## MÉTODOS ESTATÍSTICOS EM DATA MINING

- Folha 4: Análise Discriminante Linear e Quadrática -

- 33. Considere o conjunto de dados salmon (ver página web da cadeira em http://www.fc.up.pt/ pessoas/jpcosta/MEDM.html). Suponha que estamos interessados em distinguir os peixes do Alasca dos peixes Canadianos. Escolha aleatóriamente 20% dos peixes e deixe-os de lado. Considere o modelo normal e determine a regra linear e a regra quadrática com os dados restantes. Determine uma estimativa da taxa de erro de ambas as regras, usando os dados deixados de lado (ignore a variável género). Repita a análise anterior desta vez usando a variável género codificada com 0 para um dos sexos e 1 para o outro.
- 34. Considere o conjunto de dados "wine" (http://archive.ics.uci.edu/ml/ ou página da disciplina) contendo análises químicas de vinhos produzidos na mesma região de Itália, mas de três tipos diferentes. Este conjunto de dados têm 14 atributos, sendo o primeiro a classe e os restantes atributos predictivos (Alcohol, Malic acid, Ash, Alcalinity of ash, Magnesium, Total phenols, Flavanoids, Nonflavanoid phenols, Proanthocyanins, Color intensity, Hue, OD280/OD315 of diluted wines, Proline).
  - (a) Começe por fazer um diagrama de dispersão das variáveis predictivas e, para ilustração gráfica, escolha as duas que lhe parecem mais predictivas de acordo com os gráficos.
  - (b) Corra a Análise Discriminante Linear com essas duas variáveis.
  - (c) Faça um diagrama de dispersão dessas duas variáveis com cores diferentes para as classes e desenha as fronteiras da LDA.
  - (d) Repita a alínea anterior para QDA.
- 35. Considere o conjunto de dados spam (library(kernlab) ou página da disciplina) contendo informação sobre 4601 e-mails (1813 spam e 2788 nonspam). Corra a regressão logística nestes dados e verifique que variáveis são importantes. Analise os resultados previstos pelo modelo considerando que sempre que a probabilidade é superior a 0.5, temos spam: faca o mesmo para probabilidade=0.95. Dado que os resultados anteriores foram obtidos no mesmo conjunto de dados, não são fiáveis. Divida aleatoriamente os dados em treino (70%) e teste (30%)e corra a RL no treino. Use o modelo obtido para prever os valores do teste (para assim termos mais confiança nos resultados) e também no treino, para comparar os erros (deve-se esperar que o erro no teste seja maior). Compare com o valor obtido por LDA. Para uma melhor comparação, use as curvas ROC, isto é o gráfico da probabilidade de se detectar os verdadeiros positivos (sensibilidade) versus os falsos positivos (1 - especificidade) ou versus a especificidade (verdadeiros negativos). A área sob a curva ROC, que varia entre 0 e 1, dá uma medida da capacidade do modelo em discriminar entre os dois valores.

36. Duas distribuições normais são especificadas pelos seguintes parâmetros: 
$$\mu_1 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \ \mu_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}; \ \Sigma_1 = \Sigma_2 = \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & 0.5 \\ 0.5 & 1 \end{bmatrix}; \ \pi_1 = \pi_2 = 0.5$$

- (a) Calcule o erro do classificador de Bayes e desenhe esse classificador.
- (b) Gere 2 amostras de tamanho 100 para cada classe e suponha que desconhecia  $\mu_1$ ,  $\mu_2$  e  $\sum$ .
  - i. Utilize os EMV na regra de Bayes e calcule o erro aparente.
  - ii. Calcule uma estimativa do erro usando uma parte para treino e outra para teste.

37. Para uma amostra aleatória de tamanho  $n, X_1, X_2, \ldots, X_n$ , considere a média e matriz de variância amostrais:

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i;$$
  $\hat{\Sigma}_n = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_n)(X_k - \bar{X}_n)^T$ 

Mostre que o efeito de adicionar uma nova amostra  $X_{n+1}$  pode ser calculado pelas relações recursivas

$$\bar{X}_{n+1} = \bar{X}_n + \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n)$$
e
$$\hat{\Sigma}_{n+1} = \frac{n-1}{n} \hat{\Sigma}_n + \frac{1}{n+1} (X_{n+1} - \bar{X}_n) (X_{n+1} - \bar{X}_n)^T$$

38. As relações dadas no exercicio anterior são uteis para actualizar estimativas da matriz de covariâncias. No entanto, frequentemente, estamos também interessados na inversa dessa matriz, o que é mais demorado. Começando por demonstrar a identidade matricial

$$(A + XX^{T})^{-1} = A^{-1} - \frac{A^{-1}XX^{T}A^{-1}}{1 + X^{T}A^{-1}X}$$

e usando os resultados do problema anterior, mostre que

$$\hat{\Sigma}_{n+1}^{-1} = \frac{n}{n-1} \left[ \hat{\Sigma}_n^{-1} - \frac{\hat{\Sigma}_n^{-1} (X_{n+1} - \bar{X}_n) (X_{n+1} - \bar{X}_n)^T \hat{\Sigma}_n^{-1}}{\frac{n^2 - 1}{n} + (X_{n+1} - \bar{X}_n)^T \hat{\Sigma}_n^{-1} (X_{n+1} - \bar{X}_n)} \right]$$

39. A expressão

$$J_1 = \frac{1}{n_1 n_2} \sum_{i \in \omega_1} \sum_{j \in \omega_2} (y_i - y_j)^2$$

mede claramente a dispersão entre-grupos de duas amostras, uma contendo  $n_1$  observações da classe  $w_1$  e a outra contendo  $n_2$  observações da classe  $w_2$ . De forma análoga,

$$J_2 = \frac{1}{n_1^2} \sum_{i \in \omega_1} \sum_{j \in \omega_1} (y_i - y_j)^2 + \frac{1}{n_2^2} \sum_{i \in \omega_2} \sum_{j \in \omega_2} (y_i - y_j)^2$$

mede claramente a dispersão total dentro-dos-grupos. Mostre que  $J_1 = (\mu_1 - \mu_2)^2 + \frac{1}{n_1}s_1^2 + \frac{1}{n_2}s_2^2$  e  $J_2 = \frac{2}{n_1}s_1^2 + \frac{2}{n_2}s_2^2$ , onde  $s_i^2$  é a dispersão da classe  $\omega_i$ .

- 40. Descreva o método de análise discriminante linear de Fisher.
- 41. Seja

$$S_B = \sum_{i=1}^{K} n_i (\bar{X}_i - \bar{X}) (\bar{X}_i - \bar{X})^t$$

a matriz de dispersão entre-grupos para o caso de c classes. Mostre que  $S_B = [(n_1 n_2)/n](\bar{X}_1 - \bar{X}_2)(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)^t$  para o caso de K = 2.

- 42. \* Considere um problema com duas classes em que projecta os dados num espaço de dimensão  $1, Y = V^T X + v_0$ , de forma a optimizar um critério de separação entre as classes projectadas.
  - (a) Mostre que os valores de V e  $v_0$  que optimizam o critério  $f(\hat{m}_1, \hat{m}_2, s_1^2, s_2^2) = \frac{\pi_1 \hat{m}_1^2 + \pi_2 \hat{m}_2^2}{\pi_1 s_1^2 + \pi_2 s_2^2}$ são  $V = (\pi_1 \hat{\Sigma}_1 + \pi_2 \hat{\Sigma}_2)^{-1} (\hat{\mu}_2 - \hat{\mu}_1)$  e  $v_0 = -V^T (\pi_1 \hat{\mu}_1 + \pi_2 \hat{\mu}_2)$

- (b) Faça o mesmo para o critério de Fisher (1936),  $f(\hat{m}_1, \hat{m}_2, s_1^2, s_2^2) = \frac{(\hat{m}_1 \hat{m}_2)^2}{s_1^2 + s_2^2}$ . Este critério não depende de  $v_0$  e por isso na prática é comum tomar para  $v_0$  o ponto médio:  $v_0 = (\hat{m}_1 + \hat{m}_2)/2$
- 43. Considere uma máquina linear com funções discriminantes  $g_i(x) = w_i^t x + w_{io}$ , i = 1, ..., c. Mostre que as regiões de decisão são convexas mostrando que se  $x_1 \in \mathcal{R}_i$  e  $x_2 \in \mathcal{R}_i$ , então  $\lambda x_1 + (1 - \lambda)x_2 \in \mathcal{R}_i$ , com  $0 \le \lambda \le 1$ .
- 44. Regressão Linear como classificador. Seja  $Y = \begin{cases} n_2/n & \text{para o grupo 1} \\ -n_1/n & \text{para o grupo 2} \end{cases}$ Considere uma regressão linear da variável binária Y em  $(X \overline{X})$  e que passe pela origem

Considere uma regressão linear da variável binária Y em (X - X) e que passe pela origem (é mais fácil começar por centrar os dados e portanto sssumir que  $\overline{X} = 0$  e fazer a regressão em X em vez de  $(X - \overline{X})$ ).

- (a) Mostre que as equações normais para estimar o vector das constantes da regressão linear,  $\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y$ , neste caso dão  $\hat{\beta} = c \hat{\Sigma}^{-1} (\overline{X}_1 \overline{X}_2)$  e encontre c.
- (b) Se  $n_1 = n_2$  podemos classificar um novo x como sendo da classe 1 se  $\hat{\beta}(x \overline{X}) > 0$  e como sendo da classe 2 no caso contrário. Mostre que isto é equivalente à LDA dada na aula que assume normalidade e com  $\pi_1 = \pi_2$ .
- 45. Suponha que, num problema de Análise Discriminante Paramétrica, as funções densidade de probabilidade de cada classe são normalmente distribuidas,  $p_i(x) = N_p(x; \mu_i, \Sigma_i)$ , com matrizes de covariância diagonais. Encontre os EMV de  $\mu_i$  e  $\Sigma_i$ , i = 1, ..., K, e a regra de classificação correspondente. Descreva um algoritmo para implementar essa regra.
- 46. \* Suponha que, num problema de Análise Discriminante Paramétrica, as funções densidade de probabilidade de cada classe são normalmente distribuidas,  $p_i(x) = N_p(x; \mu_i, \Sigma)$  i = 1, ..., K (matrizes de covariância iguais).
  - (a) Mostre que a melhor regra linear de classificação (regra de Bayes) consiste em primeiro fazer uma certa transformação linear do espaço (branqueamento); de seguida, atribuir uma nova observação X à classe de cujo centro está mais próxima (a menos de uma constante).
  - (b) Mostre então que neste caso apenas precisamos de considerar um espaço de dimensão K-1
  - (c) Se K > 2, sugira outros subespaços de dimensão L < K 1, que sejam óptimos para esta Análise Discriminante, no sentido em que os centros estejam o mais dispersos possivel (veremos mais tarde que isto é equivalente à regra linear de Fisher).
  - (d) Sugira um algoritmo para encontrar esses subespaços e variáveis discriminantes correspondentes (também conhecidas por variáveis canónicas).

```
34) EM R:
wine=read.table("wine.data",sep=",")
dim(wine)
pairs(wine[,2:14],col=wine[,1])
   #Vamos escolher a 2 e a 13 e a 1 que contém a classe
wine1=wine[,c(2,13,1)]
plot(wine1[,1:2],col=wine1[,3],pch=20,cex=1.5,cex.lab=1.4)
   #correr o LDA
wine.lda = lda(x=wine1[,1:2],grouping=wine1[,3])
   #crear uma grelha para fazer as fronteiras da LDA x=seq(10,15,0.01)
y = seq(0.5, 4.5, 0.01)
z = as.matrix(expand.grid(x,y),0)
m = length(x)
n = length(y)
   #como as classes são 1,2 e 3 vamos crias os contornos em 1.5 e 2.5
wine.ldp = predict(wine.lda,z)$class
contour(x,y,matrix(wine.ldp,m,n),levels=c(1.5,2.5), add=TRUE, d=FALSE, lty=2)
   # Vamos fazer agora as fronteiras com QDA.
wine.qda = qda(x=wine1[,1:2],grouping=wine1[,3])
wine.qdp = predict(wine.qda,z)$class
plot(wine1[,1:2],col=wine1[,3],pch=20,cex=1.5,cex.lab=1.4)
contour(x,y,matrix(wine.qdp,m,n),levels=c(1.5,2.5), add=TRUE, d=FALSE, lty=2)
   # CLARO QUE ISTO FOI APENAS USANDO 2 VAR. PREDICTIVAS.
    35) EM R:
library(kernlab)
data(spam)
   # Vamos escolher 0 para nonspam e 1 para spam
Y = as.numeric(spam[, ncol(spam)])-1 \# (O R atribui 2 a spam e 1 a nonspam)
X = \text{spam}[,-\text{ncol}(\text{spam})]
gl = glm(Y ..., data=X,family=binomial)
summary(gl)
   proba = predict(gl,type="response")
predicted.spam = as.numeric(proba > 0.5)
table(predicted.spam,Y)
#
```

```
# Ele classificou 194 spams como non spam e, mais importante, 122 nonspam como
spam!!!
# agora para 0.99
predicted.spam = as.numeric(proba>0.99)
table(predicted.spam,Y)
# Agora claro erra muito mais e ainda assim atribui como spam 12 que eram non-
spam!
    n = length(Y)
s=sample(1:n)
q = round(0.70*n)
train=s[1:q]
test=s[(q+1):n]
gl = glm(Y[train]) ., data=X[train,],family=binomial)
proba.train = predict(gl,newdata=X[train,],type="response")
proba.test = predict(gl,newdata=X[test,],type="response")
predicted.spam.train = as.numeric(proba.train > 0.99)
predicted.spam.test = as.numeric(proba.test > 0.99)
table(predicted.spam.train, Y[train])
table(predicted.spam.test, Y[test])
    # LDA
library(MASS)
lda.res = lda(x=X[train,],grouping=Y[train])
proba.lda = predict(lda.res,newdata=X[test,])$posterior[,2]
predicted.spam.lda = as.numeric(proba.lda > 0.99)
    # Curvas ROC; em vez de 0.5 e 0.99 apenas, vamos usar muitos cut-off entre 0
e 1
cvec = seq(0.001, 0.999, length=1000)
cvec = seq(0.001, 0.999, length=1000)
specif = numeric(length(cvec))
sensit = numeric(length(cvec))
for (cc in 1:length(cvec))
+ \text{sensit}[cc] = \text{sum}(\text{proba.lda} > \text{cvec}[cc] \& Y[\text{test}] = = 1)/\text{sum}(Y[\text{test}] = = 1)
+ \operatorname{specif[cc]} = \operatorname{sum}(\operatorname{proba.lda} < = \operatorname{cvec[cc]} \& Y[\operatorname{test}] = = 0) / \operatorname{sum}(Y[\operatorname{test}] = = 0)
+ }
plot(specif,sensit,main="LDA=linha preta e RL= linha vermelha",
+ xlab="SPECIFICITY",ylab="SENSITIVITY",type="l",lwd=2)
for (cc in 1:length(cvec))
+ \text{ sensit}[cc] = \text{sum}( \text{ proba.test} > \text{cvec}[cc] \& Y[\text{test}] = = 1) / \text{sum}(Y[\text{test}] = = 1)
+ \operatorname{specif[cc]} = \operatorname{sum}(\operatorname{proba.test} < = \operatorname{cvec[cc]} \& Y[\operatorname{test}] = = 0) / \operatorname{sum}(Y[\operatorname{test}] = = 0)
lines(specif,sensit,col="red",type="l",lwd=2)
```

# Agora a RL parece ser melhor para estes dados.