#### Segmentation non supervisée, mélange de gaussiennes et algorithme E.M.

E. Le Pennec (SELECT - INRIA Saclay / Université Paris Sud) et S. Cohen (IPANEMA - Soleil)

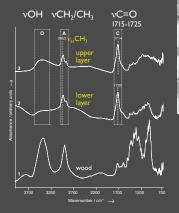
> Gdr MOA et MSPC 07 juin 2011

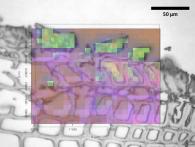


#### A. Stradivari (1644 - 1737)

Provigny (1716)







4 / 8 cm<sup>-1</sup> resolution 64 / 128 scans typ. I min/sp, 400sp

very simple process no protein (amide I, amide II) no gums, nor waxes











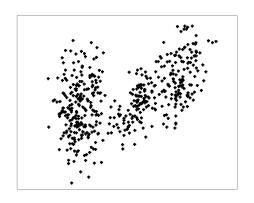


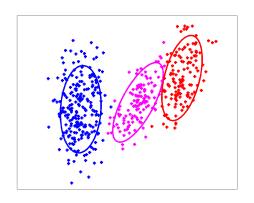


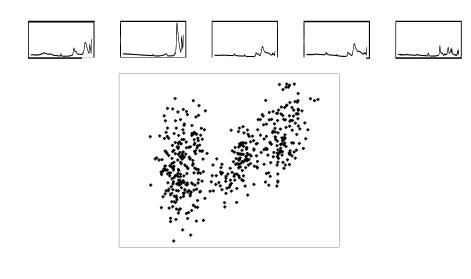
J.-P. Echard, L. Bertrand, A. von Bohlen, A.-S. Le Hô, C. Paris, L. Bellot-Gurlet, B. Soulier, A. Lattuati-Derieux, S. Thao, L. Robinet, B. Lavédrine, and S. Vaiedelich. *Angew. Chem. Int. Ed.*, 49(1), 197-201, 2010.

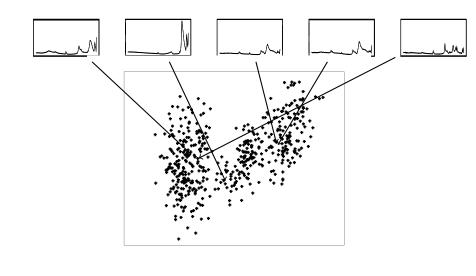
# Segmentation d'images hyperspectrales

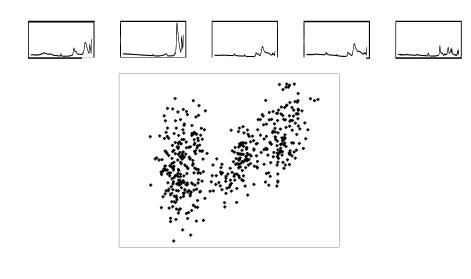
- Données :
  - ullet image de taille N comprise entre  $\sim 1000$  et  $\sim 100000$  pixels,
  - ullet spectres  ${\cal S}$  de  $\sim$  1024 points,
  - résolution  $\sim 4/8 \text{ cm}^{-1}$  (10 fois meilleure dans le visible),
  - possibilité de mesurer de très nombreux spectres par minute...
- Objectifs immédiats :
  - segmentation automatique de ces images,
  - sans intervention humaine,
  - aide à l'analyse des résultats.
- Objectifs lointains :
  - classification automatique,
  - interprétation...

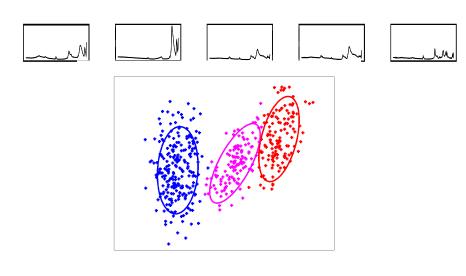


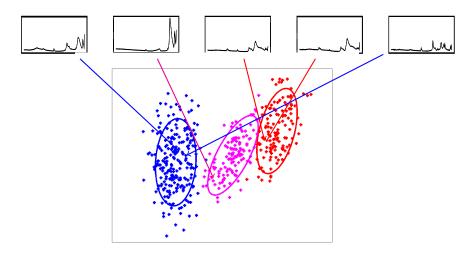




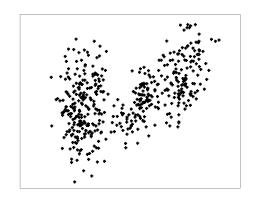


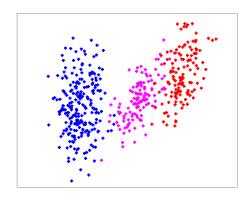


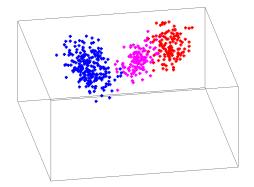


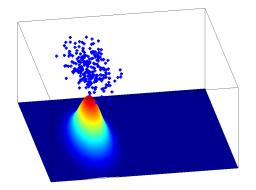


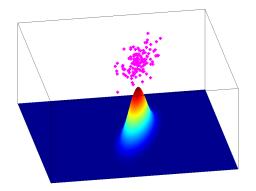
• Représentation : correspondance entre les spectres et des points dans un espace de grande dimension.

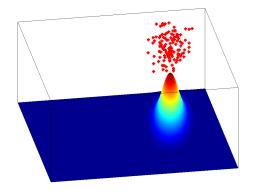


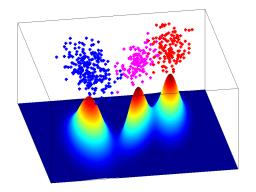


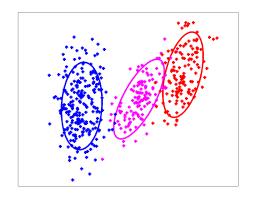


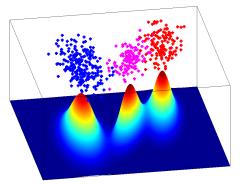






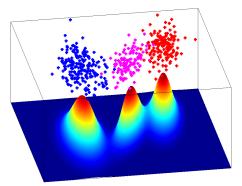






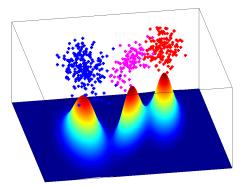
- Modèle : mélange de gaussiennes à K classes.
- Densité du mélange :

$$egin{aligned} s_{K,\pi,\mu,\Sigma}(\mathcal{S}) &= \sum_{k=1}^K \pi_k \, rac{1}{\sqrt{(2\pi)^d |\Sigma_k|}} \mathrm{e}^{-rac{1}{2}(\mathcal{S}-\mu_k)^t \Sigma_k^{-1}(\mathcal{S}-\mu_k)} \ &= \sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}_{\mu_k,\Sigma_k}(\mathcal{S}) \end{aligned}$$



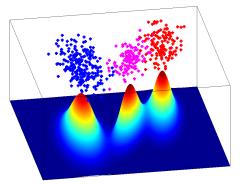
- Modèle : mélange de gaussiennes à K classes.
- Densité du mélange :

$$egin{aligned} s_{K,\pi,\mu,\Sigma}(\mathcal{S}) &= \sum_{k=1}^K \pi_k \, rac{1}{\sqrt{(2\pi)^d |\Sigma_k|}} \mathrm{e}^{-rac{1}{2}(\mathcal{S}-\mu_k)^t \Sigma_k^{-1}(\mathcal{S}-\mu_k)} \ &= \sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}_{\mu_k,\Sigma_k}(\mathcal{S}) \end{aligned}$$



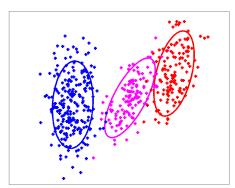
- Modèle : mélange de gaussiennes à K classes.
- Densité du mélange :

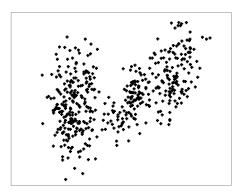
$$egin{aligned} s_{K,\pi,\mu,\Sigma}(\mathcal{S}) &= \sum_{k=1}^K \pi_k \, rac{1}{\sqrt{(2\pi)^d |\Sigma_k|}} \mathrm{e}^{-rac{1}{2}(\mathcal{S}-\mu_k)^t \Sigma_k^{-1}(\mathcal{S}-\mu_k)} \ &= \sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}_{\mu_k,\Sigma_k}(\mathcal{S}) \end{aligned}$$

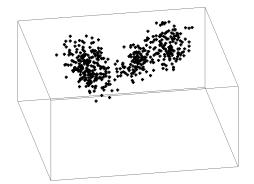


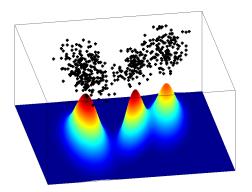
- Modèle : mélange de gaussiennes à K classes.
- Densité du mélange :

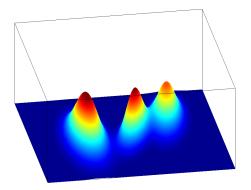
$$egin{aligned} s_{K,\pi,\mu,\Sigma}(\mathcal{S}) &= \sum_{k=1}^K \pi_k \, rac{1}{\sqrt{(2\pi)^d |\Sigma_k|}} \mathrm{e}^{-rac{1}{2}(\mathcal{S}-\mu_k)^t \Sigma_k^{-1}(\mathcal{S}-\mu_k)} \ &= \sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}_{\mu_k,\Sigma_k}(\mathcal{S}) \end{aligned}$$

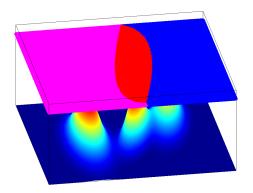


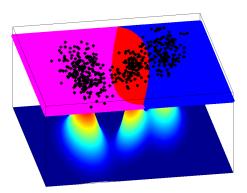


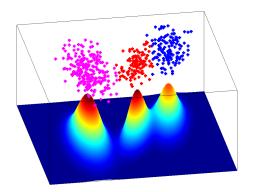


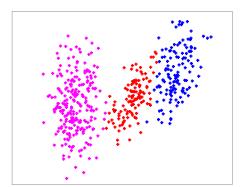


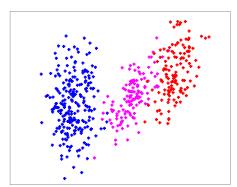


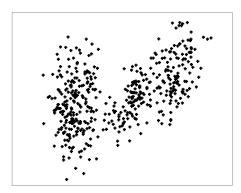




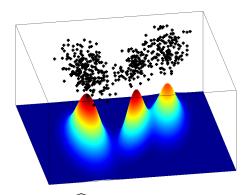








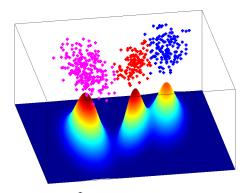
#### Estimation "statistique"



ullet Estimation des  $\pi_k$ ,  $\widehat{\mu_k}$  et  $\widehat{\Sigma_k}$  par maximum de vraisemblance :

$$(\widehat{\pi_k}, \widehat{\mu_k}, \widehat{\Sigma_k}) = \operatorname{argmax} \sum_{i=1}^N \log s_{K,(\pi_k,\mu_k,\Sigma_k)}(S_i)$$

#### Estimation "statistique"



• Estimation des  $\pi_k$ ,  $\widehat{\mu_k}$  et  $\widehat{\Sigma_k}$  par maximum de vraisemblance :

$$(\widehat{\pi_k}, \widehat{\mu_k}, \widehat{\Sigma_k}) = \operatorname{argmax} \sum_{i=1}^N \log s_{K,(\pi_k,\mu_k,\Sigma_k)}(S_i)$$

• Estimation de  $\widehat{k}(\mathcal{S})$  par maximum à posteriori :

$$\widehat{k}(\mathcal{S}) = \operatorname{argmax} \widehat{\pi_k} \mathcal{N}_{\mu_k, \Sigma_k}(\mathcal{S})$$

# Modélisation par un mélange de gaussiennes

- ullet Modélisation stochastique des spectres  ${\mathcal S}$  :
  - existence de K classes de spectres,
  - proportion  $\pi_k$  pour chacune des classes  $(\sum_{k=1}^K \pi_k = 1)$ ,
  - loi gaussienne  $\mathcal{N}_{\mu_k, \Sigma_k}$  sur chacune des classes (restriction forte!)
- Densité  $s_0$  de  $\mathcal S$  proche de

$$s(S) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k \, \mathcal{N}_{\mu_k, \Sigma_k}(S).$$

- Objectif : estimer les paramètres K,  $\pi_k$ ,  $\mu_k$ ,  $\Sigma_k$  à partir des données.
- Pourquoi? : possibilité d'assigner ensuite une classe à une observation par maximum de vraisemblance

$$\widehat{k}(\mathcal{S}) = \operatorname{argmax} \pi_k \mathcal{N}_{\mu_k, \Sigma_k}(\mathcal{S})$$

# Modèle de mélange de gaussiennes

- ullet Densité  $s_0$  de  ${\mathcal S}$  proche de  $s_m({\mathcal S}) = \sum_{k=1}^K \pi_k \, {\mathcal N}_{\mu_k, \Sigma_k}({\mathcal S}).$
- Modèle  $S_m = \{s_m\}$ :
  - choix d'un nombre de classe K,
  - choix d'une structure pour les moyennes  $\mu_k$  et les covariances  $\Sigma_k = L_k D_k A_k D_k'$
- Modèles [μ L D A]<sup>K</sup>: contraintes (valeurs connues, communes ou libres...) sur les moyennes μ<sub>k</sub>, les volumes L<sub>k</sub>, les bases de diagonalisation D<sub>k</sub> et les valeur propres A<sub>k</sub>.
- Modèle  $S_m$ : modèle paramétrique de dimension  $(K-1) + \dim([\mu L D A]^K)$  dans un espace de dimension p.
- Estimation par maximum de vraisemblance des paramètres :
  - pour chaque classe, la moyenne  $\mu_k$  et la covariance  $\Sigma_k = L_k D_k A_k D_k'$
  - les proportions  $\pi_k$  du mélange.
- Technique classique avec algorithme (EM) efficace disponible.

#### Max. de vraisemblance et MM

• "Maximum" de vraisemblance à K fixé :

$$(\widehat{\pi_k}, \widehat{\mu_k}, \widehat{\Sigma_k}) = \underset{i=1}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^{N} - \ln \left( \sum_{k=1}^{K} \pi_k \, \mathcal{N}_{\mu_k, \Sigma_k}(\mathcal{S}_i) \right)$$
$$= \underset{i=1}{\operatorname{argmin}} L(\pi, \mu, \Sigma)$$

- Fonctionnelle L compliquée!
- Algorithme itératif (MM) :
  - Estimée courante :  $(\pi^{(n)}, \mu^{(n)}, \Sigma^{(n)})$ ,
  - Construction d'un Majorant  $L^{(n)}$  de L tel que

$$L^{(n)}(\pi^{(n)},\mu^{(n)},\Sigma^{(n)})=L(\pi^{(n)},\mu^{(n)},\Sigma^{(n)}).$$

et  $L^{(n)}$  facile à minimiser.

Calcul d'un Minimiseur

$$(\pi^{(n+1)}, \mu^{(n+1)}, \Sigma^{(n+1)}) = \operatorname{argmin} L^{(n)}(\pi, \mu, \Sigma)$$

- Méthode très générique...
- La minimisation peut être remplacée par une simple diminution...

#### Max. de vraisemblance et EM

• Retour vers L:

$$L(\pi, \mu, \Sigma) = \sum_{i=1}^{N} -\ln\left(\sum_{k=1}^{K} \pi_{k} \mathcal{N}_{\mu_{k}, \Sigma_{k}}(\mathcal{S}_{i})\right) = \sum_{i=1}^{n} L^{i}(\pi, \mu, \Sigma)$$

- EM : cas particulier de MM pour ce type de mélange,
  - Espérance (conditionnelle) : à l'étape n, on pose

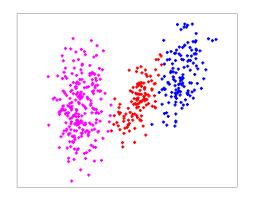
$$P_{k}^{i,(n)} = P\left(k_{i} = k \middle| \mathcal{S}_{i}, \pi^{(n)}, \mu^{(n)}, \Sigma^{(n)}\right) = \frac{\pi_{k}^{(n)} \mathcal{N}_{\mu_{k}^{(n)}, \Sigma_{k}^{(n)}}(\mathcal{S}_{i})}{\sum_{k'=1}^{K} \pi_{k'}^{(n)} \mathcal{N}_{\mu_{k'}^{(n)}, \Sigma_{k'}^{(n)}}(\mathcal{S}_{i})}$$

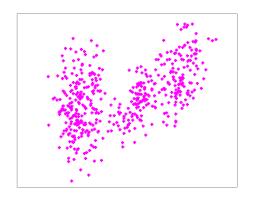
$$\text{et} \quad L^{i,(n)}(\pi,\mu,\Sigma) = -\sum_{k=1}^n P_k^{i,(n)} \ln \left( \pi_k \, \mathcal{N}_{\mu_k,\Sigma_k}(\mathcal{S}_i) \right)$$

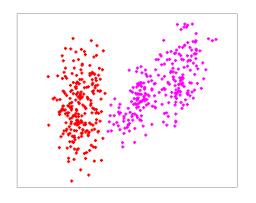
- Kullback :  $L^i < L^{i,(n)} + \operatorname{Cst}^{i,(n)}$  avec égalité en  $(\pi^{(n)}, \mu^{(n)}, \Sigma^{(n)})$ .
- Bonus :
- Séparabilité de  $L^{i,(n)}$  en  $\pi$  et  $(\mu, \Sigma)$  :

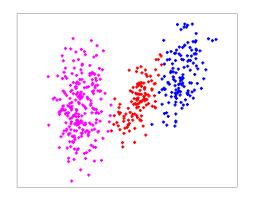
$$L^{i,(n)}(\pi,\mu,\Sigma) = -\sum_{k=1}^K P_k^{i,(n)} \ln \left( \mathcal{N}_{\mu_k,\Sigma_k}(\mathcal{S}_i) \right) - \sum_{k=1}^n P_k^{i,(n)} \ln \left( \pi_k \right)$$

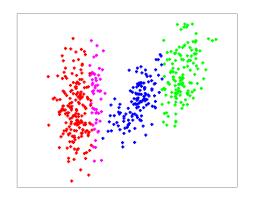
Formules closes pour la Minimisation de  $L^{(n)}$  en  $\pi$  et  $(\mu,\Sigma)$ !

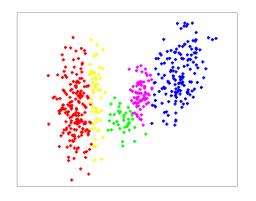


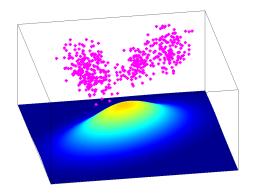


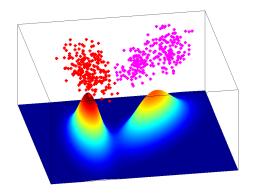


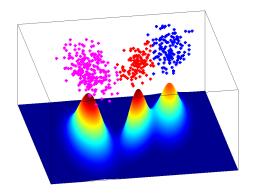


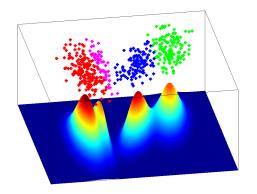


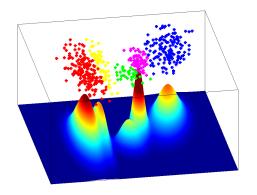


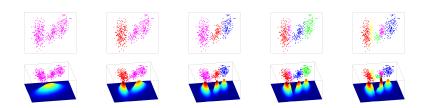


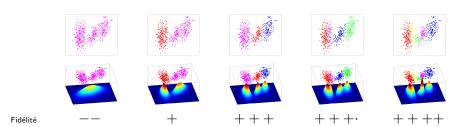


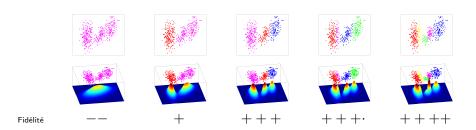




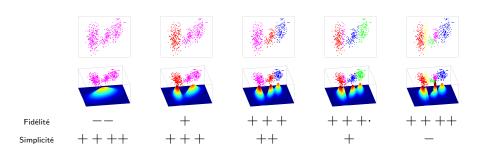




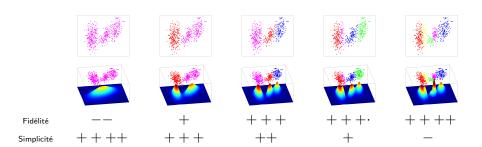




• Question difficile où la vraisemblance (la fidélité) ne suffit pas!



• Question difficile où la vraisemblance (la fidélité) ne suffit pas!



- Question difficile où la vraisemblance (la fidélité) ne suffit pas!
- Prise en compte de la complexité du modèle?

#### Le rasoir d'Ockham

#### Le rasoir d'Ockham



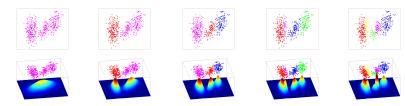
Les multiples ne doivent pas être utilisés sans nécessité. Guillaume d'Ockham ( $\sim 1285$  - 1347)

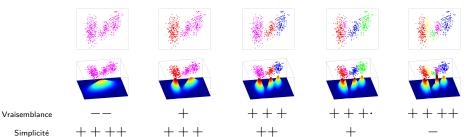
#### Le rasoir d'Ockham

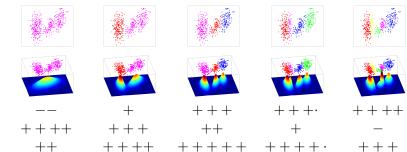


Les multiples ne doivent pas être utilisés sans nécessité. Guillaume d'Ockham ( $\sim 1285$  - 1347)

- Rasoir d'Ockham (principe de simplicité) : il ne faut pas ajouter des hypothèses, si celles utilisées suffisent déjà!
- Compromis entre pouvoir d'explication et simplicité.



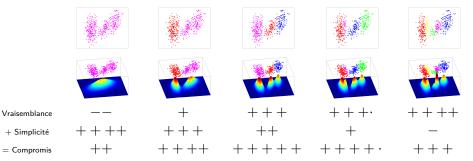




Vraisemblance + Simplicité

- Simplicite

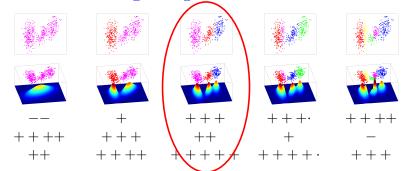
 $= {\sf Compromis}$ 



- Vraisemblance :  $\sum \log \hat{s}_K(X_i)$ .
- Simplicité :  $-\lambda \text{Dim}(S_K)$  (beaucoup de théorie derrière).
- Estimateur pénalisé :

+ Simplicité = Compromis

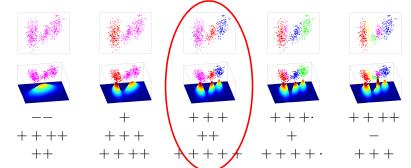
$$\underset{\text{Vraisemblance}}{\operatorname{argmax}} \underbrace{\sum_{i=1}^{N} \log \hat{s}_{K}(X_{i})} - \lambda \mathsf{Dim}(S_{K})$$



- Vraisemblance :  $\sum_{i=1}^{N} \log \hat{s}_{K}(X_{i})$ .
- Simplicité :  $-\lambda \text{Dim}(S_K)$  (beaucoup de théorie derrière).
- Estimateur pénalisé :

Vraisemblance + Simplicité = Compromis

$$\underset{\text{Vraisemblance}}{\operatorname{argmax}} \underbrace{\sum_{i=1}^{N} \log \hat{s}_{K}(X_{i})} - \lambda \mathsf{Dim}(S_{K})$$



- Vraisemblance :  $\sum_{i=1}^{N} \log \hat{s}_{K}(X_{i})$ .
- Simplicité :  $-\lambda \text{Dim}(S_K)$  (beaucoup de théorie derrière).
- Estimateur pénalisé :

Vraisemblance + Simplicité = Compromis

$$\underset{\text{Vraisemblance}}{\operatorname{argmax}} \underbrace{\sum_{i=1}^{N} \log \hat{s}_{K}(X_{i})} - \lambda \mathsf{Dim}(S_{K})$$

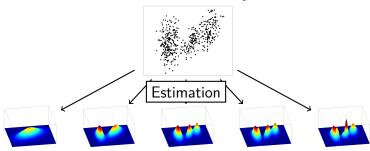
Optimisation en K par exploration exhaustive!

# Méthodologie

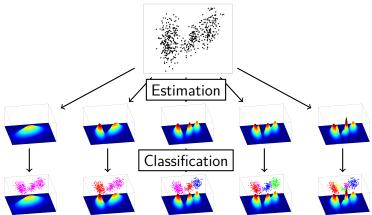
# Méthodologie



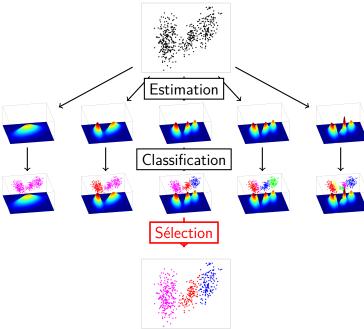
# Méthodologie



## Méthodologie



## Méthodologie



### Sélection de modèles

- Comment choisir le "modèle"  $S_m$ :
  - le nombre de classe K,
  - le modèle  $[\mu LDA]^K$ ?
- Principe de sélection de modèles par pénalisation :
  - choix d'une collection de modèles  $S_m = \{s_m\}$  avec  $m \in S$ ,
  - estimation par maximum de vraisemblance d'une densité  $\hat{s}_m$  pour chaque modèle  $S_m$ ,
  - sélection d'un modèle  $\widehat{m}$  par

$$\widehat{m} = \operatorname{argmin} - \ln(\widehat{s}_m) + \operatorname{pen}(m).$$

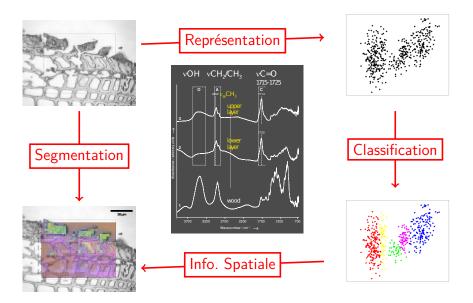
avec pen $(m) = \kappa(\ln(n)) \dim(S_m)$  (dimension intrinsèque de  $S_m$ ),

- Résultats (Birgé, Massart, Celeux, Maugis, Michel...) :
  - théorique d'estimation du mélange : pour  $\kappa$  assez grand,

$$\mathbb{E}\left[d^2(s_0,\widehat{s}_{\widehat{m}})\right] \leq C\inf_{m \in \mathcal{S}}\left(\inf_{s_m \in \mathcal{S}_m} KL(s_0,s_m) + \frac{\mathrm{pen}(m)}{n}\right) + \frac{C'}{n}.$$

- pratique de classification non supervisée (≠ segmentation),
- consistance de la classification si  $\ln \ln(n)$  dans la pénalité...

#### Retour à nos violons



# Segmentation et mélange de gaussiennes

- Objectif initial : segmentation  $\neq$  classification non supervisée.
- Prise en compte de la position spatiale x du spectre à travers les proportions du mélange (Kolaczyk et al) : modèle de densités conditionnelles

$$s(\mathcal{S}|x) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k(x) \mathcal{N}_{\mu_k, \Sigma_k}(\mathcal{S}).$$

- Modèle mélangeant paramétrique et "non-paramétrique"...
- Estimation à partir des données :
  - pour chaque classe, la moyenne  $\mu_k$  et la covariance  $\Sigma_k = L_k D_k A_k D_k'$ ,
  - de la fonction de mélange  $\pi_k(x)$ .
- $\pi_k(x)$  fonction : régularisation nécessaire.
- Principe de sélection de modèles...

# Mélange de gaussiennes et partition hiérarchique

- Comment choisir le "modèle"  $S_m$ ?:
  - le nombre de classe K,
  - le modèle  $[\mu LDA]^K$ ,
  - la structure des paramètres de mélange  $\pi_k(x)$ .

• Structure simple : 
$$\pi_k(x) = \sum_{\mathcal{R} \in \mathcal{P}} \pi_k[\mathcal{R}] \chi_{\{x \in \mathcal{R}\}} = \pi_k[\mathcal{R}(x)]$$

- constant par morceau sur une partition "hiérarchique",
- optimisation efficace possible,
- performance d'approximation raisonnable.









- $\bullet \ \dim(S_m) = |\mathcal{P}|(K-1) + \dim([\mu L D A]^K).$
- Pénalité  $pen(m) = \kappa \ln(n) \dim(S_m)$  suffisante pour
  - le contrôle théorique en terme d'estimation de densité,
  - l'optimisation numérique (EM + programmation dynamique).

#### Densités conditionnelles

- Cadre plus général : observation de  $(X_i, Y_i)$  avec  $X_i$  indépendants et  $Y_i$  indépendants de loi de densité  $s_0(y|X_i)$ .
- Objectif : estimation de  $s_0(y|x)$ .
- Principe de sélection de modèles par pénalisation :
  - choix d'une collection de modèles  $S_m = \{s_m(y|x)\}$  avec  $m \in S$ ,
  - estim. par max. de vraisemblance d'une dens.  $\hat{s}_m$  pour chaque modèle  $S_m$  :

$$\hat{s}_m = \underset{s_m \in S_m}{\operatorname{argmin}} - \sum_{i=1}^N \ln s_m(Y_i|X_i)$$

• avec pen(m) à bien choisir, sélection d'un modèle  $\widehat{m}$  par

$$\widehat{m} = \underset{m \in \mathcal{S}}{\operatorname{argmin}} - \sum_{i=1}^{N} \ln \widehat{s}_{m}(Y_{i}|X_{i}) + \operatorname{pen}(m).$$

Résultat d'estimation de densité du type

$$\mathbb{E}\left[d^2(s_0,\widehat{s}_{\widehat{m}})\right] \leq C\inf_{m \in \mathcal{S}}\left(\inf_{s_m \in S_m} KL(s_0,s_m) + \frac{\mathrm{pen}(m)}{n}\right) + \frac{C'}{n}.$$

#### Theorem

**Assumption (H)**: For every model  $S_m$  in the collection  $\mathcal{S}$ , there is a non-decreasing function  $\phi_m(\delta)$  such that  $\delta \mapsto \frac{1}{\delta}\phi_m(\delta)$  is non-increasing on  $(0,+\infty)$  and for every  $\sigma \in \mathbb{R}^+$  and every  $s_m \in S_m$ 

$$\int_0^\sigma \sqrt{H_{[\cdot],d^{\otimes_n}}(\epsilon,S_m(s_m,\sigma))} d\epsilon \leq \phi_m(\sigma).$$

**Assumption (K)**: There is a family  $(x_m)_{m \in \mathcal{M}}$  of non-negative number such that

$$\sum_{m\in\mathcal{M}}e^{-x_m}\leq \Sigma<+\infty$$

#### **Theorem**

Assume we observe  $(X_i,Y_i)$  with unknown conditional  $s_0$ . Let  $\mathcal{S}=(S_m)_{m\in\mathcal{M}}$  a at most countable model collection. Assume Assumptions (H), (K) and (S) hold.

$$\sum_{s_m \in S_m}^{N} - \ln(\widehat{s}_m(Y_i|X_i)) \le \inf_{s_m \in S_m} \left( \sum_{s_m \in S_m}^{N} - \ln(s_m(Y_i|X_i)) \right) + \delta$$

Then for any  $\rho \in (0,1)$  and any  $C_1 > 1$ , there are two constants  $\kappa_0$  and  $C_2$  depending only on  $\rho$  and  $C_1$  such that.

as soon as for every index  $m \in \mathcal{M}$   $\operatorname{pen}(m) \ge \kappa \left( n\sigma_m^2 + x_m \right)$  with  $\kappa > \kappa_0$ 

where  $\sigma_m$  is the unique root of  $\frac{1}{-}\phi_m(\sigma) = \sqrt{n}\sigma$ ,

Let  $\hat{s}_m$  be a  $\delta$  -log-likelihood minimizer in  $S_m$ :

the penalized likelihood estimate  $\widehat{s}_{\widehat{m}}$  with  $\widehat{m}$  defined by

$$\widehat{m} = \underset{m \in \mathcal{M}}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^{N} - \ln(\widehat{s}_m(Y_i|X_i)) + \operatorname{pen}(m)$$

satisfies 
$$\mathbb{E}\left[JKL_{\rho}^{\otimes n}(s_0,\widehat{s}_{\widehat{m}})\right] \leq C_1\inf_{S_m \in \mathcal{S}}\left(\inf_{s_m \in S_m}KL^{\otimes n}(s_0,s_m) + \frac{\mathrm{pen}(m)}{n}\right) + C_2\frac{\Sigma}{n} + \frac{\delta}{n}.$$

#### Théorème

Inégalité oracle

$$\mathbb{E}\left[JKL_{\rho}^{\otimes_n}(s_0,\widehat{s}_{\widehat{m}})\right] \leq C_1 \inf_{S_m \in S} \left(\inf_{s_m \in S_m} KL^{\otimes_n}(s_0,s_m) + \frac{\operatorname{pen}(m)}{n}\right) + C_2 \frac{\Sigma}{n} + \frac{\delta}{n}$$

dès que

$$pen(m) \ge \kappa \left(n\sigma_m^2 + x_m\right)$$
 with  $\kappa > \kappa_0$ ,

où  $n\sigma_m^2$  mesure la complexité du modèle  $S_m$  (entropie) et  $x_m$  le coût de codage dans la collection (Kraft).

- « Distances » utilisées  $KL^{\otimes n}$  et  $JKL^{\otimes n}_{\rho}$  : divergence de Kullback et divergence de Jensen-Kullback « tensorisées ».
- $n\sigma_m^2$  lié à l'entropie à crochet de  $S_m$  mesurée par rapport à la distance de Hellinger tensorisée  $d^{2\otimes_n}$ .

### Le cas des modèles de mélanges spatiaux

 Calcul d'un majorant des entropies à crochet possible (cf Maugis et Michel) impliquant :

$$n\sigma_m^2 \leq \kappa' \left( C' + \frac{1}{2} \left( \ln \left( \frac{n}{C' \dim(S_m)} \right) \right)_+ \right) \dim(S_m).$$

- Codage de la collection avec  $x_m \le \kappa'' |\mathcal{P}| \le \frac{\kappa''}{K-1} \dim(S_m)$ .
- Condition sur la pénalité :

$$\operatorname{pen}(m) \ge \left(\kappa' \left(C' + \frac{1}{2} \left(\ln\left(\frac{n}{C'\dim(S_m)}\right)\right)_+\right) + \frac{\kappa''}{K-1}\right) \dim(S_m)$$
$$\ge \lambda_{0,n} |\mathcal{P}|(K-1) + \lambda_{1,n} \dim([\mu L D A]^K)$$

### Optimisation numérique

• Sélection de modèle par pénalisation :

$$\underset{K,[\mu LDA]^K,\mu,\Sigma,\mathcal{P},\pi}{\operatorname{argmin}} - \sum_{i=1}^{N} \ln \left( \sum_{k=1}^{K} \pi_{k} [\mathcal{R}(x_{i})] \mathcal{N}_{\mu_{k},\Sigma_{k}}(\mathcal{S}_{i}) \right) + \lambda_{0,n} |\mathcal{P}|(K-1) + \lambda_{1,n} \operatorname{dim}([\mu LDA]^{K})$$

- Optimisation du nombre de classe K et de la structure des moyennes et des covariances  $[\mu L D A]^K$  par exploration exhaustive.
- Sélection de modèle à nombre de classes K et structure  $[\mu LDA]^K$  fixés :

$$\underset{\mu, \Sigma, \mathcal{P}, \pi}{\operatorname{argmin}} - \sum_{i=1}^{N} \ln \left( \sum_{k=1}^{K} \pi_{k} [\mathcal{R}(x_{i})] \mathcal{N}_{\mu_{k}, \Sigma_{k}}(\mathcal{S}_{i}) \right) + \lambda_{0, n} |\mathcal{P}| (K-1)$$

- Deux astuces :
  - Algorithme EM
  - CART (programmation dynamique)

### Algorithme EM

• Étape E : avec  $P_k^{i,(n)} = P(k_i = k | x_i, S_i, \mathcal{P}^{(n)}, \pi^{(n)}, \mu^{(n)}, \Sigma^{(n)})$ 

$$\begin{split} &-\sum_{i=1}^{N}\ln\left(\sum_{k=1}^{K}\pi_{k}[\mathcal{R}(x_{i})]\,\mathcal{N}_{\mu_{k},\Sigma_{k}}(\mathcal{S}_{i})\right) + \lambda_{0,n}|\mathcal{P}|(K-1)\\ &\leq -\sum_{i=1}^{N}\sum_{k=1}^{K}P_{k}^{i,(n)}\ln\left(\pi_{k}[\mathcal{R}(x_{i})]\right) + \lambda_{0,n}|\mathcal{P}|(K-1)\\ &+\left(-\sum_{i=1}^{N}\sum_{k=1}^{K}P_{k}^{i,(n)}\ln\left(\mathcal{N}_{\mu_{k},\Sigma_{k}}(\mathcal{S}_{i})\right)\right) + \mathsf{Cst}^{(n)} \end{split}$$

avec égalité en  $(\mathcal{P}^{(n)}, \pi^{(n)}, \mu^{(n)}, \Sigma^{(n)})$ .

- Étape M : optimisation séparée en  $(\mathcal{P},\pi)$  et  $(\mu,\Sigma)$  possible,
  - Optimisation en  $(\mu, \Sigma)$  : formule close (et classique..).
  - Optimisation en  $(\mathcal{P},\pi)$  plus intéressante!

### Étape M et CART







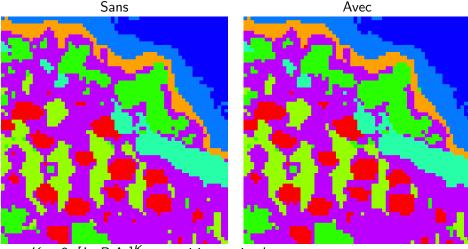
• Optimisation en  $(\mathcal{P}, \pi)$  de

$$egin{aligned} &-\sum_{i=1}^{N}\sum_{k=1}^{K}P_k^{i,(n)}\ln\left(\pi_k[\mathcal{R}(\mathbf{x}_i)]
ight) + \lambda_{0,n}|\mathcal{P}|(\mathcal{K}-1) \ &= -\sum_{\mathcal{R}\in\mathcal{P}}\left(\sum_{i|\mathbf{x}_i\in\mathcal{R}}\sum_{k=1}^{K}P_k^{i,(n)}\ln\left(\pi_k[\mathcal{R}(\mathbf{x}_i)]
ight) + \lambda_{0,n}(\mathcal{K}-1)
ight) \end{aligned}$$

- Deux propriétés clés :
  - Pour chaque  $\mathcal{R}$ , optimisation simple de  $\pi_k[\mathcal{R}]$ .
  - Structure de coût additive en  $\mathcal{R}$ ...
- → Algorithme d'optimisation rapide de type CART (Programmation dynamique sur la structure d'arbre).

### Segmentation automatique

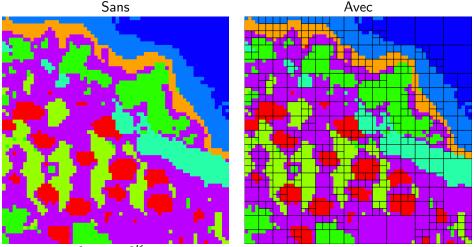
• Résultat numérique selon la prise en compte du caractère spatial :



- K = 8,  $[L_k D A_k]^K$  et partition optimale.
- Calibration de la pénalité par heuristique de pente.
- Réduction de dimension par (simple) ACP...

### Segmentation automatique

Résultat numérique selon la prise en compte du caractère spatial :

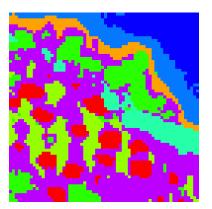


- K = 8,  $[L_k D A_k]^K$  et partition optimale.
- Calibration de la pénalité par heuristique de pente.
- Réduction de dimension par (simple) ACP...

# Segmentation et classification

#### Le secret de Stradivarius





- Deux couches fines de vernis :
  - une première couche d'huile simple, similaire à celle des peintres, pénétrant légèrement le bois,
  - une seconde d'un mélange huile, résine de pin, pigments donnant cette couleur rouge caractéristique.
- Technique classique pour l'époque.
- Le secret de Stradivarius n'est pas dans le vernis!

#### Conclusion

#### Cadre :

- Problème de segmentation non supervisée
- Estimateur de densités conditionnelles par maximum de vraisemblance et pénalisation.

#### Résultats

- Garantie théorique pour l'estimation de densités avec des distances tensorisées.
- Applicable au problème de segmentation
- Algorithme efficace de minimisation.
- Algorithme de segmentation intermédiaire ente les méthodes spectrales et les méthodes spatiales.

#### Perspectives

- Lien entre l'estimation de densités conditionnelles et les performances de segmentation.
- Calibration par heuristique de pente des deux problèmes
- Réduction de dimension adaptée à la classification non supervisée...

### Conclusion

#### Cadre :

- Problème de segmentation non supervisée.
- Estimateur de densités conditionnelles par maximum de vraisemblance et pénalisation.

#### Résultats :

- Garantie théorique pour l'estimation de densités avec des distances tensorisées.
- Applicable au problème de segmentation.
- Algorithme efficace de minimisation.
- Algorithme de segmentation intermédiaire ente les méthodes spectrales et les méthodes spatiales.

#### Perspectives :

- Lien entre l'estimation de densités conditionnelles et les performances de segmentation.
- Calibration par heuristique de pente des deux problèmes.
- Réduction de dimension adaptée à la classification non supervisée...