降维任务

陈飞宇

fchen@cqu.edu.cn

办公室:软件学院529

降维

为什么要降维?

- 去除不相关的特征(去噪、特征提取)

- 储存与计算

- 可视化

- 数据本身具有低维特点

Dimension Reduction Algorithms

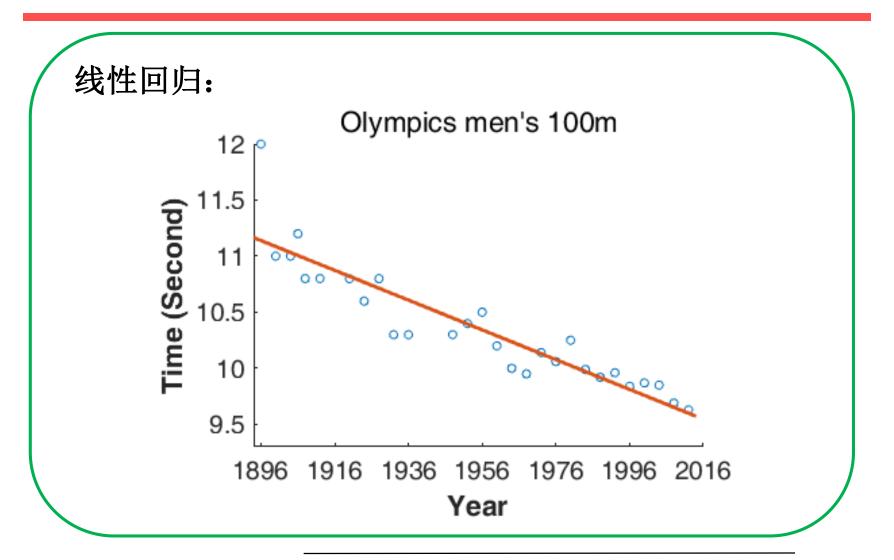
线性降维方法:

- PCA (Pearson, 1901)
- LDA (Fisher, 1936)
- SVD (Golub and Van Loan, 1983)
- NMF(Lee and Seung, 1999)

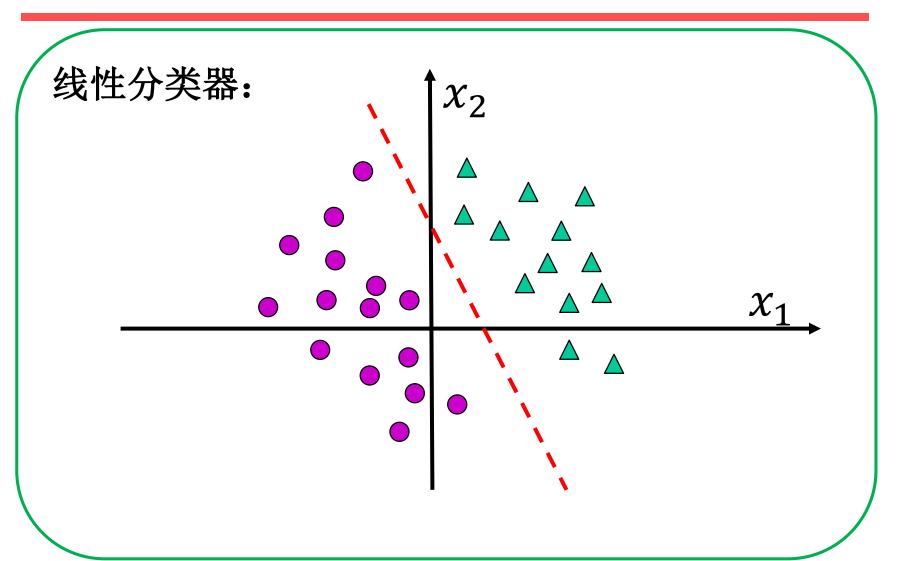
非线性降维方法:

- Kernel PCA (Scholkopf et al., 1998)
- Isomap (Tenenbaum et al., 2000)
- MDS (Cox and Cox 2001)

回归任务—直线



分类任务---直线



6.1 主成分分析

陈飞宇

fchen@cqu.edu.cn

办公室:软件学院529

基础知识

方差 (variance):

$$Var(X) = E[(X - E[X])^2] = E[X^2] - E[X]^2$$

其中E[X]表示随机变量 X 的期望。

协方差 (covariance):

$$cov(X,Y) = E[(X - E[X])(Y - E[Y])^{\mathrm{T}}]$$

特别地,
$$\operatorname{cov}(X) = \operatorname{Var}(X) = \frac{1}{n-1}XX^{\mathrm{T}}$$

基础知识

方差 (variance):

$$Var(X) = E[(X - E[X])^2] = E[X^2] - E[X]^2$$

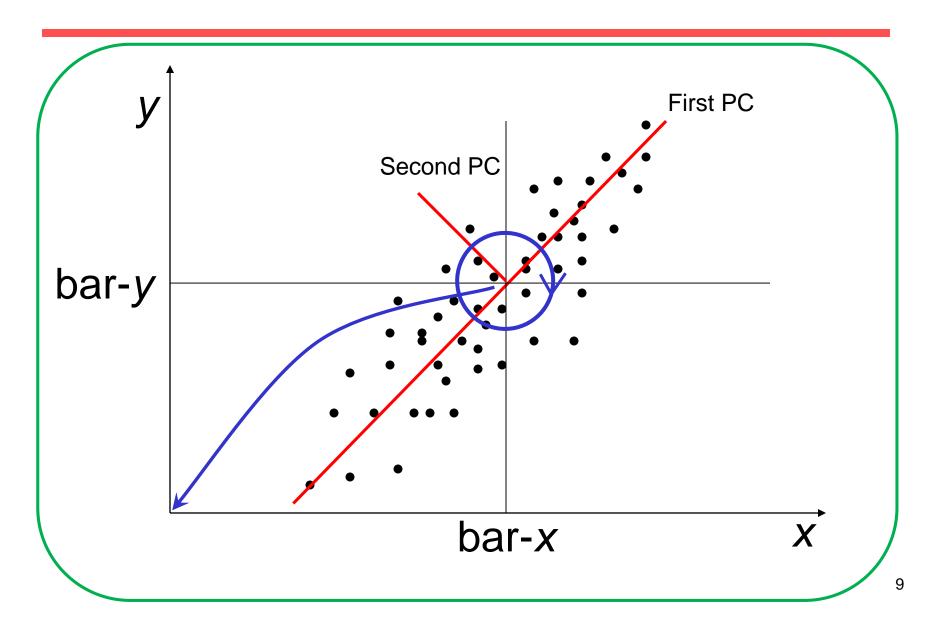
其中E[X]表示随机变量 X 的期望。

协方差 (covariance):

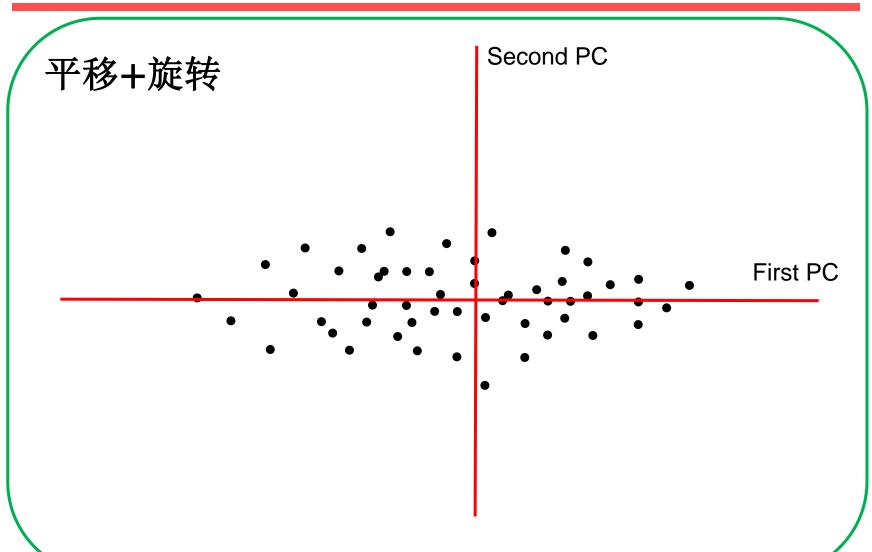
$$cov(X,Y) = E[(X - E[X])(Y - E[Y])^{\mathrm{T}}]$$

特别地,
$$\operatorname{cov}(X) = \operatorname{Var}(X) = \frac{1}{n-1}XX^{\mathrm{T}}$$

主成分分析示例



主成分分析示例



精确描述:

- 1st pc 包含了样本方差的最大方向。
- 2nd pc 与第一个主成分不相关(夹角90度)
 - ,包含了剩余样本方差的最大方向。
- 前几个主成分包含了样本的绝大部分信息
 - ,以至于我们可以忽略后面的主成分。

核心思想: 寻找合适的正交投影矩阵 U,使得投影之后的样本 $Y = U^T X$ 方差达到最大。 max Tr(Var(Y))

s. t.
$$Y = U^T X$$
, $U^T U = I$

假设
$$Y = U^{T}X$$
是经过变换之后的数据,
$$Var(Y)$$

$$= E\left((Y - E[Y])(Y - E[Y])^{T}\right)$$

$$= E\left((U^{T}X - E[U^{T}X])(U^{T}X - E[U^{T}X])^{T}\right)$$

$$= U^{T}E\left((X - E[X])(X - E[X])^{T}\right)U$$

$$= U^{T}Var(X)U$$

因此,PCA模型:

 $\max Tr(Var(Y))$

s. t.
$$Y = U^T X$$
, $U^T U = I$

等价于

 $\max \mathbf{Tr}(\mathbf{U}^{\mathsf{T}}\mathbf{Var}(\mathbf{X}) \mathbf{U})$

s. t.
$$U^{\mathrm{T}}U = I$$

此模型的最优解是矩阵Var(X)的前k个特征向量

拉格朗日乘子法

主成分分析模型:

max
$$Tr(U^TVar(X) U)$$
 s.t. $U^TU = I$

拉格朗日函数:

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{U}, \boldsymbol{\Lambda}) = -\mathrm{Tr}(\boldsymbol{U}^{\mathrm{T}} \mathrm{Var}(\boldsymbol{X}) \; \boldsymbol{U}) + \left\langle \boldsymbol{\Lambda}, \boldsymbol{U}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{U} - \boldsymbol{I} \right\rangle$$

 \mathcal{L} 对变量 U 求偏导:

$$\frac{\partial \mathcal{L}(U,\Lambda)}{\partial U} = -2 \operatorname{Var}(X) U + 2 \Lambda U$$

等价于 $Var(X)U = \Lambda U$ 最大k个特征值对应的特征向量

PCA:最大可分性

主成分分析模型:

$$\max \mathbf{Tr}(\mathbf{U}^{\mathsf{T}}\mathbf{Var}(\mathbf{X}) \mathbf{U})$$

s. t.
$$U^{\mathrm{T}}U = I$$

- 此模型的最优解是对称半正定矩阵 Var(X) 的 前k个特征值所对应的特征向量。
- 此模型的目标是最大化投影后数据的方差, 这个性质通常被称为PCA的最大可分性。

PCA 算法流程:

Step 1: 中心化 $\overline{X} = X - E[X]$

Step 2: 计算协方差矩阵 $C = \text{cov}(\overline{X}) = \frac{1}{n-1} \overline{X} \overline{X}^T$

Step 3: 特征值分解 $C = U\Lambda U^{T}$

Step 4: 降维 $Y = U_k^T \overline{X}$, 其中 U_k^T 为 U^T 的前k行。

中心化前:

$$cov(X) = E[(X - E[X])(X - E[X])^{T}] = E[\overline{X}\overline{X}^{T}]$$

中心化后:

$$\mathbf{cov}(\overline{X}) = E[(\overline{X} - E[\overline{X}])(\overline{X} - E[\overline{X}])^{\mathrm{T}}] = E[\overline{X}\overline{X}^{\mathrm{T}}]$$

因此,

$$cov(X) = cov(\overline{X}) = \frac{1}{n-1} \overline{X} \overline{X}^{\mathrm{T}}$$

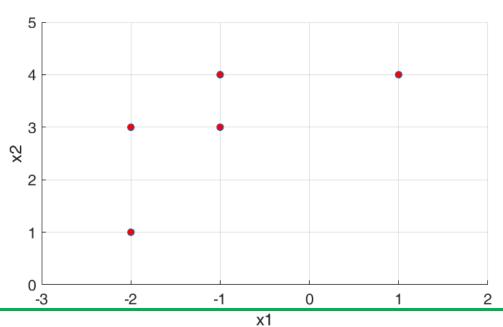
问题:中心化的意义?

例子

假设二维数据点集为

$$X = \begin{pmatrix} -2 & -2 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & 3 & 3 & 4 & 4 \end{pmatrix}$$

试利用主成分分析算法对该数据进行降维。



例子

解:
$$X = \begin{pmatrix} -2 & -2 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & 3 & 3 & 4 & 4 \end{pmatrix}$$

Step 1: 中心化

$$\overline{X} = X - E[X] = \begin{pmatrix} -1 & -1 & 0 & 2 & 0 \\ -2 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

Step 2: 计算协方差矩阵

$$C = \operatorname{cov}(\overline{X}) = \frac{1}{n-1}\overline{X}\overline{X}^{\mathrm{T}} = \frac{1}{4}\begin{pmatrix} 6 & 4 \\ 4 & 6 \end{pmatrix}$$

例子

Step 3: 特征值分解

$$C = U\Lambda U^{\mathrm{T}}$$

$$= \begin{pmatrix} 1/\sqrt{2} & -1/\sqrt{2} \\ 1/\sqrt{2} & 1/\sqrt{2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 5/2 & 0 \\ 0 & 1/2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1/\sqrt{2} & 1/\sqrt{2} \\ -1/\sqrt{2} & 1/\sqrt{2} \end{pmatrix}$$

Step 4: 投影、降维

$$Y = U_1^{\mathrm{T}} \overline{X}$$

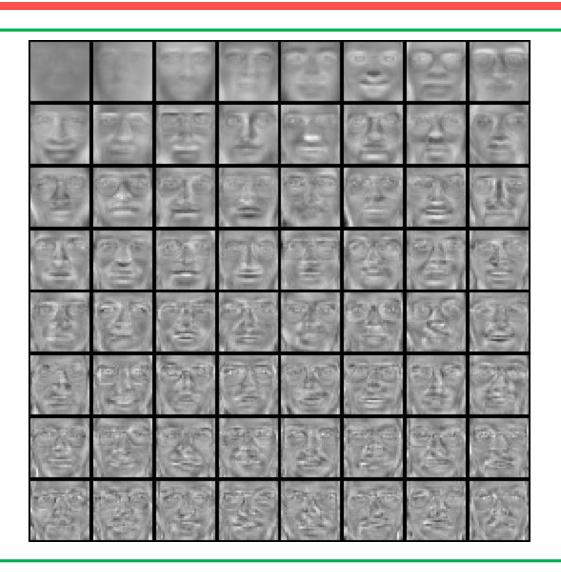
$$= (1/\sqrt{2} \quad 1/\sqrt{2}) \begin{pmatrix} -1 & -1 & 0 & 2 & 0 \\ -2 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$= (-3/\sqrt{2} \quad -1/\sqrt{2} \quad 0 \quad 3/\sqrt{2} \quad -1/\sqrt{2})$$

PCA应用—人脸识别



PCA应用—Eigenface



PCA局限性

What if very high dimensional data?

- e.g., HD image (d $\geq 10^4$)

Problem:

- Covariance matrix C is size (d^2)
- $-d = 10^4 \rightarrow |C| = 10^8$

Speedup:

Singular Value Decomposition (SVD)

6.2 奇异值分解

陈飞宇

fchen@cqu.edu.cn

办公室:软件学院529

Singular Value Decomposition

$$A_{m\times n} = U_{m\times r} \Sigma_{r\times r} V_{n\times r}^{\mathrm{T}}$$

• A: 数据矩阵

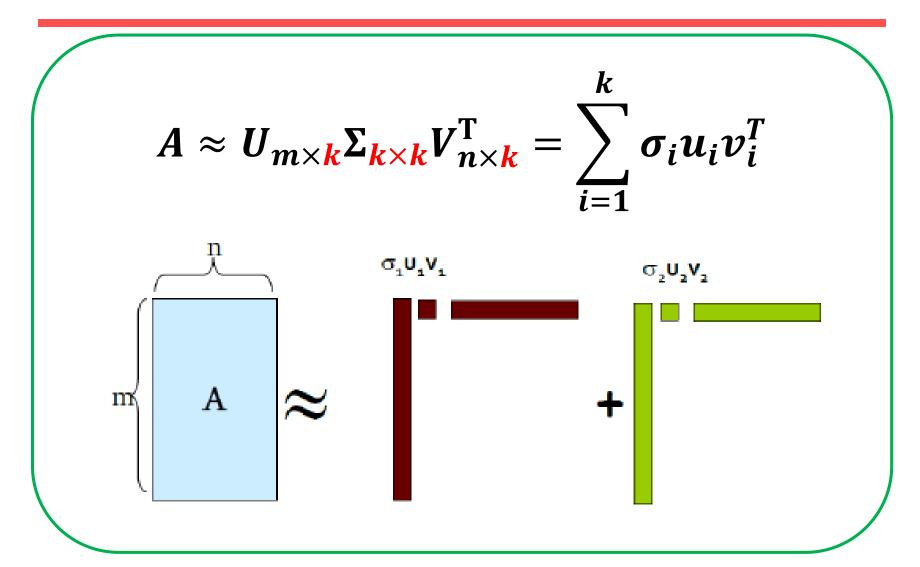
m x *n* matrix (e.g., m documents, n terms)

- U: 左奇异值向量: U^TU = I

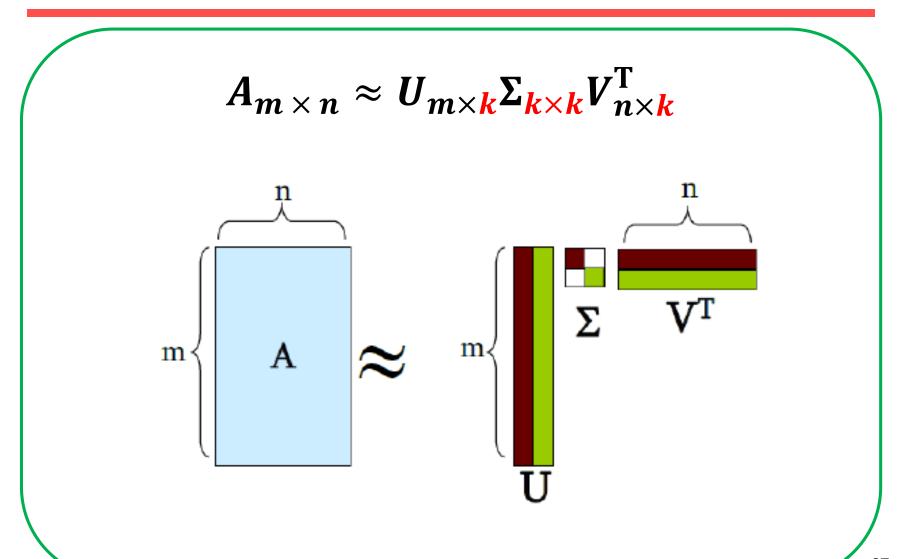
 m x r matrix (m documents, r concepts)
- Σ: 奇异值, r 为矩阵A的秩
 r x r diagonal matrix (strength of 'concept')
- V:右奇异值向量: V^TV = I

 n x r matrix (n terms, r concepts)

Singular Value Decomposition



Singular Value Decomposition



Problem:

– #1: Find concepts in text

– #2: Reduce dimensionality

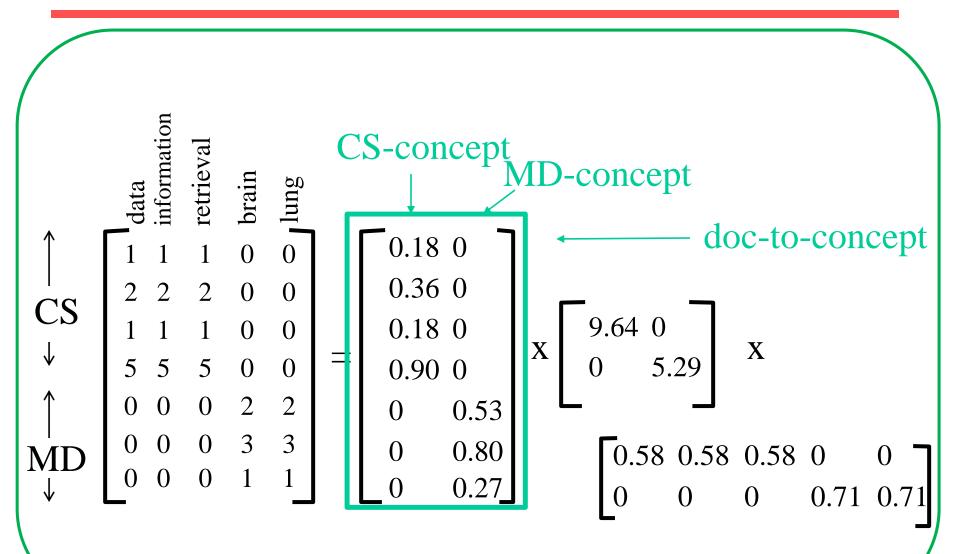
term	data	information	retrieval	brain	lung
$\operatorname{document}$					
CS-TR1	1	1	1	0	0
CS-TR2	2	2	2	0	0
CS-TR3	1	1	1	0	0
CS-TR4	5	5	5	0	0
MED-TR1	0	0	0	2	2
${f MED-TR2}$	0	0	0	3	3
MED-TR3	0	0	0	1	1

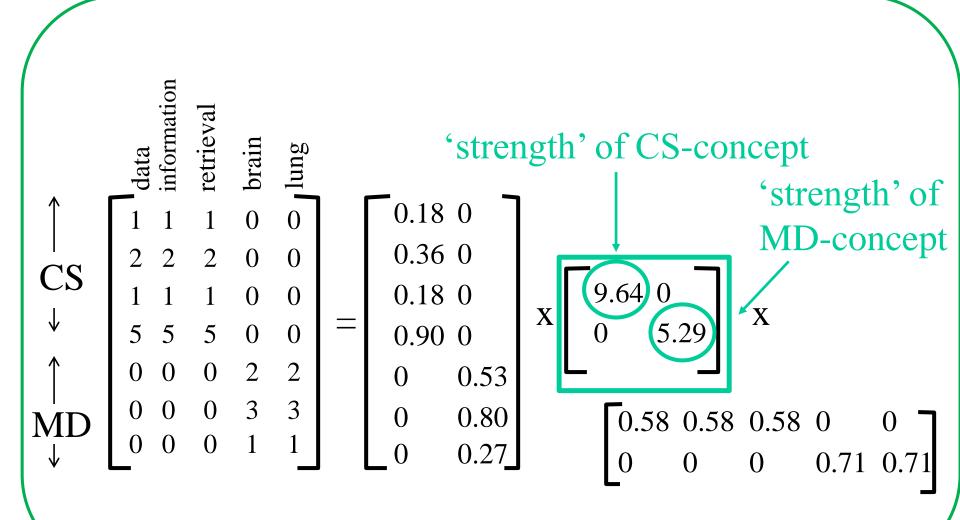
SVD 解释

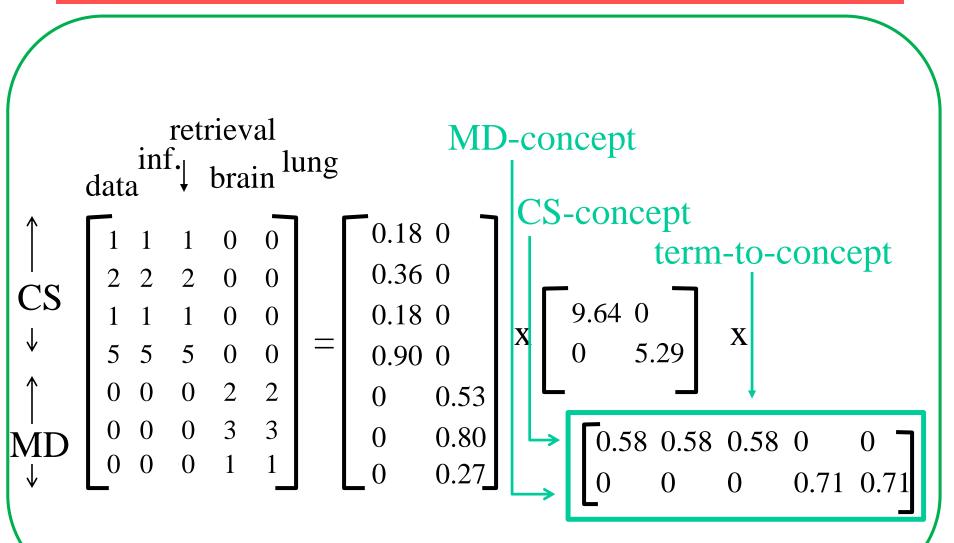
- 'documents', 'terms' and 'concepts':
- U: document-to-concept similarity matrix

• V: term-to-concept similarity matrix

• Σ : its diagonal elements: 'strength' of each concept

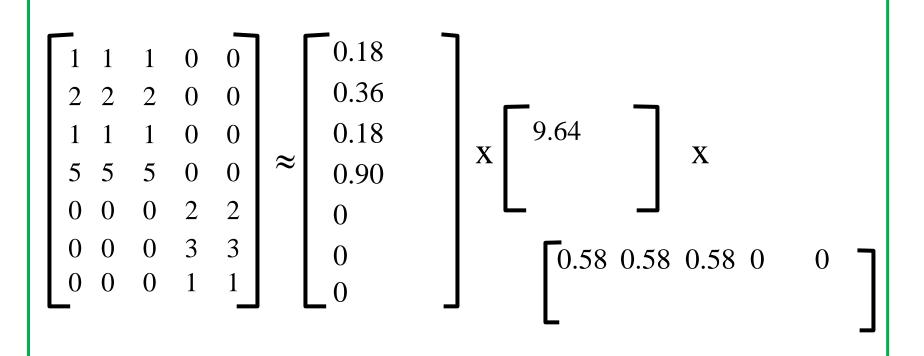






降维: 另较小的奇异值为0.

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 2 & 2 & 2 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 5 & 5 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 2 & 2 \\ 0 & 0 & 0 & 3 & 3 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.18 & 0 \\ 0.36 & 0 \\ 0.18 & 0 \\ 0.90 & 0 \\ 0 & 0.53 \\ 0 & 0.27 \end{bmatrix}$$



```
      1
      1
      1
      0
      0

      2
      2
      2
      0
      0

      1
      1
      1
      0
      0

      5
      5
      5
      0
      0

      0
      0
      0
      2
      2

      0
      0
      0
      3
      3

      0
      0
      0
      1
      1
```

奇异值分解

对于任意矩阵来说,它的奇异值分解存在唯一,且所有奇异值都是正数。

利用奇异值分解进行降维处理,其意义是最小化重构误差。

奇异值分解

SVD 算法流程:

Step 1: 中心化 $\overline{X} = X - E[X]$

Step 2: 奇异值分解 $\bar{X} = U\Sigma V^{T}$

Step 3: 降维 $Y = U_k^T \overline{X}$, 其中 U_k^T 为 U^T 的前k行

0

PCA vs SVD

 $SVD - \overline{X} = U\Sigma V^{T}$

 $\mathbf{PCA} - \overline{X}\overline{X}^{\mathrm{T}} = U\Sigma V^{\mathrm{T}}(U\Sigma V^{\mathrm{T}})^{\mathrm{T}} = U\Sigma^{2}U^{\mathrm{T}}$ $\overline{X}^{\mathrm{T}}\overline{X} = (U\Sigma V^{\mathrm{T}})^{\mathrm{T}}U\Sigma V^{\mathrm{T}} = V\Sigma^{2}V^{\mathrm{T}}$



PCA vs SVD

Computational Complexity:

- SVD O(mn^2) or O(nm^2) 或者更少
 - 只需要奇异值
 - 或者只需要前几个奇异向量
 - 或者矩阵是稀疏的
- $PCA O(n^3)$

Storage:

- SVD O(mn) (e.g., 数据矩阵)
- PCA O(n^2) (e.g., 协方差矩阵)

PCA vs SVD

Matlab 对比试验

• 随机数据 [m,n] = [100,4000]

• PCA运行时间: 69.6601s

• SVD 运行时间: 0.3414s

主成分个数选取?

观察特征值或奇异值的分布情况来选取合适的k。

40

Variance explained by the Eigenvectors

Variance explained by the Eigenvectors Variance explained by ith Eigenvector ith Eigenvector

主成分分析小结

· 主成分分析(PCA)是最常用的降维技术。

主成分分析最大化投影后数据的方差, 同时主成分分析还最小化重建误差。

从数值上看,奇异值分解可以大幅度地 提高主成分分析算法的计算速度。

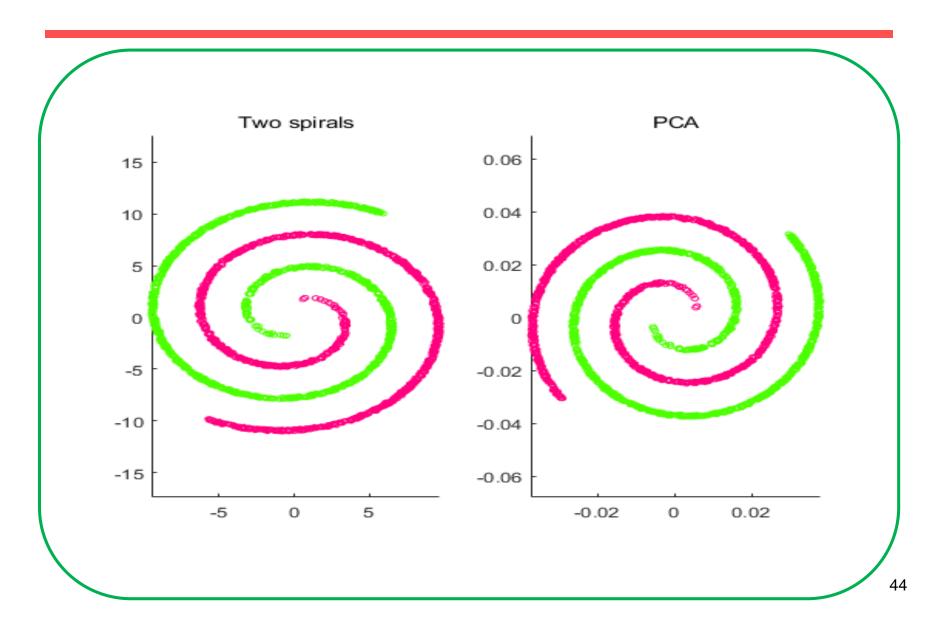
6.3 核化PCA

陈飞宇

fchen@cqu.edu.cn

办公室:软件学院529

非球状数据降维



解决方案

对于非线性可分的数据 $\{x_i\}_{i=1}^m$,尝试找到一个非线性映射 ϕ ,使得数据 $\{\phi(x_i)\}_{i=1}^n$ 在新的空间(通常为高维空间)是线性可分的,然后再使用PCA进行降维。

椭圆方程: $w_1(x^{(1)})^2 + w_2(x^{(2)})^2 + b = 0$

直线方程: $w_1 x^{(1)} + w_2 x^{(2)} + b = 0$

核技巧(Kernel Trick)

然而,对于任意给定数据寻找合适的非线性映射 ϕ 是不现实的。

定义核函数(Kernel Function):

$$K(x_i, x_j) = \phi(x_i)^{\mathrm{T}} \phi(x_i)$$

这样, **φ** 可以隐式地由核函数表示出来,而且内积的计算也变得更加容易。

核函数

常见的核函数(核矩阵对称半正定):

名称	表达式
线性核	$K(x_i, x_j) = x_i^{\mathrm{T}} x_j$
多项式核	$K(x_i, x_j) = (x_i^{\mathrm{T}} x_j)^d$
高斯核	$K(x_i, x_j) = \exp(-\frac{\ x_i - x_j\ ^2}{2\sigma^2})$
拉普拉斯核	$K(x_i, x_j) = \exp(-\frac{\ x_i - x_j\ }{\sigma})$
Sigmoid 核	$K(x_i, x_j) = \tanh(\beta x_i^T x_j + \theta)$

核化主成分分析

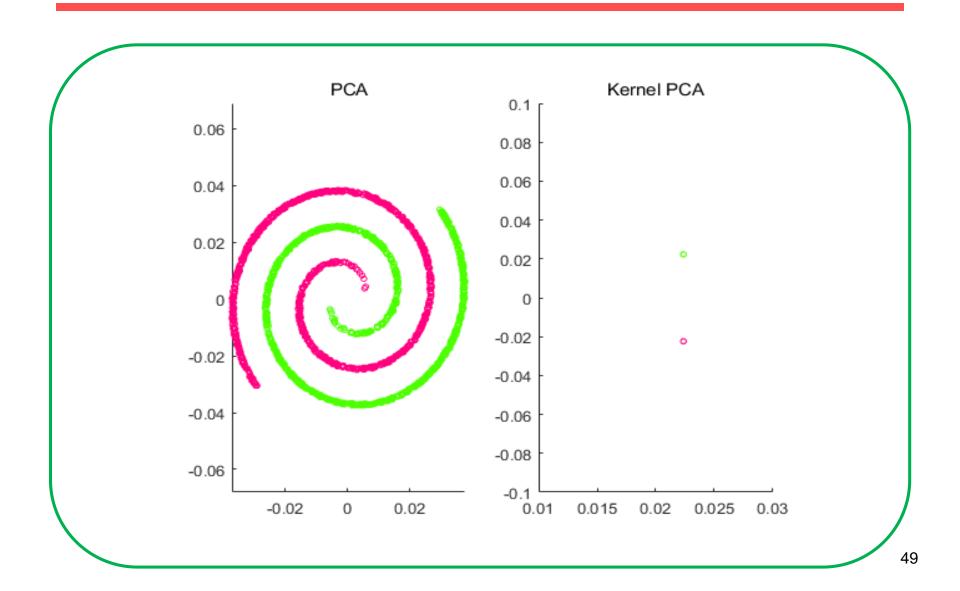
KPCA 算法流程:

Step 1: 选取合适的核函数,求出矩阵K

Step 2: 特征值分解 $K = U\Lambda U^{T}$

Step 3: 降维 $Y = U_k^{\mathrm{T}} \Lambda^{1/2}$ 。

核化主成分分析



核化主成分分析小结

• 核化主成分分析(KPCA)是非线性降 维方法,是PCA的直接推广。

KPCA可以对非球状数据进行降维。

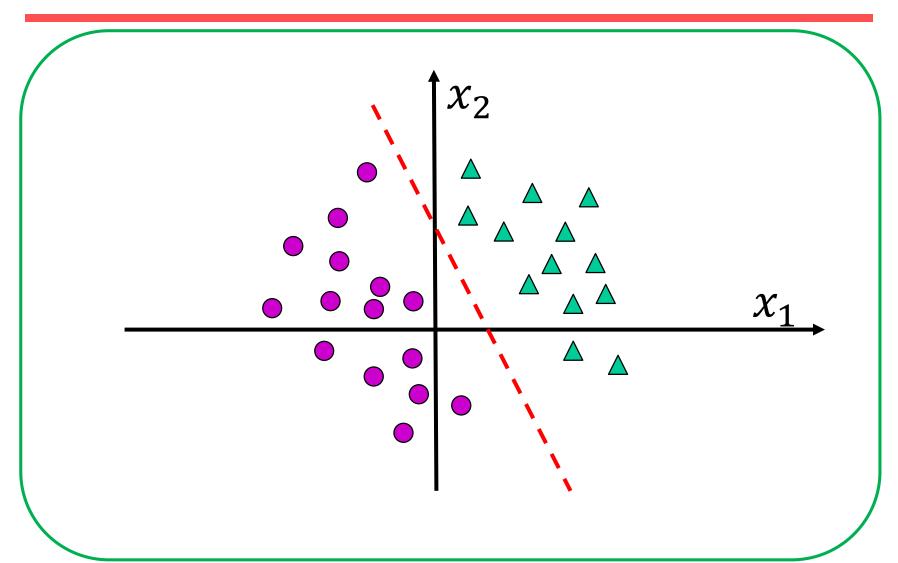
 和PCA类似,当数据量较大时,KPCA 的计算效率低。

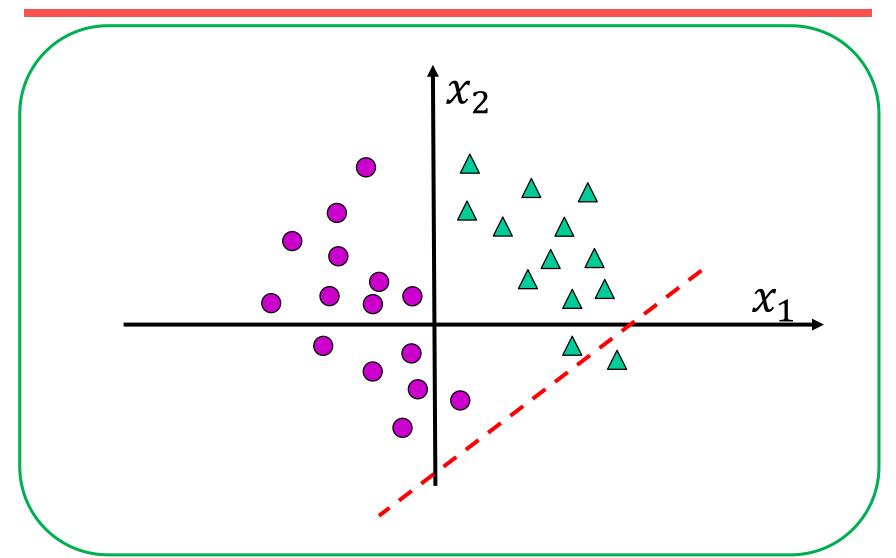
6.4 线性判别分析

陈飞宇

fchen@cqu.edu.cn

办公室:软件学院529





思想:假设降维的目的是解决维度灾难,在低维空间进行分类。那么我们希望降维后的样本保持一定的可分性,即经过投影之后,同类样本的投影点尽可能接近,异类样本的投影点尽可能远离。

解决方案: 让投影后的类中心之间的距离尽可能大, 从而增强样本的可分性。

对于二分类问题,给定训练集 $\{(x_i, y_i)\}_{i=1}^n$,其中 $y_i \in \{0, 1\}$ 。令 $D_j, n_j, \mu_j, \Sigma_j$ 分别表示第 $i \in \{0, 1\}$ 类样本的集合、集合的个数、均值向量和协方差矩阵。

假设投影矩阵是w,则投影后的中心为:

$$\frac{1}{n_j} \sum_{x \in D_i} w^T x = w^T \left(\frac{1}{n_j} \sum_{x \in D_i} x\right) = w^T \mu_i$$

因此投影后的类中心之间的距离为:

$$\|w^T \mu_0 - w^T \mu_1\|_2^2 = w^T (\mu_0 - \mu_1) (\mu_0 - \mu_1)^T w$$

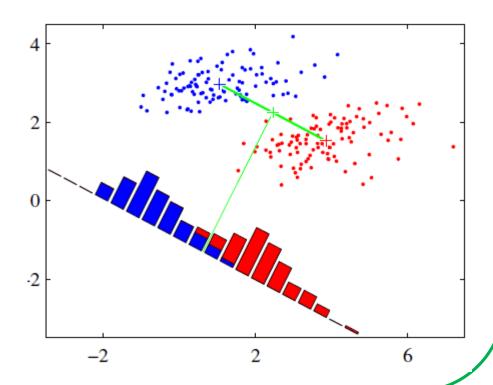
类间散度矩阵(between-class scatter matrix):

$$S_b = (\mu_0 - \mu_1) (\mu_0 - \mu_1)^T$$

最大化类间散度?

 $\max_{w} w^{T} S_{b} w$

投影后有重合区域!



投影后类内的样本不够'紧凑',即协方差过大,希望投影后类内样本的协方差小。

$$\min_{w} w^{T} \Sigma_{0} w + w^{T} \Sigma_{1} w$$

类内散度矩阵(within-class scatter matrix):

$$S_w = \Sigma_0 + \Sigma_1$$

$$= \sum_{x \in D_0} (x - \mu_0)(x - \mu_0)^T + \sum_{x \in D_1} (x - \mu_1)(x - \mu_1)^T$$

对于二维数据来说,线性判别分析(Linear Discriminant Analysis)同时最大化类间散度矩阵,最小化类内散度矩阵。

$$\max_{w} \ \frac{w^T S_b w}{w^T S_w w}$$

目标函数通常被成为广义瑞利商(generalized Rayleigh Quotient),最优解为广义特征值问题。

此模型的最优解有无穷多个(对最优解w进行任意缩放)。

线性判别分析(LDA):

$$\max w^T S_b w \qquad \text{s. t.} \quad w^T S_w w = 1$$

拉格朗日函数:

$$\mathcal{L}(w,\lambda) = -w^T S_b w + \lambda (w^T S_w w - 1)$$

L 对变量 w 求偏导:

$$\frac{\partial \mathcal{L}(w,\lambda)}{\partial w} = -2S_b w + 2\lambda S_w w$$

极大极小问题(对偶问题):

$$\max_{\lambda} \min_{\mathbf{w}} \mathcal{L}(\mathbf{w}, \lambda)$$

极小问题:

$$\min_{w} \mathcal{L}(w, \lambda) = -w^{T} S_{b} w + \lambda (w^{T} S_{w} w - 1)$$
$$= -w^{T} \lambda S_{w} w + \lambda (w^{T} S_{w} w - 1) = \lambda$$

极大极小问题:

$$\max_{\lambda} \lambda$$
 s.t. $S_b w = \lambda S_w w$

线性判别分析(LDA):

$$\max \ w^T S_b w \qquad \text{s. t.} \ w^T S_w w = 1$$

等价于 $S_h w = \lambda S_w w$ 的最大特征值。

线性判别分析(LDA):

$$S_b w = \lambda S_w w$$

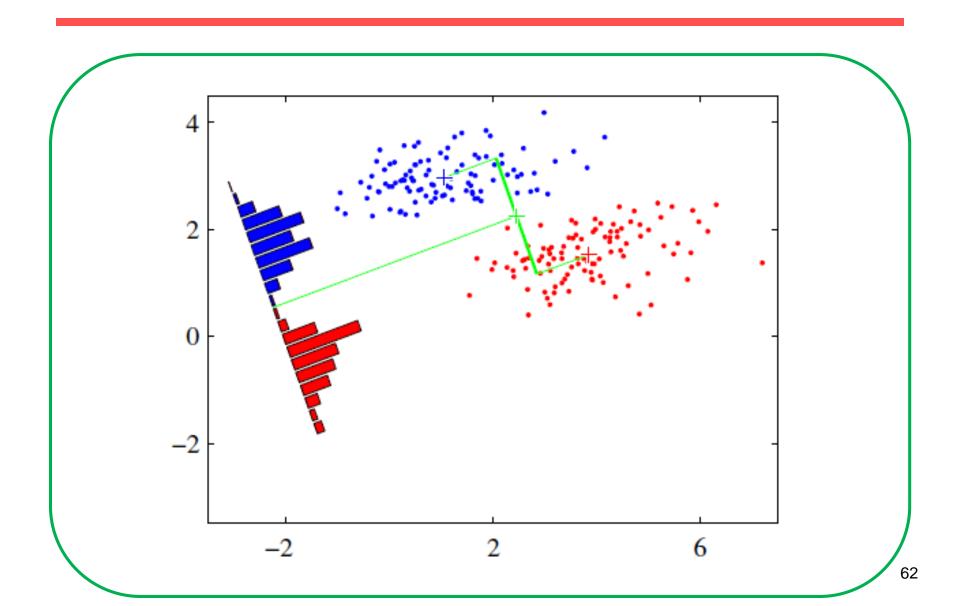
常规方法是求矩阵 $S_w^{-1}S_b$ 的特征值问题!

然而
$$S_b = (\mu_0 - \mu_1)(\mu_0 - \mu_1)^T$$
, 我们有
$$S_b w = (\mu_0 - \mu_1)(\mu_0 - \mu_1)^T w$$
$$= ((\mu_0 - \mu_1)^T w)(\mu_0 - \mu_1)$$

原问题等价于求解:

$$S_w w = \mu_0 - \mu_1$$

LDA降维示意图



LDA vs PCA

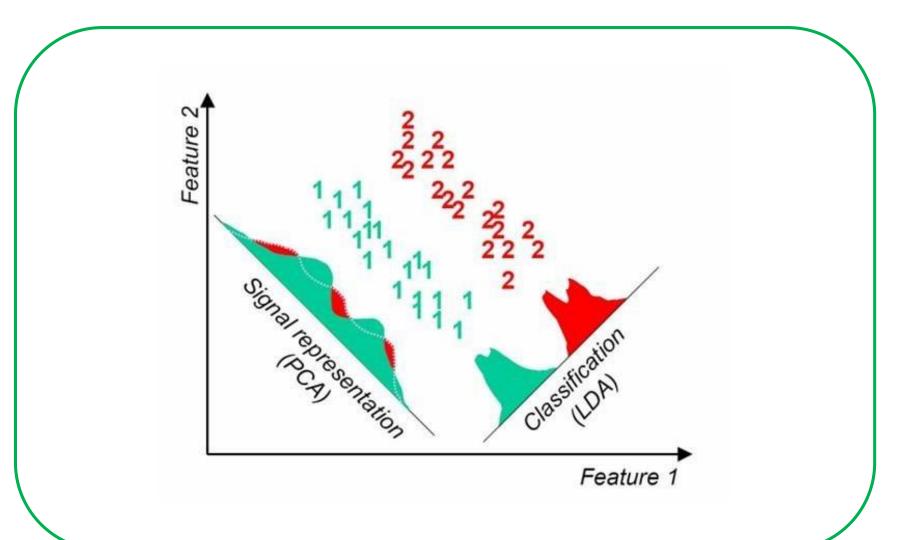
相同点:

- 都属于降维方法。
- 都转化为求解特征值问题。
- 都可以使用核化技巧。

不同点:

• PCA是非监督降维,LDA是监督降维。

LDA vs PCA



LDA --最小二乘法

当
$$x \in X_i$$
 时, 令 $y = (-1)^i n/n_j$,则
$$\sum_{i=1}^n y_i = n_0 \times n/n_0 - n_1 \times n/n_1 = 0$$

最小二乘法:

$$\underset{w,b}{\operatorname{argmin}} \ \frac{1}{n} \sum_{i} [y_i - (w^T x_i + b)]^2$$

LDA --最小二乘法

目标函数对w和b求偏导得,

$$\frac{1}{n}\sum_{i}(w^{T}x_{i}+b-y_{i})=0, \qquad \sum_{i}(w^{T}x_{i}+b-y_{i})x_{i}=0$$
对第一个式子展开,

$$b = -\frac{1}{n} \sum_{i} w^{T} x_{i} = -w^{T} \mu = -\frac{1}{n} (n_{0} \mu_{0} + n_{1} \mu_{1})$$

把 b 代入第二个式子, 并展开有

$$(S_w + \frac{n_0 n_1}{n} S_b) w = n(\mu_0 - \mu_1)$$

6.5 多分类LDA

陈飞宇

fchen@cqu.edu.cn

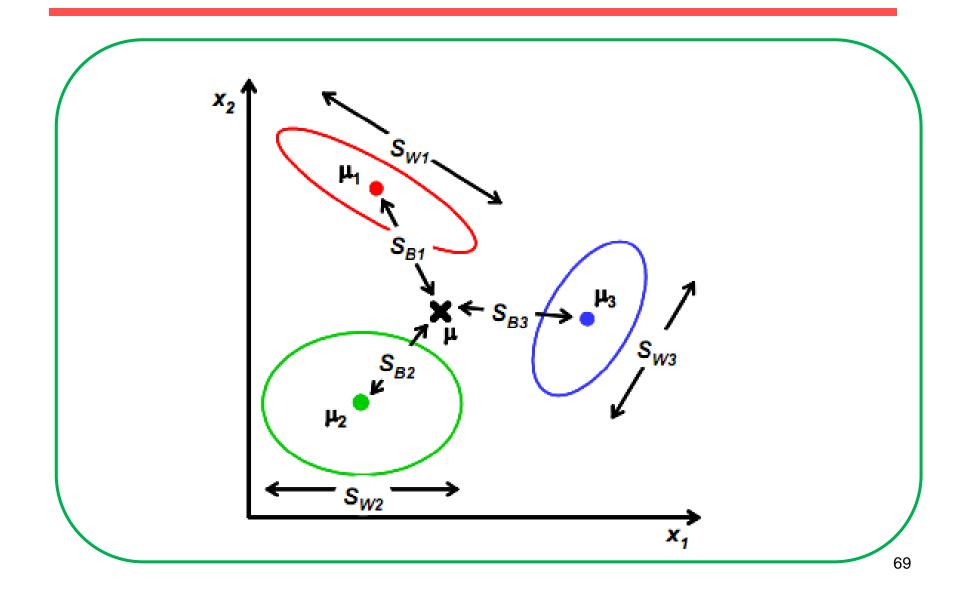
办公室:软件学院529

假设存在 k 个类,令 $D_j, n_j, \mu_j, \Sigma_j$ 分别表示第 j 类样本的集合、均值向量和协方差矩阵。

类内散度矩阵(within-class scatter matrix):

$$S_w = \sum_{j=1}^{\kappa} \sum_{x \in D_j} (x - \mu_j) (x - \mu_j)^T$$

中心变成k个之后,如何定义类间散度矩阵?



类内散度矩阵(within-class scatter matrix):

$$S_w = \sum_{j=1}^k \sum_{x \in D_j} (x - \mu_j) (x - \mu_j)^T$$

类间散度矩阵(between-class scatter matrix):

$$S_b = \sum_{j=1}^k n_j (\mu_j - \mu) (\mu_j - \mu)^T$$

全局散度矩阵(total scatter matrix):

$$S_t = S_w + S_b = \sum_{i=1}^{N} (x_i - \mu)(x_i - \mu)^T$$

全局散度矩阵 S_t

$$S_{t} = \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \mu)(x_{i} - \mu)^{T}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (x_{i}x_{i}^{T} - x_{i}\mu^{T} - \mu x_{i}^{T} + \mu \mu^{T})$$

$$= \sum_{i=1}^{n} x_{i}x_{i}^{T} - (\sum_{i=1}^{n} x_{i})\mu^{T} - \mu(\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{T} + \sum_{i=1}^{n} \mu \mu^{T}$$

$$= (\sum_{i=1}^{n} x_{i}x_{i}^{T}) - n\mu\mu^{T}$$

类内散度矩阵 S_w

$$S_{w} = \sum_{j=1}^{k} \sum_{x \in D_{j}} (x - \mu_{j}) (x - \mu_{j})^{T}$$

$$= \sum_{j=1}^{k} \sum_{x \in D_{j}} (xx^{T} - x\mu_{j}^{T} - \mu_{j}x^{T} + \mu_{j}\mu_{j}^{T})$$

$$= \sum_{j=1}^{k} [\sum_{x \in D_{j}} xx^{T} - (\sum_{x \in D_{j}} x) \mu_{j}^{T} - \mu_{j} (\sum_{x \in D_{j}} x)^{T} + \sum_{x \in D_{j}} \mu_{j}\mu_{j}^{T})]$$

$$= \sum_{j=1}^{k} [\sum_{x \in D_{j}} xx^{T} - n_{j}\mu_{j}\mu_{j}^{T}] = (\sum_{i=1}^{n} x_{i}x_{i}^{T}) - \sum_{j=1}^{k} n_{j}\mu_{j}\mu_{j}^{T}$$

类间散度矩阵 S_b

令
$$X = [x_1, x_2, ..., x_n]$$
, H 是标准化的示性矩阵。
$$\sum_{i=1}^{n} x_i x_i^T = XX^T$$

$$\sum_{j=1}^{k} n_j \mu_j \mu_j^T = \sum_{j=1}^{k} (\sqrt{n_j} \mu_j) (\sqrt{n_j} \mu_j)^T = \sum_{j=1}^{k} (Xh_j) (Xh_j)^T$$

$$= \sum_{j=1}^{k} Xh_j h_j^T X^T = X(\sum_{j=1}^{k} h_j h_j^T) X^T = XHH^T X^T$$

散度矩阵

$$S_{t} = \left(\sum_{i=1}^{n} x_{i} x_{i}^{T}\right) - n\mu\mu^{T} = XX^{T} - n\mu\mu^{T}$$

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{k} n_{j}\mu_{j}$$

$$S_{w} = \left(\sum_{i=1}^{n} x_{i} x_{i}^{T}\right) - \sum_{j=1}^{k} n_{j}\mu_{j}\mu_{j}^{T} = XX^{T} - XHH^{T}X^{T}$$

$$S_{b} = S_{t} - S_{w} = \sum_{j=1}^{k} n_{j}\mu_{j}\mu_{j}^{T} - n\mu\mu^{T} = \sum_{j=1}^{k} n_{j}(\mu_{j}\mu_{j}^{T} - \mu\mu^{T})$$

$$= \sum_{j=1}^{k} n_{j}(\mu_{j} - \mu)(\mu_{j} - \mu)^{T} = XHH^{T}X^{T} - n\mu\mu^{T}$$

散度矩阵 \$

假设 $\mu = 0, X = [x_1, x_2, ..., x_n], H$ 是标准化的示性矩阵。

全局散度矩阵:
$$S_t = \sum_{i=1}^n x_i x_i^T = XX^T$$

类间散度矩阵: $S_b = \sum_{j=1}^k n_j \mu_j \mu_j^T = XHH^T X^T$

类内散度矩阵: $S_w = S_t - S_b = X(I - HH^T)X^T$

全局散度矩阵 S_t

当
$$k=2$$
时,

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{k} n_j \mu_j$$

$$S_b = \sum_{j=1}^{\kappa} n_j (\mu_j \mu_j^T - \mu \mu^T)$$

$$= n_1 (\mu_1 \mu_1^T - \mu \mu^T) + n_2 (\mu_2 \mu_2^T - \mu \mu^T)$$

$$= \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} (\mu_1 - \mu_2) (\mu_1 - \mu_2)^T$$

多分类LDA需要求解投影矩阵W,同时最大化类间散度矩阵,最小化类内散度矩阵。

$$\max_{W} \frac{\text{Tr}(W^{T}S_{b}W)}{\text{Tr}(W^{T}S_{w}W)} \text{ s. t. } W^{T}W = I$$

其中,Tr函数表示矩阵主对角线上的元素之和,即 $Tr(A) = \sum_{i=1}^{n} A_{ii}$,正交约束是因为每个投影方向互相垂直!

此模型的最优解为矩阵 $S_w^{-1}S_b$ 的前d个最大特征值所对应的特征向量组成的矩阵。

6.6 非负矩阵分解

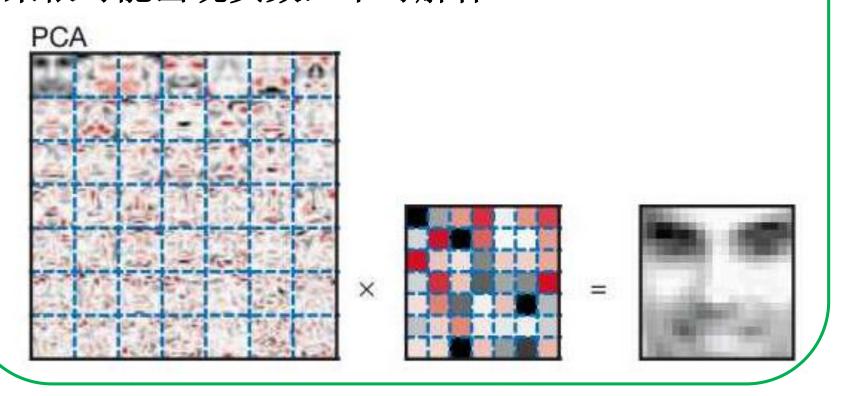
陈飞宇

fchen@cqu.edu.cn

办公室:软件学院529

PCA和LDA的局限性

PCA和LDA的投影矩阵都是正交的,投影之后结果很可能出现负数,不可解释!



非负矩阵分解

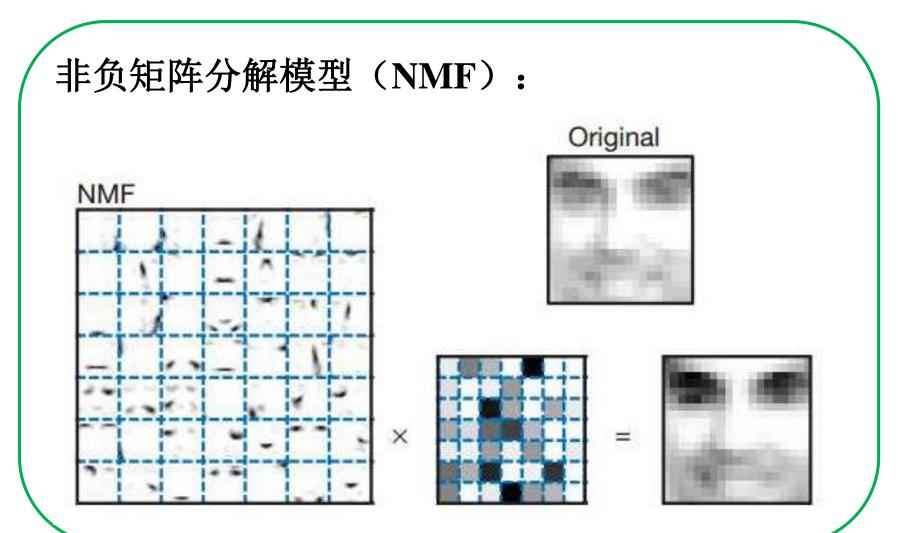
非负矩阵分解模型(NMF):

$$\min ||X - WH||_F^2$$

s. t.
$$W \ge 0, H \ge 0$$

- 把数据矩阵 *X* 分解成两个小规模矩阵的乘积 ,本质上说是寻找数据 *X* 的低秩逼近。
- 基矩阵和系数矩阵的非负约束使得模型更有 意义。
- NMF是非凸的模型,目标函数是非凸的。

非负矩阵分解



交替最小二乘法

非负矩阵分解模型(NMF):

$$\min ||X - WH||_F^2$$

s. t.
$$W \ge 0, H \ge 0$$

迭代公式:

$$W^+ = \max(\mathbf{0}, (W^T W)^{-1} W X)$$

$$H^+ = \max(\mathbf{0}, XH^T(HH^T)^{-1})$$

乘积更新算法

非负矩阵分解模型(NMF):

$$\min ||X - WH||_F^2$$

s. t.
$$W \ge 0, H \ge 0$$

迭代公式:

$$W^{+} = W \odot [XH^{T} \oslash (WHH^{T} + \varepsilon)]$$

$$H^+ = H \odot [W^T X \oslash (W^T W H + \varepsilon)]$$