Information Criterion (BIC)

• Índice BIC para regressão linear/logística:

$$BIC = \log p(\mathcal{D}|\mathbf{w}_{ML}) - \frac{D}{2}\log N.$$

 De maneira mais geral, podemos considerar os graus de liberdade dof(w) do modelo:

$$BIC = \log p(\mathcal{D}|\mathbf{w}_{ML}) - \frac{\operatorname{dof}(\mathbf{w})}{2} \log N.$$

Outro índice popular é o Akaike Information Criterion (AIC):

$$AIC = \log p(\mathcal{D}|\mathbf{w}_{ML}) - \operatorname{dof}(\mathbf{w}).$$

Dada uma entrada x<sub>\*</sub>, buscamos uma distribuição preditiva:

$$\begin{split} \rho(y_* = 1 | \mathbf{x}_*, \mathcal{D}) &= \int \rho(y_* | \mathbf{x}_*, \mathbf{w}) \rho(\mathbf{w} | \mathcal{D}) \mathrm{d}\mathbf{w} \\ &\approx \int \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_*) \mathcal{N}(\mathbf{w} | \hat{\mathbf{w}}, \mathbf{H}^{-1}) \mathrm{d}\mathbf{w}, \\ \rho(y_* = 0 | \mathbf{x}_*, \mathcal{D}) &= 1 - \rho(y_* = 1 | \mathbf{x}_*, \mathcal{D}). \end{split}$$

• A matriz  $\mathbf{H} = -\nabla \nabla \Psi(\hat{\mathbf{w}})$  será dada por:

$$\begin{aligned} \mathbf{H} &= -\nabla \nabla [\log p(\mathcal{D}|\mathbf{w}) + \log p(\mathbf{w})]|_{\hat{\mathbf{w}}} = \mathbf{X}^{\top} \hat{\mathbf{R}} \mathbf{X} + \mathbf{S}_{0}^{-1}, \\ \hat{\mathbf{R}} &= \operatorname{diag}(\hat{R}_{11}, \dots, \hat{R}_{NN}), \quad \hat{R}_{ii} = \sigma(\hat{\mathbf{w}}^{\top} \mathbf{x}_{i})(1 - \sigma(\hat{\mathbf{w}}^{\top} \mathbf{x}_{i})). \end{aligned}$$

- A distribuição preditiva não é analítica e precisa ser aproximada:
  - → Aproximação de Monte Carlo;
  - → Aproximação probit.

## Regressão Logística Bayesiana - Monte Carlo

• Seguindo uma aproximação de Monte Carlo:

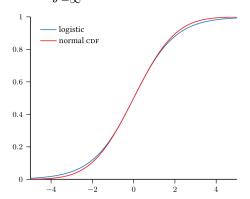
$$\begin{split} \rho(y_* &= 1 | \mathbf{x}_*, \mathcal{D}) \approx \int \sigma(\mathbf{w}^\top \mathbf{x}_*) \mathcal{N}(\mathbf{w} | \hat{\mathbf{w}}, \mathbf{H}^{-1}) \mathrm{d}\mathbf{w}, \\ &= \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \sigma(\mathbf{w}_s^\top \mathbf{x}_*), \\ \mathbf{w}_s &\sim \mathcal{N}(\mathbf{w} | \hat{\mathbf{w}}, \mathbf{H}^{-1}). \end{split}$$

- Gerar amostras independentes de uma Gaussiana multivariada pode ser feito diretamente via pacotes estatísticos.
- Podemos reaproveitar as amostras  $\mathbf{w}_s|_{s=1}^S$  para diferentes entradas.

## Regressão Logística Bayesiana - aproximação probit

• A função logística  $\sigma(z)$  pode ser aproximada pela função cumulativa (CDF) da distribuição Gaussiana normalizada:

$$\sigma(z) pprox \Phi(\lambda z), \quad \lambda = \sqrt{\pi/8},$$
  $\Phi(z) \triangleq \int_{-\infty}^{z} \mathcal{N}(z|0,1) \mathrm{d}z$  (função probit).



## Regressão Logística Bayesiana - aproximação probit

• Substituímos a função logística pela função probit:

$$p(y_* = 1 | \mathbf{x}_*, \mathcal{D}) pprox \int \Phi(\lambda \mathbf{w}^ op \mathbf{x}_*) \mathcal{N}(\mathbf{w} | \hat{\mathbf{w}}, \mathbf{H}^{-1}) \mathrm{d}\mathbf{w}$$

 Note que o termo Φ(λw<sup>T</sup>x<sub>\*</sub>) na verdade depende de um escalar a = w<sup>T</sup>x<sub>\*</sub>. Por isso, a integral se torna unidimensional:

$$p(y_* = 1 | \mathbf{x}_*, \mathcal{D}) \approx \int \Phi(\lambda a) \mathcal{N}(a | \mu_a, \sigma_a^2) da,$$
$$\mu_a = \hat{\mathbf{w}}^\top \mathbf{x}_*,$$
$$\sigma_a^2 = \mathbf{x}_*^\top \mathbf{H}^{-1} \mathbf{x}_*.$$

Essa última integral possui a solução analítica abaixo:

$$p(y_* = 1 | \mathbf{x}_*, \mathcal{D}) \approx \Phi\left(\frac{\mu_a}{(\lambda^{-2} + \sigma_a^2)^{1/2}}\right) = \sigma((1 + \pi \sigma_a^2/8)^{1/2} \mu_a).$$

#### Resumo do algoritmo

- Passo de estimação
  - ① Defina a partir de conhecimentos/experimentos anteriores:
    - $\rightarrow$  os momentos da priori  $p(\mathbf{w}) = \mathcal{N}(\mathbf{w}|\mathbf{m}_0, \mathbf{S}_0);$
  - **2** A partir dos dados  $\mathcal{D} = (\mathbf{X}, \mathbf{y})$ , encontre a solução MAP para  $\hat{\mathbf{w}}$  (e.g. via algoritmo IRLS).
  - 3 Aproxime a posteriori de w:

$$p(\mathbf{w}|\mathcal{D}) \approx \mathcal{N}(\mathbf{w}|\hat{\mathbf{w}}, \mathbf{H}^{-1}),$$

em que:

$$\begin{aligned} \mathbf{H} &= \mathbf{X}^{\top} \hat{\mathbf{R}} \mathbf{X} + \mathbf{S}_{0}^{-1}, \\ \hat{\mathbf{R}} &= \mathrm{diag}(\hat{R}_{11}, \dots, \hat{R}_{NN}), \\ \hat{R}_{ii} &= \sigma(\hat{\mathbf{w}}^{\top} \mathbf{x}_{i}) (1 - \sigma(\hat{\mathbf{w}}^{\top} \mathbf{x}_{i})). \end{aligned}$$

4 Retorne a posteriori aproximada  $p(\mathbf{w}|\mathcal{D})$  dos parâmetros.

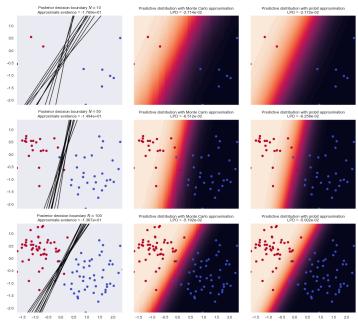
#### Resumo do algoritmo

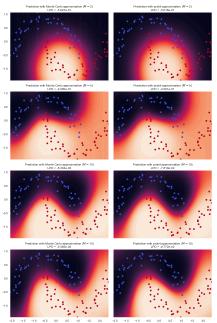
- Passo de predição
  - 1 Dado um padrão x\*, retorne a distribuição preditiva:
    - → Via aproximação de Monte Carlo:

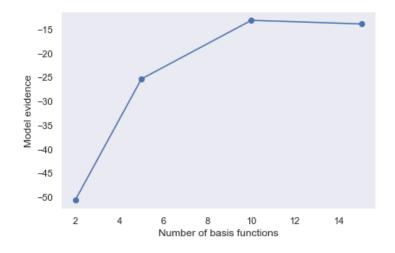
$$egin{align} p(y_* = 1 | \mathbf{x}_*) &pprox rac{1}{\mathcal{S}} \sum_{s=1}^{\mathcal{S}} \sigma(\mathbf{w}_s^ op \mathbf{x}_*), \ \mathbf{w}_s &\sim \mathcal{N}(\mathbf{w} | \hat{\mathbf{w}}, \mathbf{H}^{-1}). \ \end{pmatrix}$$

→ Via aproximação probit:

$$\begin{split} \rho(y_* = 1 | \mathbf{x}_*) &\approx \sigma((1 + \pi \sigma_a^2 / 8)^{1/2} \mu_a), \\ \mu_a &= \hat{\mathbf{w}}^\top \mathbf{x}_*, \\ \sigma_a^2 &= \mathbf{x}_*^\top \mathbf{H}^{-1} \mathbf{x}_*. \end{split}$$







## Agenda

- Classificação binária
- Regressão logística binária
- 3 Classificação logística multiclasse
- 4 Regressão logística via algoritmo algoritmo IRLS
- Regressão logística Bayesiana Aproximação de Laplace
- 6 Tópicos adicionais
- Referências

## Tópicos adicionais

- Representação de atributos categóricos via one hot encoding.
  - $\rightarrow$  **Exemplo**: Atributo "gênero de filme" (ação, drama ou comédia):  $\mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}^\top$ , ou  $\mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}^\top$ , ou  $\mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}^\top$ .
- Generalized linear models (GLMs).
- Regressão ordinal.

### Agenda

- Classificação binária
- Regressão logística binária
- 3 Classificação logística multiclasse
- 4 Regressão logística via algoritmo algoritmo IRLS
- Regressão logística Bayesiana Aproximação de Laplace
- Tópicos adicionais
- Referências

### Referências bibliográficas

- Cap. 8 MURPHY, Kevin P. Machine learning: a probabilistic perspective, 2012.
- Cap. 4 BISHOP, Christopher M. Pattern recognition and machine learning, 2006.