Aula 17 - Outros Métodos Supervisionados

João Florindo

Instituto de Matemática, Estatística e Computação Científica Universidade Estadual de Campinas - Brasil florindo@unicamp.br

Outline

Análise Discriminante Gaussiana

2 Naive Bayes

Vizinhos Mais Próximos

- Vimos até agora modelos para $p(y|x;\theta)$. EX.: Na regressão logística, $p(y=1|x;\theta)=g(\theta^TX)$.
- Essa é a abordagem discriminativa.
- EX.: Separar cachorros de elefantes.
- Mas temos também a **generativa**, que modela p(x|y) (e a probabilidade *a priori* da classe p(y)).
- A probabilidade posteriori é obtida por Bayes:

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}.$$

$$\operatorname{argmax}_{y} p(y|x) = \operatorname{argmax}_{y} \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}$$

$$= \operatorname{argmax}_{y} p(x|y)p(y)$$

- Vimos até agora modelos para $p(y|x;\theta)$. EX.: Na regressão logística, $p(y=1|x;\theta)=g(\theta^TX)$.
- Essa é a abordagem discriminativa.
- EX.: Separar cachorros de elefantes.
- Mas temos também a **generativa**, que modela p(x|y) (e a probabilidade *a priori* da classe p(y)).
- A probabilidade posteriori é obtida por Bayes:

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}.$$

$$\operatorname{argmax}_{y} p(y|x) = \operatorname{argmax}_{y} \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}$$

$$= \operatorname{argmax}_{y} p(x|y)p(y)$$

- Vimos até agora modelos para $p(y|x;\theta)$. EX.: Na regressão logística, $p(y=1|x;\theta)=g(\theta^TX)$.
- Essa é a abordagem discriminativa.
- EX.: Separar cachorros de elefantes.
- Mas temos também a **generativa**, que modela p(x|y) (e a probabilidade *a priori* da classe p(y)).
- A probabilidade posteriori é obtida por Bayes:

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}.$$

$$\operatorname{argmax}_{y} p(y|x) = \operatorname{argmax}_{y} \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}$$

$$= \operatorname{argmax}_{y} p(x|y)p(y)$$

- Vimos até agora modelos para $p(y|x;\theta)$. EX.: Na regressão logística, $p(y=1|x;\theta)=g(\theta^TX)$.
- Essa é a abordagem discriminativa.
- EX.: Separar cachorros de elefantes.
- Mas temos também a **generativa**, que modela p(x|y) (e a probabilidade *a priori* da classe p(y)).
- A probabilidade posteriori é obtida por Bayes:

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}.$$

$$\underset{y}{\operatorname{argmax}} p(y|x) = \underset{y}{\operatorname{argmax}} \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}$$
$$= \underset{y}{\operatorname{argmax}} p(x|y)p(y)$$

- Vimos até agora modelos para $p(y|x;\theta)$. EX.: Na regressão logística, $p(y=1|x;\theta)=g(\theta^TX)$.
- Essa é a abordagem discriminativa.
- EX.: Separar cachorros de elefantes.
- Mas temos também a **generativa**, que modela p(x|y) (e a probabilidade *a priori* da classe p(y)).
- A probabilidade posteriori é obtida por Bayes:

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}.$$

$$\operatorname{argmax}_{y} p(y|x) = \operatorname{argmax}_{y} \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}$$

$$= \operatorname{argmax}_{y} p(x|y)p(y)$$

- Vimos até agora modelos para $p(y|x;\theta)$. EX.: Na regressão logística, $p(y=1|x;\theta)=g(\theta^TX)$.
- Essa é a abordagem discriminativa.
- EX.: Separar cachorros de elefantes.
- Mas temos também a **generativa**, que modela p(x|y) (e a probabilidade *a priori* da classe p(y)).
- A probabilidade posteriori é obtida por Bayes:

$$p(y|x) = \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}.$$

$$\underset{y}{\operatorname{argmax}} p(y|x) = \underset{y}{\operatorname{argmax}} \frac{p(x|y)p(y)}{p(x)}$$
$$= \underset{y}{\operatorname{argmax}} p(x|y)p(y).$$

- Assume que p(x|y) segue uma distribuição normal (Gaussiana) multivariada.
- Em n dimensões, com o vetor média $\mu \in \mathbb{R}^n$ e a matriz de covariância $\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$, temos

$$p(x|y) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma),$$

com densidade

$$p(x; \mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x - \mu)^T \Sigma^{-1}(x - \mu)\right)$$

• A **covariância** de uma variável aleatória vetorial *7* é

$$Cov(Z) = E[(Z - E[Z])(Z - E[Z])^T]$$

- Assume que p(x|y) segue uma distribuição normal (Gaussiana) multivariada.
- Em n dimensões, com o vetor média $\mu \in \mathbb{R}^n$ e a matriz de covariância $\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$, temos

$$p(x|y) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma),$$

com densidade

$$p(x; \mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu)\right).$$

• A **covariância** de uma variável aleatória vetorial Z é

$$Cov(Z) = E[(Z - E[Z])(Z - E[Z])^T]$$

- Assume que p(x|y) segue uma distribuição normal (Gaussiana) multivariada.
- Em n dimensões, com o vetor média $\mu \in \mathbb{R}^n$ e a matriz de covariância $\Sigma \in \mathbb{R}^{n \times n}$, temos

$$p(x|y) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma),$$

com densidade

$$p(x; \mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu)\right).$$

• A **covariância** de uma variável aleatória vetorial Z é

$$Cov(Z) = E[(Z - E[Z])(Z - E[Z])^T].$$

- Problema de classificação em que x é uma variável contínua.
- Temos então

$$y \sim \mathsf{Bernoulli}(\phi)$$
 $x|y = 0 \sim \mathcal{N}(\mu_0, \Sigma)$ $x|y = 1 \sim \mathcal{N}(\mu_1, \Sigma)$

Escrevendo as distribuições:

$$y = \phi^{y} (1 - \phi)^{1 - y}$$

$$p(x|y = 0) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_0)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_0)\right)$$

$$p(x|y = 1) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_1)\right)$$

- Problema de classificação em que x é uma variável contínua.
- Temos então

$$y \sim \mathsf{Bernoulli}(\phi)$$
 $x|y = 0 \sim \mathcal{N}(\mu_0, \Sigma)$
 $x|y = 1 \sim \mathcal{N}(\mu_1, \Sigma)$

Escrevendo as distribuições:

$$y = \phi^{y} (1 - \phi)^{1 - y}$$

$$p(x|y = 0) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_0)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_0)\right)$$

$$p(x|y = 1) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_1)\right)$$

- Problema de classificação em que x é uma variável contínua.
- Temos então

$$y \sim \mathsf{Bernoulli}(\phi)$$
 $x|y = 0 \sim \mathcal{N}(\mu_0, \Sigma)$
 $x|y = 1 \sim \mathcal{N}(\mu_1, \Sigma)$

Escrevendo as distribuições:

$$y = \phi^{y} (1 - \phi)^{1 - y}$$

$$p(x|y = 0) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_0)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_0)\right)$$

$$p(x|y = 1) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_1)\right)$$

- Problema de classificação em que x é uma variável contínua.
- Temos então

$$y \sim \mathsf{Bernoulli}(\phi)$$
 $x|y = 0 \sim \mathcal{N}(\mu_0, \Sigma)$
 $x|y = 1 \sim \mathcal{N}(\mu_1, \Sigma)$

Escrevendo as distribuições:

$$y = \phi^{y} (1 - \phi)^{1 - y}$$

$$p(x|y = 0) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_0)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_0)\right)$$

$$p(x|y = 1) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x - \mu_1)^T \Sigma^{-1} (x - \mu_1)\right)$$

• Parâmetros ϕ , Σ , μ_0 e μ_1 são aprendidos por máxima verossimilhança:

$$\begin{split} \phi &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1} \\ \mu_0 &= \frac{\sum_{i=1}^{m} (\mathbb{1}_{y^{(i)}=0}) x^{(i)}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=0}} \\ \mu_1 &= \frac{\sum_{i=1}^{m} (\mathbb{1}_{y^{(i)}=1}) x^{(i)}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1}} \\ \Sigma &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} (x^{(i)} - \mu_{y^{(i)}}) (x^{(i)} - \mu_{y^{(i)}})^T. \end{split}$$

- GDA, como apresentada aqui com Σ compartilhada é também conhecida por LDA (Linear Discriminant Analysis).
- ullet Quando temos uma Σ para cada classe, o método se chama QDA (Quadratic Discriminant Analysis).
- GDA possui conexões com regressão logística.
- Se p(x|y) segue uma Gaussiana multivariada (com Σ compartilhada), então p(y|x) é dada por uma função logística $g(\theta^T x)$ para algum θ .
- O contrário não é verdadeiro.

- GDA, como apresentada aqui com Σ compartilhada é também conhecida por LDA (Linear Discriminant Analysis).
- Quando temos uma Σ para cada classe, o método se chama QDA (Quadratic Discriminant Analysis).
- GDA possui conexões com regressão logística.
- Se p(x|y) segue uma Gaussiana multivariada (com Σ compartilhada), então p(y|x) é dada por uma função logística $g(\theta^T x)$ para algum θ .
- O contrário não é verdadeiro.

- GDA, como apresentada aqui com Σ compartilhada é também conhecida por LDA (Linear Discriminant Analysis).
- ullet Quando temos uma Σ para cada classe, o método se chama QDA (Quadratic Discriminant Analysis).
- GDA possui conexões com regressão logística.
- Se p(x|y) segue uma Gaussiana multivariada (com Σ compartilhada), então p(y|x) é dada por uma função logística $g(\theta^T x)$ para algum θ .
- O contrário não é verdadeiro.

- GDA, como apresentada aqui com Σ compartilhada é também conhecida por LDA (Linear Discriminant Analysis).
- ullet Quando temos uma Σ para cada classe, o método se chama QDA (Quadratic Discriminant Analysis).
- GDA possui conexões com regressão logística.
- Se p(x|y) segue uma Gaussiana multivariada (com Σ compartilhada), então p(y|x) é dada por uma função logística $g(\theta^T x)$ para algum θ .
- O contrário não é verdadeiro.

- GDA, como apresentada aqui com Σ compartilhada é também conhecida por LDA (Linear Discriminant Analysis).
- ullet Quando temos uma Σ para cada classe, o método se chama QDA (Quadratic Discriminant Analysis).
- GDA possui conexões com regressão logística.
- Se p(x|y) segue uma Gaussiana multivariada (com Σ compartilhada), então p(y|x) é dada por uma função logística $g(\theta^T x)$ para algum θ .
- O contrário não é verdadeiro.

- GDA assume condições mais fortes (normalidade multivariada de p(x|y)) do que a regressão logística.
- Quando essa condição é satisfeita, GDA tende a funcionar melhor que a regressão logística, mesmo com poucos dados de treino.

- GDA assume condições mais fortes (normalidade multivariada de p(x|y)) do que a regressão logística.
- Quando essa condição é satisfeita, GDA tende a funcionar melhor que a regressão logística, mesmo com poucos dados de treino.

Outline

Análise Discriminante Gaussiana

Naive Bayes

Vizinhos Mais Próximos

- Assume que, dado y, os x_i 's são condicionalmente independentes entre si (condição muito forte).
- Parâmetros (supondo $x_j \in \{0, 1\}$):

$$\phi_{j|y=1} = p(x_j = 1|y = 1)$$

$$\phi_{j|y=0} = p(x_j = 1|y = 0)$$

$$\phi_y = p(y = 1).$$

Aprendidos por verossimilhança:

$$\phi_{j|y=1} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{x_{j}=1 \land y^{(i)}=1}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1}}$$
$$\phi_{j|y=0} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{x_{j}=1 \land y^{(i)}=0}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=0}}$$
$$\phi_{y} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1}}{m},$$

em que ∧ denota "e"

- Assume que, dado y, os x_i 's são condicionalmente independentes entre si (condição muito forte).
- Parâmetros (supondo $x_j \in \{0, 1\}$):

$$\phi_{j|y=1} = p(x_j = 1|y = 1)$$

$$\phi_{j|y=0} = p(x_j = 1|y = 0)$$

$$\phi_y = p(y = 1).$$

Aprendidos por verossimilhança:

$$\phi_{j|y=1} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{x_{j}=1 \land y^{(i)}=1}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1}}$$
$$\phi_{j|y=0} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{x_{j}=1 \land y^{(i)}=0}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=0}}$$
$$\phi_{y} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1}}{m},$$

em que ∧ denota"e".

- Assume que, dado y, os x_i 's são condicionalmente independentes entre si (condição muito forte).
- Parâmetros (supondo $x_i \in \{0, 1\}$):

$$\phi_{j|y=1} = p(x_j = 1|y = 1)$$

 $\phi_{j|y=0} = p(x_j = 1|y = 0)$
 $\phi_y = p(y = 1).$

• Aprendidos por verossimilhança:

$$\phi_{j|y=1} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{x_{j}=1 \wedge y^{(i)}=1}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1}}$$

$$\phi_{j|y=0} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{x_{j}=1 \wedge y^{(i)}=0}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=0}}$$

$$\phi_{y} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{1}_{y^{(i)}=1}}{m},$$

em que \wedge denota "e".

• Predição:

$$p(y = 1|x) = \frac{p(x|y = 1)p(y = 1)}{p(x)}$$

$$\frac{\left(\prod_{j=1}^{n} p(x_j|y = 1)\right)p(y = 1)}{\left(\prod_{j=1}^{n} p(x_j|y = 1)\right)p(y = 1) + \left(\prod_{j=1}^{n} p(x_j|y = 0)\right)p(y = 0)}$$

- Se x_i não for binário, basta trocar Bernoulli por uma multinomial.
- É comum que se use Naive Bayes mesmo com atributos contínuos, discretizando-os.
- Quando os atributos originais são contínuos, mas não seguem uma normal multivariada, discretizá-los e aplicar Naive Bayes costuma funcionar melhor que GDA.

Predição:

$$\rho(y = 1|x) = \frac{\rho(x|y = 1)\rho(y = 1)}{\rho(x)} \\
\frac{\left(\prod_{j=1}^{n} p(x_j|y = 1)\right)\rho(y = 1)}{\left(\prod_{j=1}^{n} p(x_j|y = 1)\right)\rho(y = 1) + \left(\prod_{j=1}^{n} p(x_j|y = 0)\right)\rho(y = 0)}$$

- Se x_i não for binário, basta trocar Bernoulli por uma multinomial.
- É comum que se use Naive Bayes mesmo com atributos contínuos, discretizando-os.
- Quando os atributos originais são contínuos, mas não seguem uma normal multivariada, discretizá-los e aplicar Naive Bayes costuma funcionar melhor que GDA.

• Predição:

$$\rho(y=1|x) = \frac{\rho(x|y=1)\rho(y=1)}{\rho(x)} \\
\frac{\left(\prod_{j=1}^{n} p(x_{j}|y=1)\right) p(y=1)}{\left(\prod_{j=1}^{n} p(x_{j}|y=1)\right) p(y=1) + \left(\prod_{j=1}^{n} p(x_{j}|y=0)\right) p(y=0)}.$$

- Se x_i não for binário, basta trocar Bernoulli por uma multinomial.
- É comum que se use Naive Bayes mesmo com atributos contínuos, discretizando-os.
- Quando os atributos originais são contínuos, mas não seguem uma normal multivariada, discretizá-los e aplicar Naive Bayes costuma funcionar melhor que GDA.

Predição:

$$\rho(y=1|x) = \frac{\rho(x|y=1)\rho(y=1)}{\rho(x)} \\
\frac{\left(\prod_{j=1}^{n} \rho(x_{j}|y=1)\right)\rho(y=1)}{\left(\prod_{j=1}^{n} \rho(x_{j}|y=1)\right)\rho(y=1) + \left(\prod_{j=1}^{n} \rho(x_{j}|y=0)\right)\rho(y=0)}.$$

- Se x_i não for binário, basta trocar Bernoulli por uma multinomial.
- É comum que se use Naive Bayes mesmo com atributos contínuos, discretizando-os.
- Quando os atributos originais são contínuos, mas não seguem uma normal multivariada, discretizá-los e aplicar Naive Bayes costuma funcionar melhor que GDA.

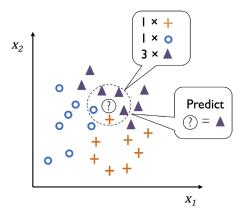
Outline

Análise Discriminante Gaussiana

2 Naive Bayes

Vizinhos Mais Próximos

- Um dos métodos supervisionados mais simples.
- Dado x, prediz o rótulo mais frequente entre os K outros exemplos à menor distância de x.



$$d(x^{(a)}, x^{(b)}) = \sqrt{\sum_{j=1}^{n} \left(x_j^{(a)} - x_j^{(b)}\right)^2}.$$

- Pode ser usado para regressão: em vez de votação, calcula a média entre os k vizinhos.
- Altamente suscetível ao "mal da dimensionalidade".
- Processamento simples, mas alto consumo de memória.
- Considerado o modelo com a maior variância.

$$d(x^{(a)}, x^{(b)}) = \sqrt{\sum_{j=1}^{n} (x_j^{(a)} - x_j^{(b)})^2}.$$

- Pode ser usado para regressão: em vez de votação, calcula a média entre os k vizinhos.
- Altamente suscetível ao "mal da dimensionalidade".
- Processamento simples, mas alto consumo de memória.
- Considerado o modelo com a maior variância.

$$d(x^{(a)}, x^{(b)}) = \sqrt{\sum_{j=1}^{n} (x_j^{(a)} - x_j^{(b)})^2}.$$

- Pode ser usado para regressão: em vez de votação, calcula a média entre os k vizinhos.
- Altamente suscetível ao "mal da dimensionalidade".
- Processamento simples, mas alto consumo de memória.
- Considerado o modelo com a maior variância.

$$d(x^{(a)}, x^{(b)}) = \sqrt{\sum_{j=1}^{n} \left(x_j^{(a)} - x_j^{(b)}\right)^2}.$$

- Pode ser usado para regressão: em vez de votação, calcula a média entre os k vizinhos.
- Altamente suscetível ao "mal da dimensionalidade".
- Processamento simples, mas alto consumo de memória.
- Considerado o modelo com a maior variância.

$$d(x^{(a)}, x^{(b)}) = \sqrt{\sum_{j=1}^{n} \left(x_j^{(a)} - x_j^{(b)}\right)^2}.$$

- Pode ser usado para regressão: em vez de votação, calcula a média entre os k vizinhos.
- Altamente suscetível ao "mal da dimensionalidade".
- Processamento simples, mas alto consumo de memória.
- Considerado o modelo com a maior variância.