# A2DI: Pré-Traitements

John Klein

Lille1 Université - CRIStAL UMR CNRS 9189



• On sait que si n, la taille des données est suffisamment grand par rapport à la taille de  $\theta$  alors  $Err_{train}$  ne dévie pas de  $Err_{gen}$ .

• On sait que si n, la taille des données est suffisamment grand par rapport à la taille de  $\theta$  alors  $Err_{train}$  ne dévie pas de  $Err_{gen}$ .

• On sait que des décisions optimales se prennent si on a acces à  $p_{Y|X}$ .

- On sait que si n, la taille des données est suffisamment grand par rapport à la taille de  $\theta$  alors  $Err_{train}$  ne dévie pas de  $Err_{gen}$ .
- ullet On sait que des décisions optimales se prennent si on a acces à  $p_{Y|X}$ .
- On a vu des modèles permettant d'estimer  $p_{Y|X}$  ou  $p_{X,Y}$ .

- On sait que si n, la taille des données est suffisamment grand par rapport à la taille de  $\theta$  alors  $Err_{train}$  ne dévie pas de  $Err_{gen}$ .
- ullet On sait que des décisions optimales se prennent si on a acces à  $p_{Y|X}$ .
- On a vu des modèles permettant d'estimer  $p_{Y|X}$  ou  $p_{X,Y}$ .

La plupart du temps, il est plus efficace d'apprendre ces modèles à partir de vecteurs  $\mathbf{z}^{(i)}$  obtenus à partir des exemples  $\mathbf{x}^{(i)}$ .

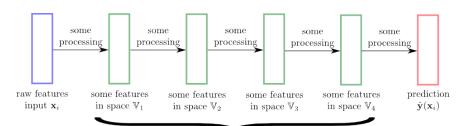
- On sait que si n, la taille des données est suffisamment grand par rapport à la taille de  $\theta$  alors  $Err_{train}$  ne dévie pas de  $Err_{gen}$ .
- ullet On sait que des décisions optimales se prennent si on a acces à  $p_{Y|X}$ .
- On a vu des modèles permettant d'estimer  $p_{Y|X}$  ou  $p_{X,Y}$ .

La plupart du temps, il est plus efficace d'apprendre ces modèles à partir de vecteurs  $\mathbf{z}^{(i)}$  obtenus à partir des exemples  $\mathbf{x}^{(i)}$ .

Nous allons voir différentes façons de calculer ces vecteurs  $\mathbf{z}^{(i)}$  dans ce chapitre.

John Klein (Lille1) A2DI 2 / 70

## Pré-traitements : plusieurs niveaux possibles



Intermediate Representation

# Plan du chapitre

- Pré-traitements basiques
- 2 Réduction de dimension par apprentissage de représentation
- Sélection d'attributs
- 4 Conclusions
- 6 Annexes

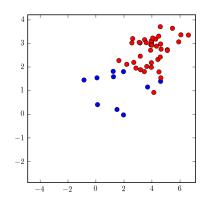
4 / 70

Il s'agit de calculer une représentation intermédiaire selon :

$$\mathbf{z}^{(i)} = \mathbf{x}^{(i)} - \boldsymbol{\mu} \quad \text{avec} \quad \boldsymbol{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i'=1}^{n} \mathbf{x}^{(i')}.$$
 (1)

Il s'agit de calculer une représentation intermédiaire selon :

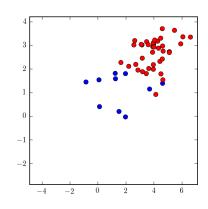
$$\mathbf{z}^{(i)} = \mathbf{x}^{(i)} - \boldsymbol{\mu} \quad \text{avec} \quad \boldsymbol{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i'=1}^{n} \mathbf{x}^{(i')}.$$
 (1)

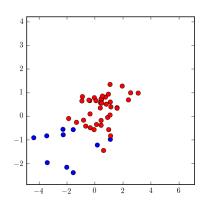


John Klein (Lille1) A2DI 5 / 70

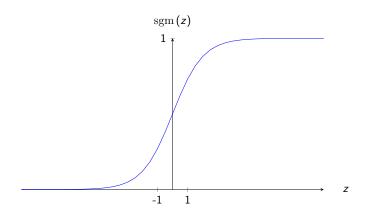
Il s'agit de calculer une représentation intermédiaire selon :

$$\mathbf{z}^{(i)} = \mathbf{x}^{(i)} - \boldsymbol{\mu} \quad \text{avec} \quad \boldsymbol{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i'=1}^{n} \mathbf{x}^{(i')}.$$
 (1)





Utilité : ramener les données dans une gamme où les algorithmes ne saturent pas.



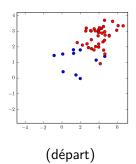
Il s'agit de calculer une représentation intermédiaire selon :

$$z_j^{(i)} = \frac{1}{\hat{\sigma}_j} \left( x_j^{(i)} - \mu_j \right) \quad \text{avec} \quad \hat{\sigma}_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i'=1}^n \left( x_j^{(i')} - \mu_j \right)^2}.$$
 (2)

John Klein (Lille1) A2DI 7 / 70

Il s'agit de calculer une représentation intermédiaire selon :

$$z_j^{(i)} = \frac{1}{\hat{\sigma}_j} \left( x_j^{(i)} - \mu_j \right) \quad \text{avec} \quad \hat{\sigma}_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i'=1}^n \left( x_j^{(i')} - \mu_j \right)^2}.$$
 (2)

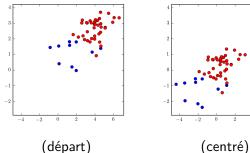


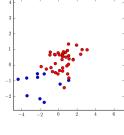
4 D > 4 A > 4 B > 4 B > B 9 Q Q

7 / 70

Il s'agit de calculer une représentation intermédiaire selon :

$$z_j^{(i)} = \frac{1}{\hat{\sigma}_j} \left( x_j^{(i)} - \mu_j \right) \quad \text{avec} \quad \hat{\sigma}_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i'=1}^n \left( x_j^{(i')} - \mu_j \right)^2}.$$
 (2)

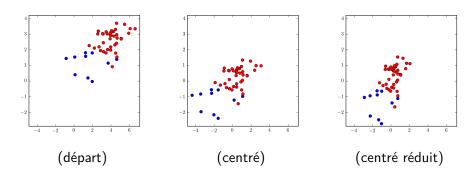




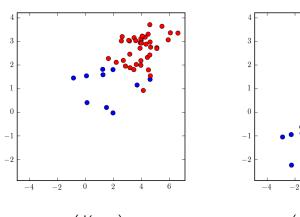
John Klein (Lille1) A2DI 7 / 70

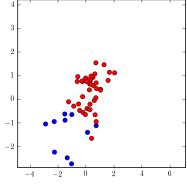
Il s'agit de calculer une représentation intermédiaire selon :

$$z_j^{(i)} = \frac{1}{\hat{\sigma}_j} \left( x_j^{(i)} - \mu_j \right) \quad \text{avec} \quad \hat{\sigma}_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i'=1}^n \left( x_j^{(i')} - \mu_j \right)^2}.$$
 (2)



Utilité : éviter qu'une dimension « prenne toute la place ». (Exemple avec k-PPV)





(départ) (centré réduit) (centré réduit) (A2DI 8 / 70

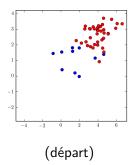
En supposant les  $\mathbf{x}^{(i)}$  centrés, on calcule la représentation intermédiaire selon :

$$\mathbf{z}^{(i)} = \mathbf{W} \cdot \mathbf{x}^{(i)} \quad \text{avec} \quad \mathbf{W} = \text{Chol}\left(\left(\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^{T}\right)^{-1}\right).$$
 (3)

John Klein (Lille1) A2DI 9 / 70

En supposant les  $\mathbf{x}^{(i)}$  centrés, on calcule la représentation intermédiaire selon :

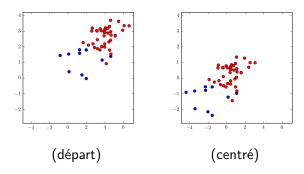
$$\mathbf{z}^{(i)} = \mathbf{W} \cdot \mathbf{x}^{(i)} \quad \text{avec} \quad \mathbf{W} = \text{Chol}\left(\left(\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^{T}\right)^{-1}\right).$$
 (3)



John Klein (Lille1) A2DI 9 / 70

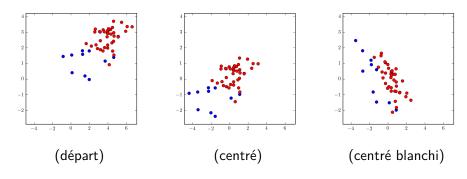
En supposant les  $\mathbf{x}^{(i)}$  centrés, on calcule la représentation intermédiaire selon :

$$\mathbf{z}^{(i)} = \mathbf{W} \cdot \mathbf{x}^{(i)} \quad \text{avec} \quad \mathbf{W} = \text{Chol}\left(\left(\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^{T}\right)^{-1}\right).$$
 (3)

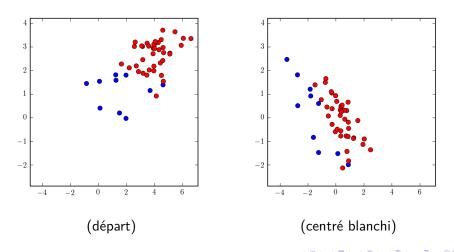


En supposant les  $\mathbf{x}^{(i)}$  centrés, on calcule la représentation intermédiaire selon :

$$\mathbf{z}^{(i)} = \mathbf{W} \cdot \mathbf{x}^{(i)} \quad \text{avec} \quad \mathbf{W} = \text{Chol}\left(\left(\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^{T}\right)^{-1}\right).$$
 (3)



Utilité : décorréler les dimensions.



#### Pré-traitements : Encodage one-hot

Utilité : utiliser des algorithmes acceptant uniquement des *inputs* continues (ex : nnets) sur des données catégoriques.

### Exemple

On s'intéresse à un problème d'approbation de crédit. Les exemples d'apprentissages sont composés des entrées suivantes :

 $\mathbf{x} = [$  salaire endettement situation familiale nbr enfant ] (4)

### Pré-traitements : Encodage one-hot

Principe : rajouter autant d'entrées binaires que de catégories possibles.

### Exemple

On s'intéresse à un problème d'approbation de crédit. Les exemples d'apprentissages sont composés des entrées suivantes :

```
\mathbf{x} = [ salaire endettement situation familiale nbr enfant ] (5)
```

Après encodage one-hot, on a :

 $\mathbf{x} = [$  salaire endettement célib. marrié union libre nbr enfant ] (6)

#### Pré-traitements : Encodage des données manquantes

### Exemple (continué)

On s'intéresse à un problème d'approbation de crédit. Les exemples d'apprentissages sont composés des entrées suivantes :

$$\mathbf{x} = [$$
 salaire endettement situation familiale nbr enfant  $]$  (7)

Dans mon dataset, la première entrée de l'exemple i est inconnue :

$$\mathbf{x}^{(i)} = [?? 50000 \text{ célib. } 0]$$
 (8)

### Pré-traitements : Encodage des données manquantes

Solution : utiliser une variable binaire pour préciser si la donnée est là ou pas.

# Exemple (continué)

Dans mon dataset, la première entrée de l'exemple i est inconnue :

$$\mathbf{x}^{(i)} = [\ ?? \ 50000 \ \text{c\'elib.} \ 0 \ ]$$
 (9)

Elle devient donc :

$$\mathbf{x}^{(i)} = [\begin{array}{cccc} \mathbf{0} & 0 & 50000 & \text{c\'elib.} & 0 \end{array}]$$
 (10)

#### Pré-traitements : Encodage des données manquantes

Solution : utiliser une variable binaire pour préciser si la donnée est là ou pas.

# Exemple (continué)

Dans mon dataset, la première entrée de l'exemple i est connue :

$$\mathbf{x}^{(i)} = [\begin{array}{ccc} 2000 & 50000 & \text{c\'elib.} & 0 \end{array}]$$
 (11)

Elle devient donc :

$$\mathbf{x}^{(i)} = [\begin{array}{cccc} 2000 & 1 & 50000 & \text{célib.} & 0 \end{array}]$$
 (12)

Pré-traitements : cas particulier des signaux

signal = fonction du temps, de
l'espace ou des deux.

exemple : parole, musique, image, vidéos...

### Pré-traitements : cas particulier des signaux

signal = fonction du temps, de
l'espace ou des deux.

exemple : parole, musique, image, vidéos..

Operation	Filter	Convolved Image
Identity	$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$	
Edge detection	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 1 \end{bmatrix}$	
	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & -4 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$	
	$\begin{bmatrix} -1 & -1 & -1 \\ -1 & 8 & -1 \\ -1 & -1 & -1 \end{bmatrix}$	
Sharpen	$\begin{bmatrix} 0 & -1 & 0 \\ -1 & 5 & -1 \\ 0 & -1 & 0 \end{bmatrix}$	
Box blur (normalized)	$\frac{1}{9} \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$	
Gaussian blur (approximation)	$\frac{1}{16} \begin{bmatrix} 1 & 2 & 1 \\ 2 & 4 & 2 \\ 1 & 2 & 1 \end{bmatrix}$	

Filtres d'images

# Plan du chapitre

- Pré-traitements basiques
- 2 Réduction de dimension par apprentissage de représentation
- Sélection d'attributs
- 4 Conclusions
- 6 Annexes

John Klein (Lille1) A2DI 17 / 70

- On a parlé dans le 1<sup>er</sup> chapitre du phénomène de la malédiction de la dimension!
- Ce phénomène caractérise le fait que le problème d'apprentissage devient beaucoup plus difficile quand  $\dim(\mathbb{X})$  croît.
- Cependant, on sait que l'information contenue dans la dimension j est potentiellement partiellement répétée dans une autre dimension j'.
- On cherche donc un moyen d'éliminer les dimensions redondantes et l'analyse en composantes principales (ACP) en est un.

John Klein (Lille1) A2DI 18 / 70

- On a parlé dans le 1<sup>er</sup> chapitre du phénomène de la malédiction de la dimension !
- Ce phénomène caractérise le fait que le problème d'apprentissage devient beaucoup plus difficile quand  $\dim(X)$  croît.
- Cependant, on sait que l'information contenue dans la dimension j est potentiellement partiellement répétée dans une autre dimension j'.
- On cherche donc un moyen d'éliminer les dimensions redondantes et l'analyse en composantes principales (ACP) en est un.

- On a parlé dans le 1<sup>er</sup> chapitre du phénomène de la malédiction de la dimension!
- Ce phénomène caractérise le fait que le problème d'apprentissage devient beaucoup plus difficile quand  $\dim(X)$  croît.
- Cependant, on sait que l'information contenue dans la dimension j est potentiellement partiellement répétée dans une autre dimension j'.
- On cherche donc un moyen d'éliminer les dimensions redondantes et l'analyse en composantes principales (ACP) en est un.

John Klein (Lille1) A2DI 18 / 70

- On a parlé dans le 1<sup>er</sup> chapitre du phénomène de la malédiction de la dimension!
- Ce phénomène caractérise le fait que le problème d'apprentissage devient beaucoup plus difficile quand  $\dim(X)$  croît.
- Cependant, on sait que l'information contenue dans la dimension j est potentiellement partiellement répétée dans une autre dimension j'.
- On cherche donc un moyen d'éliminer les dimensions redondantes et l'analyse en composantes principales (ACP) en est un.

John Klein (Lille1) A2DI 18 / 70

#### Apprentissage de représentation : principe

- On parle d'apprentissage de représentation quand on transforme les vecteurs d'entrée x en un nouveau vecteur z et que cette transformation est déduite des données.
- Espoir : les  $\mathbf{z}^{(i)}$  sont séparables à l'aide d'algorithmes plus simples

John Klein (Lille1) 19 / 70

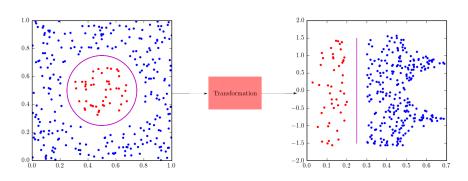
#### Apprentissage de représentation : principe

- On parle d'apprentissage de représentation quand on transforme les vecteurs d'entrée x en un nouveau vecteur z et que cette transformation est déduite des données.
- Espoir : les  $z^{(i)}$  sont séparables à l'aide d'algorithmes plus simples

John Klein (Lille1) A2DI 19 / 70

### Apprentissage de représentation : principe

- On parle d'apprentissage de représentation quand on transforme les vecteurs d'entrée x en un nouveau vecteur z et que cette transformation est déduite des données.
- Espoir : les  $z^{(i)}$  sont séparables à l'aide d'algorithmes plus simples



### Apprentissage de représentation : principe

- Algo + simple  $\to -$  de paramètres  $\to -$  de risque d'overfitting.
- Si en plus  $\dim(z) < \dim(x)$  alors en plus je combats la malédiction de la dimension.

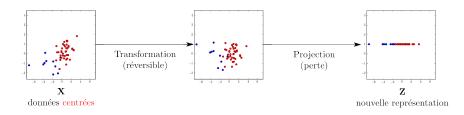
John Klein (Lille1) A2DI 20 / 70

#### Apprentissage de représentation : principe

- Algo + simple  $\rightarrow -$  de paramètres  $\rightarrow -$  de risque d'*overfitting*.
- Si en plus  $\dim(\mathbf{z}) < \dim(\mathbf{x})$  alors en plus je combats la malédiction de la dimension.

John Klein (Lille1) A2DI 20 / 70

# Réduction de dimensions : ACP Approche en 2 temps



Rq : l'ACP fonctionne sur des données non centrées, mais les calculs sont légèrement plus simples après centrage.

En pratique, on utilisera l'ACP sur des données centrées réduites.

- La transformation opérée est similaire à celle du blanchiement.
- On procède comme suit :
  - Calcul de la matrice de variance-covariance :  $\Sigma = X \cdot X^T$ .
  - **On trouve la matrice Q tel que \Lambda = \mathbf{Q}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{Q} est diagonale**
- La matrice Q est appelée matrice de vecteurs propres.
- Chaque colonne **q**; de **Q** est appelé vecteur propre (*eigenvector*).
- Chaque élément diagonal  $\lambda_j = \Lambda_{jj}$  de  $\Lambda$  est appelée valeur propre associée au vecteur propre  $\mathbf{q}_i$ .

- La transformation opérée est similaire à celle du blanchiement.
- On procède comme suit :
  - ① Calcul de la matrice de variance-covariance :  $\Sigma = X \cdot X^T$ .
  - ② On trouve la matrice  $\mathbf{Q}$  tel que  $\mathbf{\Lambda} = \mathbf{Q}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{Q}$  est diagonale.
- La matrice Q est appelée matrice de vecteurs propres.
- Chaque colonne **q**; de **Q** est appelé vecteur propre (*eigenvector*).
- Chaque élément diagonal  $\lambda_j = \Lambda_{jj}$  de  $\Lambda$  est appelée valeur propre associée au vecteur propre  $\mathbf{q}_i$ .

- La transformation opérée est similaire à celle du blanchiement.
- On procède comme suit :
  - **1** Calcul de la matrice de variance-covariance :  $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^T$ .
  - ② On trouve la matrice  $\mathbf{Q}$  tel que  $\mathbf{\Lambda} = \mathbf{Q}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{Q}$  est diagonale
- La matrice Q est appelée matrice de vecteurs propres.
- Chaque colonne  $\mathbf{q}_j$  de  $\mathbf{Q}$  est appelé vecteur propre (eigenvector).
- Chaque élément diagonal  $\lambda_j = \Lambda_{jj}$  de  $\Lambda$  est appelée valeur propre associée au vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ .

- La transformation opérée est similaire à celle du blanchiement.
- On procède comme suit :
  - **1** Calcul de la matrice de variance-covariance :  $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^T$ .
  - ② On trouve la matrice  $\mathbf{Q}$  tel que  $\mathbf{\Lambda} = \mathbf{Q}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{Q}$  est diagonale.
- La matrice Q est appelée matrice de vecteurs propres.
- Chaque colonne  $\mathbf{q}_j$  de  $\mathbf{Q}$  est appelé vecteur propre (eigenvector).
- Chaque élément diagonal  $\lambda_j = \Lambda_{jj}$  de  $\Lambda$  est appelée valeur propre associée au vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ .

- La transformation opérée est similaire à celle du blanchiement.
- On procède comme suit :
  - **1** Calcul de la matrice de variance-covariance :  $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^T$ .
  - ② On trouve la matrice  $\mathbf{Q}$  tel que  $\mathbf{\Lambda} = \mathbf{Q}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{Q}$  est diagonale.
- La matrice Q est appelée matrice de vecteurs propres.
- Chaque colonne  $\mathbf{q}_i$  de  $\mathbf{Q}$  est appelé vecteur propre (eigenvector).
- Chaque élément diagonal  $\lambda_j = \Lambda_{jj}$  de  $\Lambda$  est appelée valeur propre associée au vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ .

- La transformation opérée est similaire à celle du blanchiement.
- On procède comme suit :
  - **1** Calcul de la matrice de variance-covariance :  $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^T$ .
  - ② On trouve la matrice  $\mathbf{Q}$  tel que  $\mathbf{\Lambda} = \mathbf{Q}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{Q}$  est diagonale.
- La matrice Q est appelée matrice de vecteurs propres.
- Chaque colonne  $\mathbf{q}_j$  de  $\mathbf{Q}$  est appelé vecteur propre (eigenvector).
- Chaque élément diagonal  $\lambda_j = \Lambda_{jj}$  de  $\Lambda$  est appelée valeur propre associée au vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ .

- La transformation opérée est similaire à celle du blanchiement.
- On procède comme suit :
  - **1** Calcul de la matrice de variance-covariance :  $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^T$ .
  - ② On trouve la matrice  $\mathbf{Q}$  tel que  $\mathbf{\Lambda} = \mathbf{Q}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{Q}$  est diagonale.
- La matrice Q est appelée matrice de vecteurs propres.
- Chaque colonne  $\mathbf{q}_j$  de  $\mathbf{Q}$  est appelé vecteur propre (eigenvector).
- Chaque élément diagonal  $\lambda_j = \Lambda_{jj}$  de  $\Lambda$  est appelée valeur propre associée au vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ .

Etape n°1: remarques

• Comme les données sont centrées, la matrice Σ se calcule selon

$$\Sigma_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} x_i^{(k)} x_j^{(k)}$$
 (voir Chap. 2).

Elle est donc de taille  $d \times d$ .

- Les vecteurs  $\mathbf{q}_j$  sont orthogonaux! On a  $\mathbf{q}_j^T \cdot \mathbf{q}_{j'} = 0$  si  $j \neq j'$ .
- Chaque valeur propre  $\lambda_j$  est la variance des données selon la nouvelle dimension j.

John Klein (Lille1) A2DI 23 / 70

Etape n°1: remarques

• Comme les données sont centrées, la matrice Σ se calcule selon

$$\Sigma_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} x_i^{(k)} x_j^{(k)}$$
 (voir Chap. 2).

Elle est donc de taille  $d \times d$ .

- Les vecteurs  $\mathbf{q}_j$  sont orthogonaux! On a  $\mathbf{q}_i^T \cdot \mathbf{q}_{j'} = 0$  si  $j \neq j'$ .
- Chaque valeur propre  $\lambda_j$  est la variance des données selon la nouvelle dimension j.

John Klein (Lille1) A2DI 23 / 70

Etape n°1: remarques

• Comme les données sont centrées, la matrice Σ se calcule selon

$$\Sigma_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} x_i^{(k)} x_j^{(k)}$$
 (voir Chap. 2).

Elle est donc de taille  $d \times d$ .

- Les vecteurs  $\mathbf{q}_j$  sont orthogonaux! On a  $\mathbf{q}_i^T \cdot \mathbf{q}_{j'} = 0$  si  $j \neq j'$ .
- Chaque valeur propre  $\lambda_j$  est la variance des données selon la nouvelle dimension j.

John Klein (Lille1) 23 / 70

Etape n°1: remarques

• Comme les données sont centrées, la matrice Σ se calcule selon

$$\Sigma_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} x_i^{(k)} x_j^{(k)}$$
 (voir Chap. 2).

Elle est donc de taille  $d \times d$ .

- Les vecteurs  $\mathbf{q}_j$  sont orthogonaux! On a  $\mathbf{q}_i^T \cdot \mathbf{q}_{j'} = 0$  si  $j \neq j'$ .
- Chaque valeur propre  $\lambda_j$  est la variance des données selon la nouvelle dimension j.
  - → **Hypothèse** : les (nouvelles) dimensions décorrélées à petite variance ne séparent pas bien les classes.

John Klein (Lille1) A2DI 23 / 70

# Etape n°2:

- On élimine toutes les nouvelles dimensions telles que  $\lambda_i < \text{seuil}$ .
- Heuristique :

$$euil = 0.9 \times \max_{j} \lambda_{j}. \tag{13}$$

### Etape $n^{\circ}2$ :

• On élimine toutes les nouvelles dimensions telles que  $\lambda_j < \text{seuil}$ .

• Heuristique :

$$\underbrace{\text{seuil}}_{j} = 0.9 \times \max_{j} \lambda_{j}. \tag{13}$$

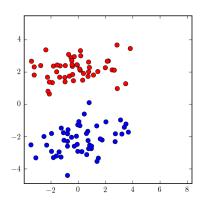
John Klein (Lille1) A2DI 24 / 70

L'**hypothèse** sur la variance des nouvelles dimensions est elle toujours vraie ?

L'**hypothèse** sur la variance des nouvelles dimensions est elle toujours vraie ? Non !

L'**hypothèse** sur la variance des nouvelles dimensions est elle toujours vraie? Non!

Exemple des datasets en forme de cigarre

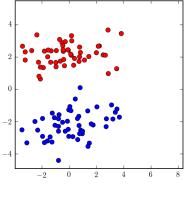


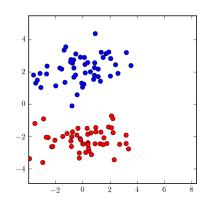
(données centrées)

John Klein (Lille1) A2DI 25 / 70

L'**hypothèse** sur la variance des nouvelles dimensions est elle toujours vraie? Non!

Exemple des datasets en forme de cigarre

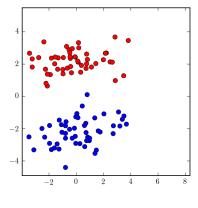


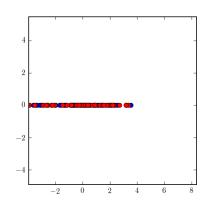


(données centrées) (données transformées)

L'**hypothèse** sur la variance des nouvelles dimensions est elle toujours vraie? Non!

Exemple des datasets en forme de cigarre



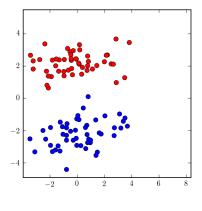


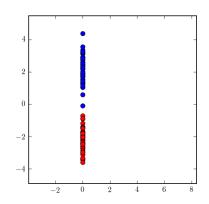
(données centrées)

(projetées selon la val.p. max)

L'**hypothèse** sur la variance des nouvelles dimensions est elle toujours vraie? Non!

Exemple des datasets en forme de cigarre



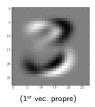


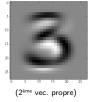
(données centrées)

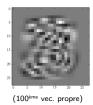
(projetées selon la val.p. min) ∽ < ~

Malgré tout, cela fonctionne bien dans de nombreux cas. Voici un exemple sur une partie du dataset mnist qui contient des images manuscrites du chiffres "3".

Vecteurs Propres appris



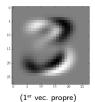




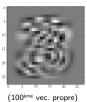


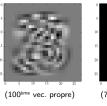
Malgré tout, cela fonctionne bien dans de nombreux cas. Voici un exemple sur une partie du dataset mnist qui contient des images manuscrites du chiffres "3".

Vecteurs **Propres** appris











Input Reconstruite



(20 vec. propres)



(100 vec. propres)



(400 vec. propres)



(784 vec. propres)

L'efficacité visible de l'ACP dans l'exemple précédent vient de la propriété suivante :

### Propriété

Pour un nombre fixe K de vecteurs orthogonaux  $\mathbf{w}_j$  et de coefficients  $z_j$ , on souhaite renconstruire l'entrée  $\mathbf{x}$  selon

$$\mathbf{x} \approx \hat{\mathbf{x}} = \sum_{j=1}^{K} z_j \times \mathbf{w}_j. \tag{14}$$

La solution donnée par l'ACP en sélectionnant les vecteurs associées au K plus grandes valeurs propres et en prenant  $z_j = \mathbf{w}_j^T \cdot \mathbf{x}$  est la meilleure au sens de l'erreur de reconstruction moyenne :

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\| \mathbf{x}^{(i)} - \hat{\mathbf{x}}^{(i)} \right\|^2 \tag{15}$$

John Klein (Lille1) A2DI 28 / 70

 C'est une méthode très proche de l'ACP mais on part directement de la matrice X et non de Σ.

- C'est une méthode très proche de l'ACP mais on part directement de la matrice X et non de Σ.
- On obtient la factorisation matricielle suivante :

$$\underbrace{\mathbf{X}^{T}}_{n \times d} = \underbrace{\mathbf{U}}_{n \times n} \cdot \underbrace{\mathbf{S}}_{n \times d} \cdot \underbrace{\mathbf{V}^{T}}_{d \times d}. \tag{16}$$

- Toutes les entrées n'appartenant par à la diagonale principale de S sont nulles.
- Les éléments diagonaux de **S** sont notés  $s_j = S_{jj}$  et appelées valeurs singulières.
- On a la realtion

$$s_j = \sqrt{\lambda_j}.$$
 (17)

- Toutes les entrées n'appartenant par à la diagonale principale de S sont nulles.
- Les éléments diagonaux de **S** sont notés  $s_j = S_{jj}$  et appelées valeurs singulières.
- On a la realtion

$$s_j = \sqrt{\lambda_j}.$$
 (17)

- Toutes les entrées n'appartenant par à la diagonale principale de S sont nulles.
- Les éléments diagonaux de **S** sont notés  $s_j = S_{jj}$  et appelées valeurs singulières.
- On a la realtion

$$s_j = \sqrt{\lambda_j}.$$
 (17)

- Les colonnes de la matrice U sont appelées vecteurs singuliers gauches.
- Les colonnes de la matrice V sont appelées vecteurs singuliers droits.
- On a les realtions

$$\mathbf{U} = \operatorname{eig}\left(\mathbf{X}^{T} \cdot \mathbf{X}\right), \tag{18}$$

$$\mathbf{V} = \operatorname{eig}\left(\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^{T}\right) = \mathbf{Q}. \tag{19}$$

John Klein (Lille1) A2DI 30 / 70

- Les colonnes de la matrice U sont appelées vecteurs singuliers gauches.
- Les colonnes de la matrice V sont appelées vecteurs singuliers droits.
- On a les realtions

$$\mathbf{U} = \operatorname{eig}\left(\mathbf{X}^{T} \cdot \mathbf{X}\right), \tag{18}$$

$$\mathbf{V} = \operatorname{eig}\left(\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^{T}\right) = \mathbf{Q}. \tag{19}$$

John Klein (Lille1) A2DI 30 / 70

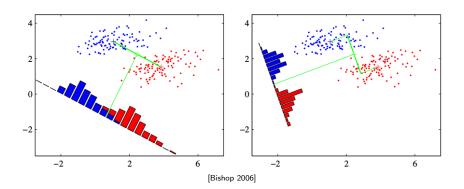
- Les colonnes de la matrice U sont appelées vecteurs singuliers gauches.
- Les colonnes de la matrice V sont appelées vecteurs singuliers droits.
- On a les realtions

$$\mathbf{U} = \operatorname{eig}\left(\mathbf{X}^{T} \cdot \mathbf{X}\right), \tag{18}$$

$$\mathbf{V} = \operatorname{eig}\left(\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^{T}\right) = \mathbf{Q}. \tag{19}$$

Conclusion : Choisir les k plus gros  $s_j$  (et annuler les autres) aboutit aux même projetés qu'avec l'ACP où nous aurions gardé les k plus gros  $\lambda_i$ 

 Il s'agit d'une technique supervisée où on cherche la droite de vecteur directeur v où les données projetées z<sup>(i)</sup> = v<sup>T</sup> · x<sup>(i)</sup> seront le mieux séparées en fonction de leur classe.



- Soit  $\mathbf{m}_1$  la moyenne des  $\mathbf{z}^{(i)}$  dans la classe 1 et  $\mathbf{m}_2$  celle de la classe 2.
- Pour séparer les classes, j'ai envie d'avoir  $|m_2 m_1|$  grand!
- .. mais c'est insuffisant, il faut aussi  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  petit.
- Le critère (à maximiser) proposé par Ficher est :

$$\frac{(m_2 - m_1)^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}. (20)$$

4□ > 4□ > 4 = > 4 = > = 90

- Soit  $m_1$  la moyenne des  $z^{(i)}$  dans la classe 1 et  $m_2$  celle de la classe 2.
- Pour séparer les classes, j'ai envie d'avoir  $|m_2 m_1|$  grand!
- .. mais c'est insuffisant, il faut aussi  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  petit.
- Le critère (à maximiser) proposé par Ficher est :

$$\frac{(m_2 - m_1)^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}. (20)$$

John Klein (Lille1) A2DI 33 / 70

- Soit  $m_1$  la moyenne des  $z^{(i)}$  dans la classe 1 et  $m_2$  celle de la classe 2.
- Pour séparer les classes, j'ai envie d'avoir  $|m_2 m_1|$  grand!
- .. mais c'est insuffisant, il faut aussi  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  petit.
- Le critère (à maximiser) proposé par Ficher est :

$$\frac{(m_2 - m_1)^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}. (20)$$

4□▶ 4□▶ 4□▶ 4□▶ □ 900

- Soit  $m_1$  la moyenne des  $z^{(i)}$  dans la classe 1 et  $m_2$  celle de la classe 2.
- Pour séparer les classes, j'ai envie d'avoir  $|m_2 m_1|$  grand!
- .. mais c'est insuffisant, il faut aussi  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  petit.
- Le critère (à maximiser) proposé par Ficher est :

$$\frac{(m_2 - m_1)^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}. (20)$$

33 / 70

La solution est donnée par :

$$\mathbf{v} \propto (\mathbf{S}_1 + \mathbf{S}_1)^{-1} \cdot (\bar{\mathbf{x}}_1 - \bar{\mathbf{x}}_2), \qquad (21)$$

#### avec:

- $\bar{\mathbf{x}}_k$  la moyenne des exemples (avant projection) appartenant à la classe  $\mathbf{n}^{\circ}i$ ,
- $S_i$  la matrice de variance-covariance empirique calculée à partir des exemples (avant projection) appartenant à la clasee  $n^{\circ}i$ .

John Klein (Lille1) A2DI 34 / 70

- Gros inconvénient : on projette en 1D!!
- Si on voulait classifier derrière, il reste juste à chosir un seuil  $\tau$ . On pourrait fitter des Gaussiennes pour chaque distribution condtionnelle des  $\mathbf{Z}|Y=c$ .
- Si on a un problème à  $\ell$  classes, alors la méthode est extensible et on prejette sur  $\ell-1$  classes.

John Klein (Lille1) A2DI 35 / 70

- Gros inconvénient : on projette en 1D!!
- Si on voulait classifier derrière, il reste juste à chosir un seuil  $\tau$ . On pourrait fitter des Gaussiennes pour chaque distribution condtionnelle des  $\mathbf{Z}|Y=c$ .
- Si on a un problème à  $\ell$  classes, alors la méthode est extensible et on prejette sur  $\ell-1$  classes.

John Klein (Lille1) A2DI 35 / 70

- Gros inconvénient : on projette en 1D!!
- Si on voulait classifier derrière, il reste juste à chosir un seuil  $\tau$ . On pourrait *fitter* des Gaussiennes pour chaque distribution condtionnelle des  $\mathbf{Z}|Y=c$ .
- Si on a un problème à  $\ell$  classes, alors la méthode est extensible et on prejette sur  $\ell-1$  classes.

John Klein (Lille1) 35 / 70

- Il existe un algorithme d'apprentissage appelé Analyse discriminante linéaire (LDA).
- Il s'agit d'un modèle génératif où les class conditional distributions sont Gaussiennes multivariées :

$$X|Y = c \sim \mathcal{N}\left(\mu_c, \mathbf{\Sigma}\right) \tag{22}$$

- ullet Dans ce modèle, toutes ces distribution partagent la même matrice  $oldsymbol{\Sigma}$ .
- L'objectif est donc complètement différent de l'analyse discriminante linéaire de Fisher.

- Il existe un algorithme d'apprentissage appelé Analyse discriminante linéaire (LDA).
- Il s'agit d'un modèle génératif où les class conditional distributions sont Gaussiennes multivariées :

$$X|Y = c \sim \mathcal{N}(\mu_c, \mathbf{\Sigma}) \tag{22}$$

- ullet Dans ce modèle, toutes ces distribution partagent la même matrice  $oldsymbol{\Sigma}$ .
- L'objectif est donc complètement différent de l'analyse discriminante linéaire de Fisher.

- Il existe un algorithme d'apprentissage appelé Analyse discriminante linéaire (LDA).
- Il s'agit d'un modèle génératif où les class conditional distributions sont Gaussiennes multivariées :

$$X|Y = c \sim \mathcal{N}(\mu_c, \mathbf{\Sigma}) \tag{22}$$

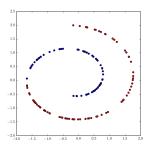
- $\bullet$  Dans ce modèle, toutes ces distribution partagent la même matrice  $\pmb{\Sigma}.$
- L'objectif est donc complètement différent de l'analyse discriminante linéaire de Fisher.

- Il existe un algorithme d'apprentissage appelé Analyse discriminante linéaire (LDA).
- Il s'agit d'un modèle génératif où les class conditional distributions sont Gaussiennes multivariées :

$$X|Y = c \sim \mathcal{N}(\mu_c, \mathbf{\Sigma}) \tag{22}$$

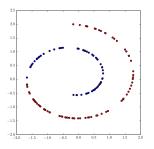
- ullet Dans ce modèle, toutes ces distribution partagent la même matrice  $oldsymbol{\Sigma}$ .
- L'objectif est donc complètement différent de l'analyse discriminante linéaire de Fisher.

 Il existe des datasets pour lesquels, aucune projection linéaire ne donnera de bons résultats.



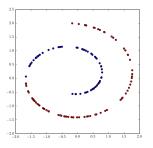
- En général, les données vivent dans une zone de l'espace d'attribut qui est beaucoup plus petite que l'espace et dont les contours sont assez lisses.
- Une telle zone est appelée en géométrie variété (manifold).

 Il existe des datasets pour lesquels, aucune projection linéaire ne donnera de bons résultats.



- En général, les données vivent dans une zone de l'espace d'attribut qui est beaucoup plus petite que l'espace et dont les contours sont assez lisses.
- Une telle zone est appelée en géométrie variété (manifold).

 Il existe des datasets pour lesquels, aucune projection linéaire ne donnera de bons résultats.



- En général, les données vivent dans une zone de l'espace d'attribut qui est beaucoup plus petite que l'espace et dont les contours sont assez lisses.
- Une telle zone est appelée en géométrie variété (manifold).

Apprentissage de variétés (manifold learning) : Exemples d'algorithme pour apprendre à « dérouler »la variété.

 Multidimensional Scaling (MDS): on apprend directement les vecteurs z qui vivent dans un espace plus petit et préservent les distances:

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{i'=1}^{n} \left( \left\| \mathbf{x}^{(i)} - \mathbf{x}^{(i')} \right\| - \left\| \mathbf{z}^{(i)} - \mathbf{z}^{(i')} \right\| \right)^{2}. \tag{23}$$

Cette fonction de coût est minimisée par rapport aux  $z^{(i)}$ .

Exemples d'algorithme pour apprendre à « dérouler »la variété.

#### • ISOMAP:

- $\bigcirc$  construction d'un graphe d'adjacence entre les  $\mathbf{x}^{(i)}$  proches les un des autres.
- ② calcul de distances géodésiques entre les  $\mathbf{x}^{(i)}$  au sens du chemin de longueur minimal dans le graphe,
- application de MDS avec ces distances

Exemples d'algorithme pour apprendre à « dérouler »la variété.

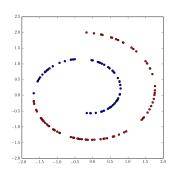
- ISOMAP:
  - construction d'un graphe d'adjacence entre les  $\mathbf{x}^{(i)}$  proches les un des autres.
  - 2 calcul de distances géodésiques entre les  $\mathbf{x}^{(i)}$  au sens du chemin de longueur minimal dans le graphe,
  - application de MDS avec ces distances

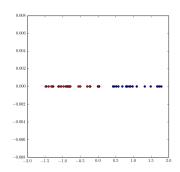
Exemples d'algorithme pour apprendre à « dérouler »la variété.

- ISOMAP :
  - ① construction d'un graphe d'adjacence entre les  $\mathbf{x}^{(i)}$  proches les un des autres.
  - $oldsymbol{2}$  calcul de distances géodésiques entre les  $oldsymbol{x}^{(i)}$  au sens du chemin de longueur minimal dans le graphe,
  - application de MDS avec ces distances

Exemples d'algorithme pour apprendre à « dérouler » la variété.

- ISOMAP :
  - construction d'un graphe d'adjacence entre les  $\mathbf{x}^{(i)}$  proches les un des autres.
  - calcul de distances géodésiques entre les x<sup>(i)</sup> au sens du chemin de longueur minimal dans le graphe,
  - 3 application de MDS avec ces distances.





# Apprentissage de variétés (manifold learning) : Autres Exemples :

- Local Linear Embedding (LLE) : on apprend pour une approximation linéaire de chaque  $\mathbf{x}^{(i)}$  à partir de ses voisins. On cherche les  $\mathbf{z}^{(i)}$  qui vivent dans un espace plus petit et préservent ces approximations.
- ACP à noyaux : On va calculer les val. propres et vec. propres de la matrice de covariance

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{\Phi} \left( \mathbf{x}^{(i)} \right) \mathbf{\Phi} \left( \mathbf{x}^{(i)} \right)^{T},$$

où Ф est un noyau<sup>1</sup>.

• Autoencoders (avec une architecture en noeud papillon)

1. fonction avec quelques propriétés spécifiques.

John Klein (Lille1) 40 / 70

# Apprentissage de variétés (manifold learning) : Autres Exemples :

- Local Linear Embedding (LLE) : on apprend pour une approximation linéaire de chaque  $\mathbf{x}^{(i)}$  à partir de ses voisins. On cherche les  $\mathbf{z}^{(i)}$  qui vivent dans un espace plus petit et préservent ces approximations.
- ACP à noyaux : On va calculer les val. propres et vec. propres de la matrice de covariance

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{\Phi} \left( \mathbf{x}^{(i)} \right) \mathbf{\Phi} \left( \mathbf{x}^{(i)} \right)^{T},$$

où Ф est un noyau <sup>1</sup>.

Autoencoders (avec une architecture en noeud papillon)

1. fonction avec quelques propriétés spécifiques.

John Klein (Lille1) 40 / 70

# Apprentissage de variétés (manifold learning) : Autres Exemples :

- Local Linear Embedding (LLE) : on apprend pour une approximation linéaire de chaque  $\mathbf{x}^{(i)}$  à partir de ses voisins. On cherche les  $\mathbf{z}^{(i)}$  qui vivent dans un espace plus petit et préservent ces approximations.
- ACP à noyaux : On va calculer les val. propres et vec. propres de la matrice de covariance

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{\Phi} \left( \mathbf{x}^{(i)} \right) \mathbf{\Phi} \left( \mathbf{x}^{(i)} \right)^{T},$$

Autoencoders (avec une architecture en noeud papillon)

1. fonction avec quelques propriétés spécifiques.

John Klein (Lille1) 40 / 70

# Plan du chapitre

- Pré-traitements basiques
- 2 Réduction de dimension par apprentissage de représentation
- Sélection d'attributs
- 4 Conclusions
- 6 Annexes

 On a toujours la même envie de réduire la dimension, mais on veut le faire directement sur les vecteurs x<sup>(i)</sup>

 On a toujours la même envie de réduire la dimension, mais on veut le faire directement sur les vecteurs x<sup>(i)</sup>

$$\mathbf{x}^{(i)} = [0.2 \quad -2.0 \quad 10.2 \quad 2.9 \quad 1.2 \quad 0.5]^T$$

 On a toujours la même envie de réduire la dimension, mais on veut le faire directement sur les vecteurs x<sup>(i)</sup>

$$\mathbf{x}^{(i)} = [0.2 \quad -20 \quad 10.2 \quad 2.9 \quad 1.2 \quad 0.5]^T$$

John Klein (Lille1) 42 / 70

• 1ère idée : sélection exhaustive en utilisant Errtest

John Klein (Lille1) 43 / 70

• 1ère idée : sélection exhaustive en utilisant Errtest

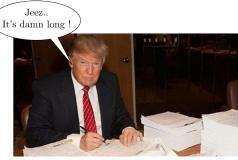


• 1ère idée : sélection exhaustive en utilisant Errtest



.. mais il y  $2^d$  sélections possibles!

• 1ère idée : sélection exhaustive en utilisant Errtest



.. mais il y  $2^d$  sélections possibles!

- 2ème idée : on va les prendre un par un, toujours en utilisant *Err<sub>test</sub>*.
- On commence avec aucun attribut.
- On entraı̂ne l'algo dimension par dimension (*d* entraı̂nements) et on garde la meilleure.
- On itère ensuite en entraînant avec celle gardée plus une des restantes (d-1) entraînements

John Klein (Lille1) 44 / 70

- 2ème idée : on va les prendre un par un, toujours en utilisant *Err<sub>test</sub>*.
- On commence avec aucun attribut.
- On entraı̂ne l'algo dimension par dimension (*d* entraı̂nements) et on garde la meilleure.
- On itère ensuite en entraînant avec celle gardée plus une des restantes (d-1) entraînements

- 2ème idée : on va les prendre un par un, toujours en utilisant *Err<sub>test</sub>*.
- On commence avec aucun attribut.
- On entraîne l'algo dimension par dimension (d entraînements) et on garde la meilleure.
- On itère ensuite en entraînant avec celle gardée plus une des restantes (d-1) entraînements

44 / 70

- 2ème idée : on va les prendre un par un, toujours en utilisant *Err<sub>test</sub>*.
- On commence avec aucun attribut.
- On entraı̂ne l'algo dimension par dimension (*d* entraı̂nements) et on garde la meilleure.
- ullet On itère ensuite en entraînant avec celle gardée plus une des restantes  $(d-1 \ {
  m entraînements})$

- etc.. On arrête quand on atteint un nombre convenu à l'avance de dimensions où que *Err<sub>test</sub>* augmente.
- On parle de Forward Feature Selection.
- L'approche par éliminations succéssives (Backward) est aussi possible.
- Dans le pire des cas, on fait d! apprentissages.

- etc.. On arrête quand on atteint un nombre convenu à l'avance de dimensions où que Err<sub>test</sub> augmente.
- On parle de Forward Feature Selection.
- L'approche par éliminations succéssives (Backward) est aussi possible.
- Dans le pire des cas, on fait d! apprentissages.

- etc.. On arrête quand on atteint un nombre convenu à l'avance de dimensions où que Err<sub>test</sub> augmente.
- On parle de Forward Feature Selection.
- L'approche par éliminations succéssives (Backward) est aussi possible.
- Dans le pire des cas, on fait d! apprentissages.

- etc.. On arrête quand on atteint un nombre convenu à l'avance de dimensions où que Err<sub>test</sub> augmente.
- On parle de Forward Feature Selection.
- L'approche par éliminations succéssives (Backward) est aussi possible.
- Dans le pire des cas, on fait d! apprentissages.

John Klein (Lille1) 45 / 70

• Vous rappelez-vous de la régression linéaire dans le cas Bayésien?

$$p_{\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D}}(\mathbf{w}, b, \sigma) \propto \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{\left(y^{(i)} - \left(\mathbf{w}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{x}^{(i)} + b\right)\right)^{2}}{2\sigma^{2}}} \times \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{0}}}_{\text{prior sur } \mathbf{w} \text{ et } b}^{-\frac{\left[\mathbf{w} \ b\right] \cdot \left[\mathbf{w}\right]}{b}},$$

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\mathbf{w}, b, \sigma) + \log(\sqrt{2\pi}\sigma_0) + \frac{\begin{bmatrix} \mathbf{w} & b \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \mathbf{w} \\ b \end{bmatrix}}{2\sigma_0^2}.$$

John Klein (Lille1) 46 / 70

- $\sigma_0$  est en réalité un hyperparamètre qu'on ne peut pas apprendre..
- Sortons le du vecteur de paramètres et posons plus simplement :

$$\theta = \begin{bmatrix} w \\ b \end{bmatrix}$$
. (24)

Au final, on peut se contenter de minimiser :

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \boldsymbol{\delta} \times \|\boldsymbol{\theta}\|_2.$$

où  $\delta > 0$  est un hyperparamètre qui remplace  $\sigma_0$ .

- $\sigma_0$  est en réalité un hyperparamètre qu'on ne peut pas apprendre..
- Sortons le du vecteur de paramètres et posons plus simplement :

$$\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \mathbf{w} \\ \mathbf{b} \end{bmatrix}. \tag{24}$$

Au final, on peut se contenter de minimiser :

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \boldsymbol{\delta} \times \|\boldsymbol{\theta}\|_2$$

où  $\delta > 0$  est un hyperparamètre qui remplace  $\sigma_0$ .

- $\sigma_0$  est en réalité un hyperparamètre qu'on ne peut pas apprendre..
- Sortons le du vecteur de paramètres et posons plus simplement :

$$\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \mathbf{w} \\ \mathbf{b} \end{bmatrix}. \tag{24}$$

Au final, on peut se contenter de minimiser :

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \boldsymbol{\delta} \times \|\boldsymbol{\theta}\|_2.$$

où  $\delta > 0$  est un hyperparamètre qui remplace  $\sigma_0$ .

- $\sigma_0$  est en réalité un hyperparamètre qu'on ne peut pas apprendre..
- Sortons le du vecteur de paramètres et posons plus simplement :

$$\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \mathbf{w} \\ \mathbf{b} \end{bmatrix}. \tag{24}$$

Au final, on peut se contenter de minimiser :

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \boldsymbol{\delta} \times \|\boldsymbol{\theta}\|_2$$
.

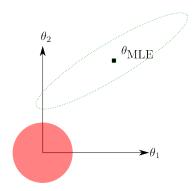
où  $\delta > 0$  est un hyperparamètre qui remplace  $\sigma_0$ .

• Ridge regression

Le problème peut en fait être ré-écrit comme :

$$\underset{\boldsymbol{\theta} \text{ t.q.} \|\boldsymbol{\theta}\|_{2} \leq B}{\text{arg min}} \text{ NLL } (\boldsymbol{\theta})$$

$$(25)$$



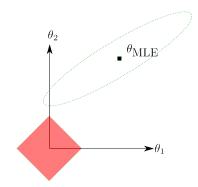
48 / 70

Lasso

Changeons légèrement le problème :

$$\underset{\boldsymbol{\theta} \text{ t.q.} \|\boldsymbol{\theta}\|_{1} \leq B}{\text{arg min}} \text{ NLL } (\boldsymbol{\theta})$$

$$(26)$$

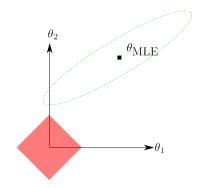


Lasso

Changeons légèrement le problème :

$$\underset{\boldsymbol{\theta} \text{ t.q.} \|\boldsymbol{\theta}\|_{1} \leq B}{\text{arg min}} \text{ NLL } (\boldsymbol{\theta})$$

$$(26)$$



→ Certaines dimensions sont annulées!

49 / 70

John Klein (Lille1) A2DI

• Lasso peut aussi se ré-exprimer comme le problème de minimisation de la fonction de coût *J* :

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \delta \|\boldsymbol{\theta}\|_{1},$$
 (27)

(28)

• Lasso peut aussi se ré-exprimer comme le problème de minimisation de la fonction de coût *J* :

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \delta \|\boldsymbol{\theta}\|_{1},$$
 (27)

$$= \left(\mathbf{y} - \mathbf{X}^{T} \cdot \boldsymbol{\theta}\right)^{T} \cdot \left(\mathbf{y} - \mathbf{X}^{T} \cdot \boldsymbol{\theta}\right) + \frac{\delta}{\delta} \left\|\boldsymbol{\theta}\right\|_{1}, \quad (28)$$

(29)

 Lasso peut aussi se ré-exprimer comme le problème de minimisation de la fonction de coût J:

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \delta \|\boldsymbol{\theta}\|_{1},$$
 (27)

$$= \left(\mathbf{y} - \mathbf{X}^{T} \cdot \boldsymbol{\theta}\right)^{T} \cdot \left(\mathbf{y} - \mathbf{X}^{T} \cdot \boldsymbol{\theta}\right) + \frac{\delta}{\delta} \left\|\boldsymbol{\theta}\right\|_{1}, \quad (28)$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left( y^{(i)} - \boldsymbol{\theta}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)} \right)^{2} + \delta \sum_{j=1}^{d} |\theta_{j}|, \tag{29}$$

 Lasso peut aussi se ré-exprimer comme le problème de minimisation de la fonction de coût J:

$$J(\boldsymbol{\theta}) = \text{NLL}(\boldsymbol{\theta}) + \delta \|\boldsymbol{\theta}\|_{1}, \qquad (27)$$

$$= \left(\mathbf{y} - \mathbf{X}^{T} \cdot \boldsymbol{\theta}\right)^{T} \cdot \left(\mathbf{y} - \mathbf{X}^{T} \cdot \boldsymbol{\theta}\right) + \delta \left\|\boldsymbol{\theta}\right\|_{1}, \tag{28}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left( y^{(i)} - \boldsymbol{\theta}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)} \right)^{2} + \delta \sum_{j=1}^{d} |\theta_{j}|, \tag{29}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left( y^{(i)} - \theta_{j} x_{j}^{(i)} - \theta_{-j}^{T} \cdot \mathbf{x}_{-j}^{(i)} \right)^{2} + \delta \sum_{j=1}^{d} |\theta_{j}| \quad (30)$$

50 / 70

• Lasso : on a une fonction de coût J convexe, on va donc dériver :

$$\frac{\partial}{\partial \theta_{j}} J(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial}{\partial \theta_{j}} \sum_{i=1}^{n} \left( y^{(i)} - \theta_{j} x_{j}^{(i)} - \boldsymbol{\theta}_{-j}^{T} \cdot \mathbf{x}_{-j}^{(i)} \right)^{2} + \delta \frac{\partial}{\partial \theta_{j}} \sum_{i=1}^{d} |\theta_{j}|$$

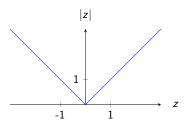
John Klein (Lille1) 51 / 70

• Problème : la valeur absolue n'est pas dérivable en zéro. 📦



• Problème : la valeur absolue n'est pas dérivable en zéro. 📦



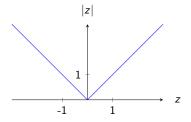


$$\frac{d}{dz}|z| = \begin{cases} -1 & \text{si } z < 0\\ ?? & \text{si } z = 0\\ 1 & \text{si } z > 0 \end{cases}$$

• Nouveau concept : le sous-différentiel.

John Klein (Lille1) 53 / 70

• Nouveau concept : le sous-différentiel.



$$\partial |z| = \begin{cases} -1 & \text{si } z < 0\\ [-1;1] & \text{si } z = 0\\ 1 & \text{si } z > 0 \end{cases}$$

• Calculons le sous-différentiel de J par rapport à  $\theta_i$ :

$$\partial_{\theta_{j}} J = A_{j}\theta_{j} - B_{j} + \delta \times \partial |\theta_{j}|,$$

$$= \begin{cases} A_{j}\theta_{j} - B_{j} - \delta & \text{si } \theta_{j} < 0 \\ [-B_{j} - \delta; -B_{j} + \delta] & \text{si } \theta_{j} = 0 \\ A_{i}\theta_{j} - B_{i} + \delta & \text{si } \theta_{i} > 0 \end{cases}$$
(31)

• Calculons le sous-différentiel de J par rapport à  $\theta_i$ :

$$\partial_{\theta_{j}} J = A_{j} \theta_{j} - B_{j} + \delta \times \partial |\theta_{j}|,$$

$$= \begin{cases} A_{j} \theta_{j} - B_{j} - \delta & \text{si } \theta_{j} < 0 \\ [-B_{j} - \delta; -B_{j} + \delta] & \text{si } \theta_{j} = 0 \\ A_{j} \theta_{j} - B_{j} + \delta & \text{si } \theta_{j} > 0 \end{cases}$$
(31)

54 / 70

• Calculons le sous-différentiel de J par rapport à  $\theta_i$ :

$$\partial_{\theta_{j}} J = A_{j}\theta_{j} - B_{j} + \delta \times \partial |\theta_{j}|,$$

$$= \begin{cases} A_{j}\theta_{j} - B_{j} - \delta & \text{si } \theta_{j} < 0 \\ [-B_{j} - \delta; -B_{j} + \delta] & \text{si } \theta_{j} = 0 \\ A_{j}\theta_{j} - B_{j} + \delta & \text{si } \theta_{j} > 0 \end{cases}$$
(31)

John Klein (Lille1) 54 / 70

- Calculons le sous-différentiel de J par rapport à  $\theta_j$  : et maintenant?
- ullet Comme d'habitude, notre estimé de  $heta_i$  sera la valeur  $\hat{ heta}_i$  telle que

$$\partial_{\hat{\theta}_j} J = 0,$$

$$\begin{bmatrix} A_j \hat{\theta}_1 - B_1 - \delta & \sin \theta_1 < 0 \\ [-B_j - \delta_1 - B_1 + \delta] & \sin \theta_1 = 0 \end{bmatrix} = 0$$

$$(32)$$

- Calculons le sous-différentiel de J par rapport à  $\theta_j$  : et maintenant ?
- ullet Comme d'habitude, notre estimé de  $heta_j$  sera la valeur  $\hat{ heta}_j$  telle que

$$\partial_{\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j}} J = 0,$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} A_{j} \hat{\boldsymbol{\theta}}_{j} - B_{j} - \delta & \text{si } \theta_{j} < 0 \\ [-B_{j} - \delta; -B_{j} + \delta] & \text{si } \theta_{j} = 0 = 0 \\ A_{j} \hat{\boldsymbol{\theta}}_{j} - B_{j} + \delta & \text{si } \theta_{j} > 0 \end{cases}$$
(32)

- Calculons le sous-différentiel de J par rapport à  $\theta_j$  : et maintenant ?
- ullet Comme d'habitude, notre estimé de  $heta_j$  sera la valeur  $\hat{ heta}_j$  telle que

$$\partial_{\hat{\theta}_{j}} J = 0,$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} A_{j} \hat{\theta}_{j} - B_{j} - \delta & \text{si } \theta_{j} < 0 \\ [-B_{j} - \delta; -B_{j} + \delta] & \text{si } \theta_{j} = 0 = 0 \\ A_{j} \hat{\theta}_{j} - B_{j} + \delta & \text{si } \theta_{j} > 0 \end{cases}$$
(32)

ullet Commençons par le  $1^{
m er}$  cas : si  $\hat{ heta}_j < 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} - \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}}.$$
(33)

Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} < 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}} < 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} + \delta < 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} < -\delta.$$
(34)

John Klein (Lille1) 56 / 70

ullet Commençons par le  $1^{
m er}$  cas : si  $\hat{ heta}_j < 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} - \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}}.$$
(33)

• Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} < 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}} < 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} + \delta < 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} < -\delta.$$
(34)

John Klein (Lille1) 56 / 70

ullet Commençons par le  $1^{
m er}$  cas : si  $\hat{ heta}_j < 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} - \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}}.$$
(33)

Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} < 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}} < 0,$$
 $\Leftrightarrow B_{j} + \delta < 0,$ 
 $\Leftrightarrow B_{j} < -\delta.$  (34)

ullet Commençons par le  $1^{
m er}$  cas : si  $\hat{ heta}_j < 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} - \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}}.$$
(33)

• Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} < 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}} < 0,$$
 $\Leftrightarrow B_{j} + \delta < 0,$ 
 $\Leftrightarrow B_{j} < -\delta.$  (34)

John Klein (Lille1) 56 / 70

• Le  $3^{\rm ème}$  cas est similaire : si  $\hat{\theta}_i > 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} + \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}}.$$
(35)

• Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} > 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}} > 0,$$
 $\Leftrightarrow B_{j} - \delta > 0,$ 
 $\Leftrightarrow B_{j} > \delta.$  (36)

John Klein (Lille1) A2DI 57 / 70

• Le  $3^{
m ème}$  cas est similaire : si  $\hat{ heta}_j > 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} + \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}}.$$
(35)

Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} > 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}} > 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} - \delta > 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} > \delta.$$
(36)

John Klein (Lille1) A2DI 57 / 70

• Le  $3^{
m ème}$  cas est similaire : si  $\hat{ heta}_j > 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} + \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}}.$$
(35)

• Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} > 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}} > 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} - \delta > 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} > \delta.$$
(36)

John Klein (Lille1) 57 / 70

• Le  $3^{
m ème}$  cas est similaire : si  $\hat{ heta}_j > 0$  :

$$A_{j}\hat{\theta}_{j} - B_{j} + \delta = 0,$$

$$\Leftrightarrow \hat{\theta}_{j} = \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}}.$$
(35)

• Quand choisit-on cet estimé?

$$\hat{\theta}_{j} > 0 \Leftrightarrow \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}} > 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} - \delta > 0,$$

$$\Leftrightarrow B_{j} > \delta.$$
(36)

John Klein (Lille1) 57 / 70

- Et pour le  $2^{\text{ème}}$  cas alors?? quand  $\hat{\theta}_j = 0$ ?
- Et bien quand  $\hat{\theta}_i = 0$  ... on choisit  $\hat{\theta}_i = 0!!!$
- Quand choisit-on cet estimé?

$$-B_{j} - \delta \leq \partial J(\hat{\theta}_{j}) = 0 \leq -B_{j} + \delta,$$
  

$$\Leftrightarrow -\delta \leq B_{j} \leq \delta.$$
(37)

- Et pour le  $2^{\text{ème}}$  cas alors?? quand  $\hat{\theta}_j = 0$ ?
- Et bien quand  $\hat{\theta}_i = 0$  ... on choisit  $\hat{\theta}_i = 0!!!$
- Quand choisit-on cet estimé?

$$-B_{j} - \delta \leq \partial J(\hat{\theta}_{j}) = 0 \leq -B_{j} + \delta,$$
  

$$\Leftrightarrow -\delta \leq B_{j} \leq \delta.$$
(37)

- Et pour le  $2^{\text{ème}}$  cas alors?? quand  $\hat{\theta}_j = 0$ ?
- Et bien quand  $\hat{\theta}_i = 0$  ... on choisit  $\hat{\theta}_i = 0!!!$
- Quand choisit-on cet estimé?

$$-B_{j} - \delta \leq \partial J(\hat{\theta}_{j}) = 0 \leq -B_{j} + \delta,$$
  

$$\Leftrightarrow -\delta \leq B_{j} \leq \delta.$$
(37)

• Bilan:

$$\hat{\theta}_{j} = \begin{cases} \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}} & \text{si } B_{j} < -\delta \\ 0 & \text{si } B_{j} \in [-\delta; \delta] \\ \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}} & \text{si } B_{j} > \delta \end{cases}$$
(38)

- Attention, cela ne donne l'estimé pour une seule dimension
- Il faut itérer pour les autres.

John Klein (Lille1)

• Bilan:

$$\hat{\theta}_{j} = \begin{cases} \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}} & \text{si } B_{j} < -\delta \\ 0 & \text{si } B_{j} \in [-\delta; \delta] \\ \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}} & \text{si } B_{j} > \delta \end{cases}$$
(38)

- Attention, cela ne donne l'estimé pour une seule dimension
- Il faut itérer pour les autres.

John Klein (Lille1)

• Bilan :

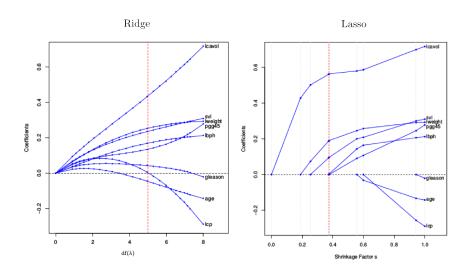
$$\hat{\theta}_{j} = \begin{cases} \frac{B_{j} + \delta}{A_{j}} & \text{si } B_{j} < -\delta \\ 0 & \text{si } B_{j} \in [-\delta; \delta] \\ \frac{B_{j} - \delta}{A_{j}} & \text{si } B_{j} > \delta \end{cases}$$
(38)

- Attention, cela ne donne l'estimé pour une seule dimension
- Il faut itérer pour les autres.

John Klein (Lille1)

#### Lasso

```
Initialiser \hat{\boldsymbol{\theta}} et \delta.
Calculer A_j, \forall j: A_j \longleftarrow 2\sum_{i=1}^n (x_i^{(i)})^2.
while pas convergé do
    Mélanger les données aléatoirement (Shuffle).
    for j de 1 à d do
        Calculer B_j \leftarrow 2 \sum_{i=1}^n \left( y^{(i)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{-j}^T \cdot \mathbf{x}_{-i}^{(i)} \right) x_i^{(i)}.
       if B_i < -\delta then
            Mettre à jour le paramètre : \hat{\theta}_j \leftarrow \frac{B_j + \delta}{\Delta}.
       else if B_i > \delta then
            Mettre à jour le paramètre : \hat{\theta}_i \leftarrow \frac{B_i - \delta}{\Delta}.
        else
            Mettre à jour le paramètre : \hat{\theta}_i \leftarrow 0.
        end if
    end for
end while
```



- Les modèles Ridge et Lasso sont les solutions du problème de minimisation de la NLL à laquelle on a ajouté une pénalité L<sub>2</sub> et L<sub>1</sub> respectivement.
- La norme  $L_p$  s'écrit :

$$\|\mathbf{x}\|_{p} = \left(\sum_{j=1}^{d} x_{j}^{p}\right)^{1/p}, \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^{d}.$$
 (39)

- Du coup .. si p = 1 est plus *sparse* que p = 2.. est ce que choisir p encore plus petit ne serait pas mieux?
- Oui, mais on perd la convexité de la fonction *J* (minima locaux).

- Les modèles Ridge et Lasso sont les solutions du problème de minimisation de la NLL à laquelle on a ajouté une pénalité  $L_2$  et  $L_1$  respectivement.
- La norme  $L_p$  s'écrit :

$$\|\mathbf{x}\|_{p} = \left(\sum_{j=1}^{d} x_{j}^{p}\right)^{1/p}, \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^{d}.$$
 (39)

- Du coup .. si p = 1 est plus *sparse* que p = 2.. est ce que choisir p encore plus petit ne serait pas mieux?
- Oui, mais on perd la convexité de la fonction *J* (minima locaux).

- Les modèles Ridge et Lasso sont les solutions du problème de minimisation de la NLL à laquelle on a ajouté une pénalité  $L_2$  et  $L_1$  respectivement.
- La norme  $L_p$  s'écrit :

$$\|\mathbf{x}\|_{\rho} = \left(\sum_{j=1}^{d} x_{j}^{\rho}\right)^{1/\rho}, \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^{d}.$$
 (39)

- Du coup .. si p = 1 est plus *sparse* que p = 2.. est ce que choisir p encore plus petit ne serait pas mieux?
- Oui, mais on perd la convexité de la fonction *J* (minima locaux).

- Les modèles Ridge et Lasso sont les solutions du problème de minimisation de la NLL à laquelle on a ajouté une pénalité  $L_2$  et  $L_1$  respectivement.
- La norme  $L_p$  s'écrit :

$$\|\mathbf{x}\|_{\rho} = \left(\sum_{j=1}^{d} x_{j}^{\rho}\right)^{1/\rho}, \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^{d}.$$
 (39)

- Du coup .. si p = 1 est plus *sparse* que p = 2.. est ce que choisir p encore plus petit ne serait pas mieux?
- Oui, mais on perd la convexité de la fonction *J* (minima locaux).

- Pénalité  $L_0$ : définition
- La norme  $L_p$  s'écrit :

$$\|\mathbf{x}\|_{0} = \sum_{j=1}^{d} 1 - \mathbb{I}_{0}(x_{j}), \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^{d}.$$
 (40)

- Pénalité L<sub>0</sub> : définition
- La norme  $L_p$  s'écrit :

$$\|\mathbf{x}\|_{\mathbf{0}} = \sum_{j=1}^{d} 1 - \mathbb{I}_{0}(x_{j}), \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^{d}.$$
 (40)

• Pénalité L<sub>0</sub> : exemple de modèle

$$y^{(i)}|\mathbf{x}^{(i)}, \mathbf{w}, \gamma, \sigma^2 \sim \mathcal{N}\left((\mathbf{w} \odot \gamma)^T \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right),$$
 (41)

$$\gamma_j \sim \operatorname{Ber}(\pi_0),$$
 (42)

$$w_j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_w).$$
 (43)

- La vecteur aléatoire  $\gamma$  joue le rôle de sélecteur d'attributs!
- La fonction de coût correspondante (log-posterior) est :

$$\left\| \mathbf{y} - (\mathbf{w} \odot \boldsymbol{\gamma})^T \cdot \mathbf{X} \right\|_2^2 + \frac{\sigma^2}{\sigma_w^2} \left\| w \right\|_2^2 + \lambda \left\| \boldsymbol{\gamma} \right\|_0, \tag{44}$$

avec 
$$\lambda = 2\sigma^2 \log\left(\frac{1-\pi_0}{\pi_0}\right)$$
.

• Pénalité  $L_0$ : exemple de modèle

$$y^{(i)}|\mathbf{x}^{(i)}, \mathbf{w}, \gamma, \sigma^2 \sim \mathcal{N}\left((\mathbf{w} \odot \gamma)^T \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right),$$
 (41)

$$\gamma_j \sim \operatorname{Ber}(\pi_0),$$
 (42)

$$w_j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_w).$$
 (43)

- ullet La vecteur aléatoire  $\gamma$  joue le rôle de sélecteur d'attributs !
- La fonction de coût correspondante (log-posterior) est :

$$\left\| \mathbf{y} - (\mathbf{w} \odot \boldsymbol{\gamma})^T \cdot \mathbf{X} \right\|_2^2 + \frac{\sigma^2}{\sigma_w^2} \left\| w \right\|_2^2 + \lambda \left\| \boldsymbol{\gamma} \right\|_0, \tag{44}$$

avec 
$$\lambda = 2\sigma^2 \log\left(\frac{1-\pi_0}{\pi_0}\right)$$
.

• Pénalité L<sub>0</sub> : exemple de modèle

$$y^{(i)}|\mathbf{x}^{(i)}, \mathbf{w}, \gamma, \sigma^2 \sim \mathcal{N}\left((\mathbf{w} \odot \gamma)^T \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right),$$
 (41)

$$\gamma_j \sim \operatorname{Ber}(\pi_0),$$
 (42)

$$w_j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_w).$$
 (43)

- La vecteur aléatoire  $\gamma$  joue le rôle de sélecteur d'attributs !
- La fonction de coût correspondante (log-posterior) est :

$$\left\|\mathbf{y} - (\mathbf{w} \odot \boldsymbol{\gamma})^T \cdot \mathbf{X}\right\|_2^2 + \frac{\sigma^2}{\sigma_w^2} \left\|w\right\|_2^2 + \lambda \left\|\boldsymbol{\gamma}\right\|_0, \tag{44}$$

avec 
$$\lambda = 2\sigma^2 \log\left(\frac{1-\pi_0}{\pi_0}\right)$$
.

- Les pré-traitements ont un impact fort sur les performances globables.
- Ils permettent de tirer meilleur parti des algorithmes vus dans les autres chapitres et de contourner certains problèmes (données manquantes, mixtes, etc.).
- L'ACP est une méthode non-supervisée qui permet de réduire drastiquement la dimension et décorrèle les composantes.
- .. mais elle peut effacer une dimension discriminante.
- Les modèles qui utilisent une pénalité *sparse* encodent naturellement une sélection d'attributs qui est apprise.

- Les pré-traitements ont un impact fort sur les performances globables.
- Ils permettent de tirer meilleur parti des algorithmes vus dans les autres chapitres et de contourner certains problèmes (données manquantes, mixtes, etc.).
- L'ACP est une méthode non-supervisée qui permet de réduire drastiquement la dimension et décorrèle les composantes.
- .. mais elle peut effacer une dimension discriminante.
- Les modèles qui utilisent une pénalité *sparse* encodent naturellement une sélection d'attributs qui est apprise.

- Les pré-traitements ont un impact fort sur les performances globables.
- Ils permettent de tirer meilleur parti des algorithmes vus dans les autres chapitres et de contourner certains problèmes (données manquantes, mixtes, etc.).
- L'ACP est une méthode non-supervisée qui permet de réduire drastiquement la dimension et décorrèle les composantes.
- .. mais elle peut effacer une dimension discriminante.
- Les modèles qui utilisent une pénalité *sparse* encodent naturellement une sélection d'attributs qui est apprise.

- Les pré-traitements ont un impact fort sur les performances globables.
- Ils permettent de tirer meilleur parti des algorithmes vus dans les autres chapitres et de contourner certains problèmes (données manquantes, mixtes, etc.).
- L'ACP est une méthode non-supervisée qui permet de réduire drastiquement la dimension et décorrèle les composantes.
- .. mais elle peut effacer une dimension discriminante.
- Les modèles qui utilisent une pénalité *sparse* encodent naturellement une sélection d'attributs qui est apprise.

- Les pré-traitements ont un impact fort sur les performances globables.
- Ils permettent de tirer meilleur parti des algorithmes vus dans les autres chapitres et de contourner certains problèmes (données manquantes, mixtes, etc.).
- L'ACP est une méthode non-supervisée qui permet de réduire drastiquement la dimension et décorrèle les composantes.
- .. mais elle peut effacer une dimension discriminante.
- Les modèles qui utilisent une pénalité *sparse* encodent naturellement une <u>sélection</u> d'attributs qui est apprise.

ACP : Pourquoi la val. propre  $\lambda_j$  est-elle la variance des données selon la "nouvelle dimension j" dont le vecteur directeur est le vecteur propre  $\mathbf{q}_i$ ?

ACP : Pourquoi la val. propre  $\lambda_j$  est-elle la variance des données selon la "nouvelle dimension j" dont le vecteur directeur est le vecteur propre  $\mathbf{q}_i$ ?

En fait, c'est commme ça qu'on a construit la transformation de l'ACP : On cherche  ${\bf q}_1$  tel que

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \max_{\mathbf{q} \text{ t.q. } \|\mathbf{q}\|_{2}=1} \operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right]$$
(45)

ACP : Pourquoi la val. propre  $\lambda_j$  est-elle la variance des données selon la "nouvelle dimension j" dont le vecteur directeur est le vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ ?

En fait, c'est commme ça qu'on a construit la transformation de l'ACP : On cherche  ${\bf q}_1$  tel que

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \max_{\mathbf{q} \text{ t.q. } \|\mathbf{q}\|_{2}=1} \operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right]$$
(45)

On comprend cette équation comme un problème de maximisation où je cherche une droite dont le vecteur directeur  $\mathbf{q}_1$  est de norme unitaire et les projetés de mes exemples sur cette droite ont une variance maximale.

ACP : Pourquoi la val. propre  $\lambda_j$  est-elle la variance des données selon la "nouvelle dimension j" dont le vecteur directeur est le vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ ?

En fait, c'est commme ça qu'on a construit la transformation de l'ACP : On cherche  ${\bf q}_1$  tel que

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \max_{\mathbf{q} \text{ t.q. } \|\mathbf{q}\|_{2}=1} \operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right]$$
(45)

On comprend cette équation comme un problème de maximisation où je cherche une droite dont le vecteur directeur  $\mathbf{q}_1$  est de norme unitaire et les projetés de mes exemples sur cette droite ont une variance maximale.

ACP : Pourquoi la val. propre  $\lambda_j$  est-elle la variance des données selon la "nouvelle dimension j" dont le vecteur directeur est le vecteur propre  $\mathbf{q}_j$ ?

En fait, c'est commme ça qu'on a construit la transformation de l'ACP : On cherche  ${\bf q}_1$  tel que

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \max_{\mathbf{q} \text{ t.q. } \|\mathbf{q}\|_{2}=1} \operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right]$$
(45)

On comprend cette équation comme un problème de maximisation où je cherche une droite dont le vecteur directeur  $\mathbf{q}_1$  est de norme unitaire et les projetés de mes exemples sur cette droite ont une variance maximale.

Le projeté de l'exemple  $\mathbf{x}^{(i)}$  sur cette droite est  $\mathbf{q}_1^T \cdot \mathbf{x}^{(i)}$ .

John Klein (Lille1) A2DI 66 / 7

Partons de la définition du terme de variance :

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}-\mathbb{E}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right]\right)^{2}$$
(46)

John Klein (Lille1) A2DI 67 / 70

Partons de la définition du terme de variance :

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}-\mathbb{E}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right]\right)^{2} (46)$$

Le terme d'espérance est la moyenne des projections :

$$\mathbb{E}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbf{q}_{1}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)},\tag{47}$$

$$= \mathbf{q}_1^T \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}^{(i)}, \tag{48}$$

$$= \mathbf{q}_1^T \cdot \boldsymbol{\mu}_{\mathsf{x}}, \tag{49}$$

où  $\mu_{\times}$  est la moyenne des exemples d'apprentissage.

◆ロト ◆同ト ◆豆ト ◆豆ト □ からへ

John Klein (Lille1) A2DI 67 / 7

Notre terme de variance devient :

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}-\mathbf{q}^{T}\cdot\boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{2}, \qquad (50)$$

$$= \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathbf{q}^{T}\cdot\left(\mathbf{x}^{(i)}-\boldsymbol{\mu}_{x}\right)\cdot\left(\mathbf{x}^{(i)}-\boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{T}\cdot\mathbf{q},$$

$$= \mathbf{q}^{T}\cdot\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\mathbf{x}^{(i)}-\boldsymbol{\mu}_{x}\right)\cdot\left(\mathbf{x}^{(i)}-\boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{T}\right)\cdot\mathbf{q},$$

$$= \mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{\Sigma}\cdot\mathbf{q},$$

et  $\Sigma$  est la matrice de variance-covariance de nos exemples d'apprentissage.

John Klein (Lille1) 68 / 70

Avec l'astuce du Langrangien, j'introduis un paramètre  $\lambda$  et mon problème de maximisation devient :

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \max_{\mathbf{q}} \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} + \lambda \left(1 - \|\mathbf{q}\|_{2}\right), \quad (51)$$

$$= \max_{\mathbf{q}} \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} + \lambda \left(1 - \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{q}\right). \quad (52)$$

John Klein (Lille1) 69 / 70

Avec l'astuce du Langrangien, j'introduis un paramètre  $\lambda$  et mon problème de maximisation devient :

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \max_{\mathbf{q}} \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} + \lambda \left(1 - \|\mathbf{q}\|_{2}\right), \quad (51)$$

$$= \max_{\mathbf{q}} \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} + \frac{\lambda}{\lambda} \left( 1 - \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{q} \right). \quad (52)$$

Cette expression est une forme quadratique convexe. Elle est donc maximale en un unique point **q** où ses dérivées sont nulles. On résout donc :

$$\frac{d}{d\mathbf{q}} \left\{ \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} + \lambda \left( 1 - \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{q} \right) \right\} = 0, \tag{53}$$

$$\Leftrightarrow 2\mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} - 2\lambda \mathbf{q} = 0, \tag{54}$$

$$\Leftrightarrow \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} = \lambda \mathbf{q}. \tag{55}$$

Avec l'astuce du Langrangien, j'introduis un paramètre  $\lambda$  et mon problème de maximisation devient :

$$\operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \max_{\mathbf{q}}\mathbf{q}^{T}\cdot\mathbf{\Sigma}\cdot\mathbf{q} + \lambda\left(1 - \|\mathbf{q}\|_{2}\right), \tag{51}$$

$$= \max_{\mathbf{q}} \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} + \frac{\lambda}{\lambda} \left( 1 - \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{q} \right). \quad (52)$$

Cette expression est une forme quadratique convexe. Elle est donc maximale en un unique point **q** où ses dérivées sont nulles. On résout donc :

$$\frac{d}{d\mathbf{q}} \left\{ \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} + \lambda \left( 1 - \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{q} \right) \right\} = 0, \tag{53}$$

$$\Leftrightarrow 2\mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} - 2\lambda \mathbf{q} = 0, \tag{54}$$

$$\Leftrightarrow \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} = \lambda \mathbf{q}. \tag{55}$$

La relation ci-dessus est la définition de ce qu'est être un vecteur propre  $\mathbf{q}$  associé à la valeur propre  $\lambda$ .

Montrons que la valeur propre  $\lambda$  est la variance des données projetées sur  ${f q}$  :

$$\mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} = \lambda \mathbf{q}, \tag{56}$$

$$\Leftrightarrow \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} = \frac{\lambda \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{q}}{}, \tag{57}$$

$$\Leftrightarrow \operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \lambda. \tag{58}$$

John Klein (Lille1) 70 / 70

Montrons que la valeur propre  $\lambda$  est la variance des données projetées sur  ${f q}$  :

$$\mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} = \lambda \mathbf{q}, \tag{56}$$

$$\Leftrightarrow \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{\Sigma} \cdot \mathbf{q} = \lambda \mathbf{q}^T \cdot \mathbf{q}, \tag{57}$$

$$\Leftrightarrow \operatorname{Var}\left[\left\{\mathbf{q}_{1}^{T}\cdot\mathbf{x}^{(i)}\right\}_{i=1}^{n}\right] = \lambda. \tag{58}$$

Pour finir, il suffit d'itérer en cherchant le prochain vecteur  ${\bf q}_2$  qui maximisera encore la variance après projection mais qui sera orthogonal (donc décorrélé) à  ${\bf q}_1$ :

$$\mathbf{q}_{2} = \underset{\mathbf{q} \text{ t.q. } \|\mathbf{q}\|_{2} = 1 \text{ et } \mathbf{q} \cdot \mathbf{q}_{1} = 0}{\arg \max} \operatorname{Var} \left[ \left\{ \mathbf{q}^{T} \cdot \mathbf{x}^{(i)} \right\}_{i=1}^{n} \right]$$
 (59)

John Klein (Lille1) 70 / 70