

# Resumo de Aprendizagem de Máquina 2014-2

Eduardo M. B. de A. Tenório

embat@cin.ufpe.br

CIn-UFPE

## Resumo

*Este documento tem por finalidade ser um resumo dos assuntos abordados na disciplina Aprendizagem de Máquina do período 2014-2 do CIn-UFPE, ministrada pelos professores Francisco Carvalho e Teresa Ludermit. A maioria do documento referencia o livro “Pattern Classification”, de Duda, Hart & Stork. Os códigos utilizados como exercício de fixação encontram-se em [github.com/embatbr/resumo-aprendizagem](https://github.com/embatbr/resumo-aprendizagem).*

## 1 Teoria da Decisão Bayesiana

### 1.1 Introdução

Teoria da Decisão Bayesiana é uma abordagem estatística para a classificação de padrões, baseada em quantificar os tradeoffs associados a tomar uma determinada decisão (classificar) utilizando probabilidade e considerando os custos associados.

O **estado natural** é denotado por  $\omega$ , de modo que  $\omega = \omega_i$ , para  $i = 1, 2, \dots, c$ , significa que o exemplo foi classificado como pertencente à classe  $\omega_i$ . Cada uma dessas classes possui uma **probabilidade a priori**  $P(\omega_i)$ , com

$$\sum_{i=1}^c P(\omega_i) = 1, \quad (1)$$

refletindo o conhecimento prévio da chance de

um elemento da classe  $\omega_i$  aparecer. A **regra de decisão** fica:

$$\text{Decida } \omega_i \text{ se } i = \max_j P(\omega_j). \quad (2)$$

Neste caso a classe  $\omega_i$  sempre é escolhida e a probabilidade de erro é dada por:

$$P_{err}(\omega_i) = 1 - P(\omega_i). \quad (3)$$

Utilizando uma característica  $x$  que seja contínua e aleatória, sua **densidade de probabilidade estado-condicional** é dada por  $p(x|\omega)$ . Logo, a diferença entre  $p(x|\omega_i)$  e  $p(x|\omega_j)$  descreve a diferença da característica  $x$  entre as populações das classes  $\omega_i$  e  $\omega_j$ .

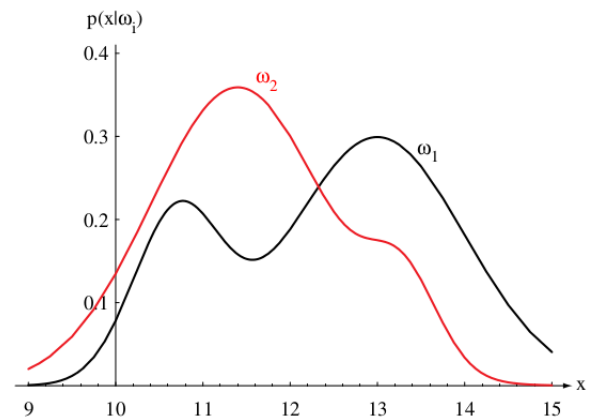


Figura 1: Para  $\omega_i = \omega_2$ , é mais frequente observar  $x$  entre 11 e 12 que  $x = 13$  (valor mais provável se  $\omega_i = \omega_1$ ).

Sabendo  $P(\omega_i)$  e  $p(x|\omega_i)$ , e medindo um valor  $x$ , a probabilidade conjunta de achar

um padrão na classe  $\omega_i$  e com  $x$  é dado por:  
 $p(\omega_i, x) = P(\omega_i|x)p(x) = p(x|\omega_i)P(\omega_i)$ , que  
 pela **fórmula de Bayes** fica:

$$P(\omega_i|x) = \frac{p(x|\omega_i)P(\omega_i)}{p(x)}, \quad (4)$$

com a evidência para  $c$  classes

$$p(x) = \sum_{j=1}^c p(x|\omega_j)P(\omega_j). \quad (5)$$

A probabilidade a posteriori das classes  $\omega_1$  e  $\omega_2$  para um conjunto de valores de  $x$  é mostrada em Fig. (2). A regra de decisão fica:

$$\text{Decida } \omega_i \text{ se } \omega_i \text{ minimiza } P(\text{erro}|x), \quad (6)$$

onde

$$P(\text{erro}|x) = \sum_{j \neq i} P(\omega_j|x), \quad (7)$$

ou simplesmente  $P(\text{erro}|x) = 1 - P(\omega_i|x)$ .  
 Então a regra torna-se:

$$\text{Decida } \omega_i \text{ se } i = \max_j P(\omega_j|x), \quad (8)$$

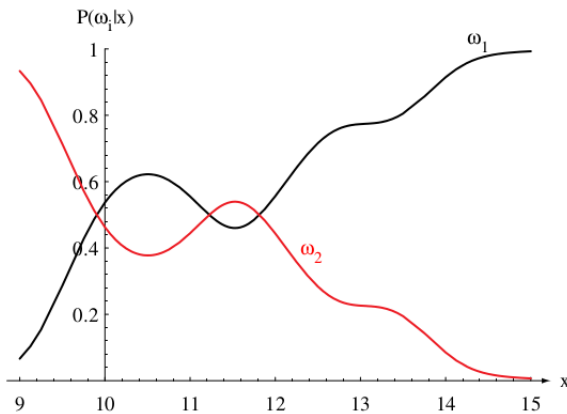


Figura 2: Probabilidades a posteriori para  $P(\omega_1) = \frac{2}{3}$  e  $P(\omega_2) = \frac{1}{3}$ , e para as densidades de probabilidade estado-condicional mostradas em Fig. (1).

Esta regra minimiza a probabilidade média de erro, dada por

$$P(\text{erro}) = \int_{-\infty}^{\infty} P(\text{erro}|x)p(x)dx. \quad (9)$$

## 1.2 Características Contínuas

É de fácil compreensão que a característica  $x$  pode ser trocada por um vetor de características  $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_d)$ , onde  $\mathbf{x}$  pertence ao espaço  $\mathbf{R}^d$  (espaço de características). A região que decide  $\omega_i$  é denotada por  $\mathcal{R}_i$ .

Outras ações além de apenas classificar um elemento podem ser tomadas, como por exemplo a **rejeição**: recusar-se a tomar uma decisão; uma opção válida quando o custo de ser indeciso é aceitável. Para isso **funções de custo** são inseridas, permitindo tratar de situações onde alguns erros de classificação são mais importantes que outros.

Seja  $\{\omega_1, \dots, \omega_c\}$  o conjunto finito de  $c$  classes e seja  $\{\alpha_1, \dots, \alpha_a\}$  o conjunto finito de possíveis ações. A função de custo  $\lambda(\alpha_i|\omega_j)$  descreve o custo de tomar a ação  $\alpha_i$  quando a classe é  $\omega_j$ . Logo, observado um  $\mathbf{x}$  em particular, tomar a ação  $\alpha_i$  quando a classe é  $\omega_j$  leva a um custo esperado (**risco**)

$$R(\alpha_i|\mathbf{x}) = \sum_{j=1}^c \lambda(\alpha_i|\omega_j)P(\omega_j|\mathbf{x}). \quad (10)$$

$R(\alpha_i|\mathbf{x})$  é chamado de **risco condicional**. Qualquer que seja o  $\mathbf{x}$  observado, o risco pode ser minimizado selecionando a ação que minimiza  $R(\alpha_i|\mathbf{x})$ .

A regra de decisão geral é uma função  $\alpha(\mathbf{x})$  que diz qual ação tomar para cada possível observação, ou seja, para cada  $\mathbf{x}$  a **função de decisão**  $\alpha(\mathbf{x})$  assume um dos  $a$  valores  $\alpha_1, \dots, \alpha_a$ . Logo, o **risco global** é dado por

$$R = \int R(\alpha(\mathbf{x}))p(\mathbf{x})d\mathbf{x}. \quad (11)$$

O risco global mínimo é chamado de **risco de Bayes**, denotado por  $R^*$ , sendo a melhor performance alcançável.

## 1.3 Taxa de Erro Mínima

Para evitar erros, a regra de decisão procurada é aquela que minimiza a probabilidade de erro,

i.e. minimiza a **taxa de erro**. A função de custo de interesse para este caso é chamada de **simétrica** ou **zero-um**,

$$\lambda(\alpha_i|\omega_j) = \begin{cases} 0 & \text{se } i = j \\ 1 & \text{se } i \neq j \end{cases} \quad (12)$$

para  $i, j = 1, \dots, c$ . Como todos os erros tem custo igual, o risco condicional é dado por

$$R(\alpha_i|\mathbf{x}) = 1 - P(\omega_i|\mathbf{x}) \quad (13)$$

com  $P(\omega_i|\mathbf{x})$  sendo a probabilidade condicional da ação  $\alpha_i$  estar correta. A regra de decisão neste caso continua:

$$\text{Decida } \omega_i \text{ se } i = \max_j P(\omega_j|\mathbf{x}). \quad (14)$$

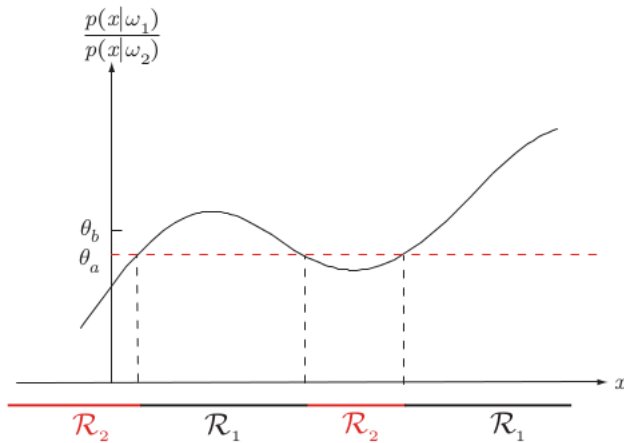


Figura 3: Se a penalização de classificar  $\omega_1$  como  $\omega_2$  for maior que o oposto, então a razão tende ao threshold  $\theta_b$ .

#### 1.4 Funções Discriminantes

A maneira mais usual de representar classificadores de padrões é através de um conjunto de **funções discriminantes**  $g_i(\mathbf{x})$ ,  $i = 1, \dots, c$ . O classificador atribui um vetor de características  $\mathbf{x}$  à classe  $\omega_i$  se

$$g_i(\mathbf{x}) = \max_j g_j(\mathbf{x}) \quad (15)$$

Para o caso geral com riscos, pode-se fazer  $g_i(\mathbf{x}) = -R(\alpha_i|\mathbf{x})$ , enquanto para o caso

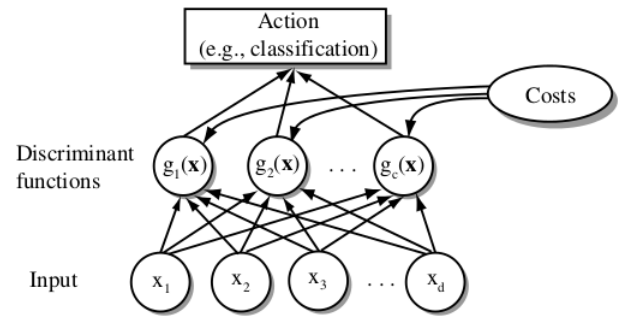


Figura 4: Classificador com  $c$  funções discriminantes e entradas  $d$ -dimensional. A ação geralmente é “escolher o maior  $g_i(\mathbf{x})$ ”.

“taxa de erro mínima”,  $g_i(\mathbf{x}) = P(\omega_i|\mathbf{x})$ . A função discriminante  $g_i(\mathbf{x})$  pode ser substituída por  $f(g_i(\mathbf{x}))$ , com  $f(\cdot)$  sendo uma função monotonicamente crescente (e.g. logaritmo), com o resultado da classificação ficando inalterado. Como resultado,  $\mathbf{R}^d$  é dividido em regiões de decisão  $\mathcal{R}_i$  (não necessariamente conectadas) para cada classe  $\omega_i$ .

Para o caso em que  $c = 2$ , o classificador é chamado **dicotomizador**, e apenas uma função discriminante  $g(\mathbf{x}) \equiv g_1(\mathbf{x}) - g_2(\mathbf{x})$  é necessária. Logo a regra de decisão torna-se:

$$\text{Decida } \omega_1 \text{ se } g(\mathbf{x}) > 0; \text{ senão, } \omega_2. \quad (16)$$

#### 1.5 Características Discretas

Em muitas aplicações práticas as componentes de  $\mathbf{x}$  são valores inteiros binários, ternários ou outro de ordem mais alta, de modo que  $\mathbf{x}$  pode assumir apenas um dos  $m$  valores discretos  $\mathbf{v}_1, \dots, \mathbf{v}_m$ . Nestes casos, a função de densidade de probabilidade  $p(\mathbf{x}|\omega_j)$  torna-se uma função de massa de probabilidade  $P(\mathbf{x}|\omega_j)$  e

$$\int p(\mathbf{x}|\omega_j) d\mathbf{x} \quad (17)$$

é substituída por

$$\sum_{\mathbf{x}} P(\mathbf{x}|\omega_j). \quad (18)$$

Na fórmula de Bayes as densidades de probabilidade são trocadas por probabilidades

$$P(\omega_j|\mathbf{x}) = \frac{P(\mathbf{x}|\omega_j)P(\omega_j)}{P(\mathbf{x})} \quad (19)$$

onde

$$P(\mathbf{x}) = \sum_{j=1}^c P(\mathbf{x}|\omega_j)P(\omega_j). \quad (20)$$

A definição do risco condicional  $R(\alpha|\mathbf{x})$  mantém-se inalterada.

## 2 Estimação Paramétrica

### 2.1 Introdução

Sabendo  $P(\omega_i)$  e  $p(\mathbf{x}|\omega_i)$  é possível projetar um classificador ótimo. Contudo, em aplicações reais de classificação de padrões raramente tem-se este conhecimento completo a respeito da estrutura probabilística do problema. Geralmente o que está disponível é um conhecimento superficial da situação e um conjunto de **dados de treinamento**.

Como exemplo, sejam 300 objetos divididos em 2 classes de modo que a classe 1 tenha 200 objetos e a classe 2 tenha 100. Cada objeto é gerado a partir de uma das 3 gaussianas bi-variadas:

**1a:**  $\mu_1 = 60, \mu_2 = 30, \sigma_1^2 = 9$  e  $\sigma_2^2 = 144$

**1b:**  $\mu_1 = 52, \mu_2 = 30, \sigma_1^2 = 9$  e  $\sigma_2^2 = 9$

**2:**  $\mu_1 = 45, \mu_2 = 22, \sigma_1^2 = 100$  e  $\sigma_2^2 = 9$

Nota-se que  $\Sigma_{1a}$ ,  $\Sigma_{1b}$  e  $\Sigma_2$  são matrizes diagonais, reduzindo-as a vetores de variância, o que significa independência entre as variáveis.

As duas imagens em Fig. (5) mostram os dados de treinamento. Na de cima os dados são divididos em clusters gerados pelas gaussianas definidas anteriormente. Na segunda são divididos em duas classes.

Pode-se utilizar estas amostras para estimar as probabilidades e densidades de probabilidade desconhecidas. Para problemas de aprendizagem supervisionada, a estimação

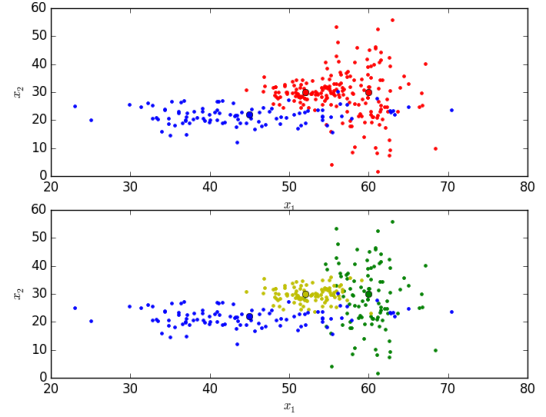


Figura 5: Classes 1a (verde), 1b (amarelo) e 2 (azul).

das  $P(\omega_i)$  é bastante simples. Sabendo a frequência relativa de aparição de cada classe  $\omega_i$  no conjunto de treinamento, pode-se estimar suas  $P(\omega_i)$  (desde que o conjunto de treinamento seja uma boa representação do “mundo real”). Contudo, estimar as  $p(\mathbf{x}|\omega_i)$  é complicado quando se tem poucos dados, especialmente quando a dimensionalidade de  $\mathbf{x}$  aumenta. Uma maneira mais prática é assumir cada  $p(\mathbf{x}|\omega_i)$  como uma gaussiana, cujas média e matriz de covariância são dadas por  $\mu_i$  e  $\Sigma_i$ . Logo, o problema passa de estimar uma função desconhecida  $p(\mathbf{x}|\omega_i)$  para estimar os **parâmetros**  $\mu_i$  e  $\Sigma_i$ .

Para a estimação dos parâmetros, será utilizada a técnica da **máxima-verossimilhança**.

### 2.2 Máxima-Verossimilhança