



PHAST
PHYSIQUE
ET ASTROPHYSIQUE
UNIVERSITÉ DE LYON

Segmentation de textures à partir d'attributs fractals par minimisation de fonctionnelle, avec réglage automatique des hyperparamètres.

Barbara Pascal

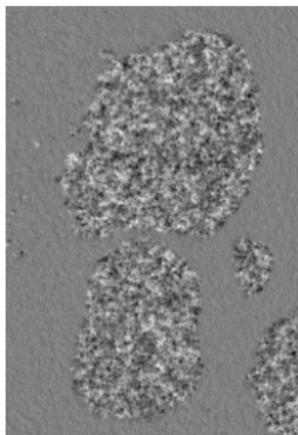
4 février 2021

Séminaire Cristollien d'Analyse Multifractale

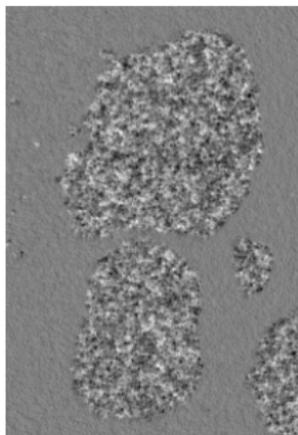
Sous la direction de **Patrice Abry** et **Nelly Pustelnik**

En collaboration avec **Valérie Vidal** et **Samuel Vaiter**

Segmentation d'image



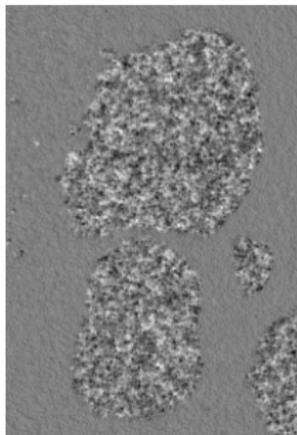
Segmentation d'image



Objectif : obtenir une partition de l'image en K régions homogènes

$$\Omega = \Omega_1 \sqcup \dots \sqcup \Omega_K$$

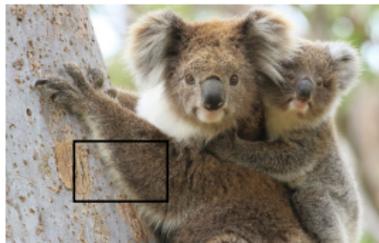
Segmentation d'image



Objectif : obtenir une partition de l'image en K régions **homogènes**

$$\Omega = \Omega_1 \sqcup \dots \sqcup \Omega_K$$

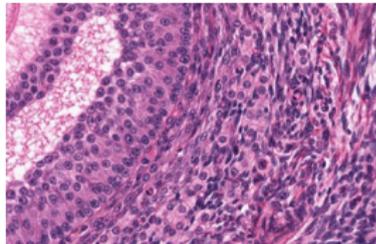
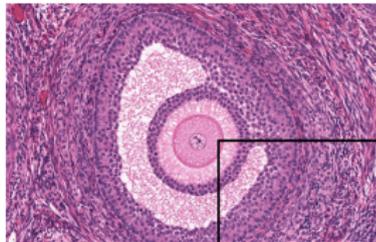
Textures



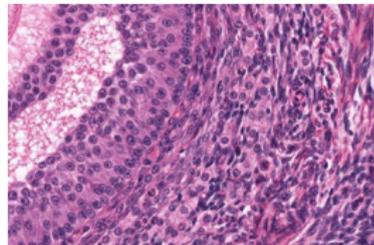
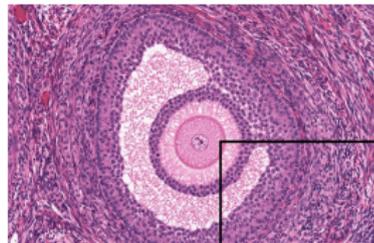
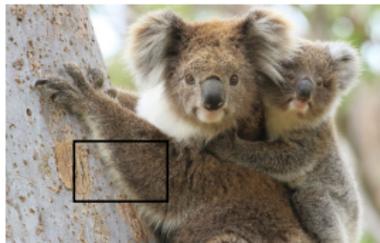
Textures



Textures



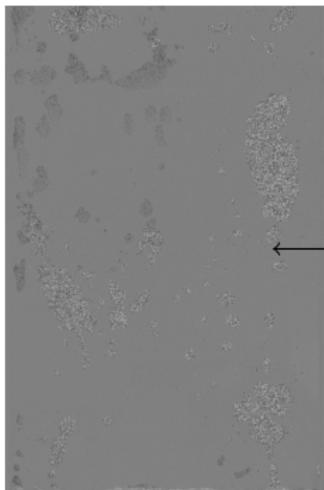
Textures



Crucial pour décrire les images réelles

Écoulement multiphasiques en milieu poreux

Laboratoire de Physique, ENS Lyon, V. Vidal, T. Busser, (M. Serres, IFPEN)

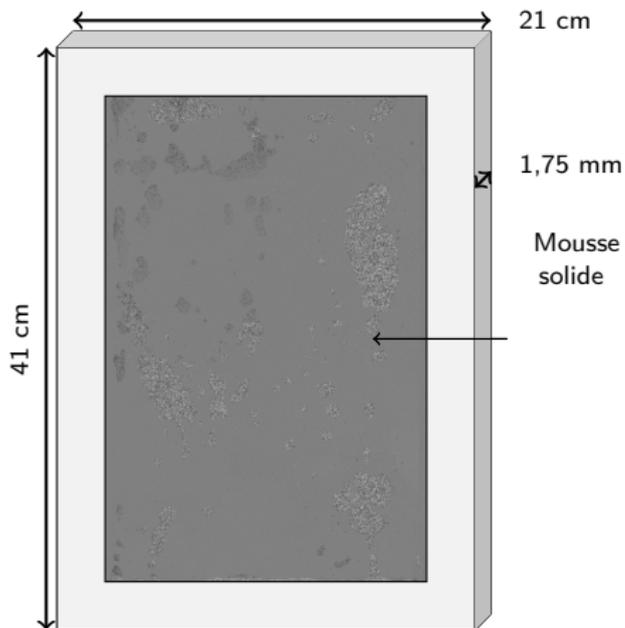


Mousse
solide



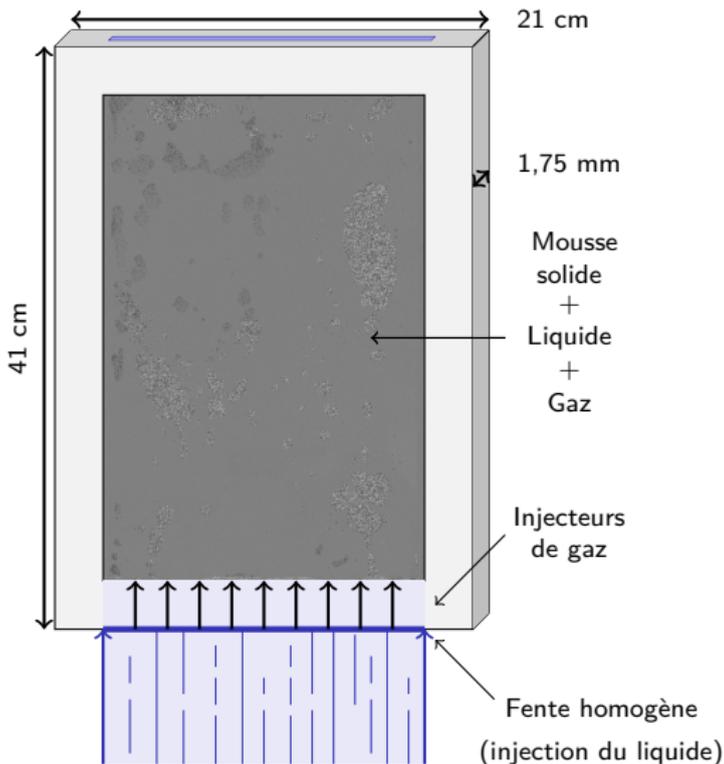
Écoulement multiphasiques en milieu poreux

Laboratoire de Physique, ENS Lyon, V. Vidal, T. Busser, (M. Serres, IFPEN)



Écoulement multiphasiques en milieu poreux

Laboratoire de Physique, ENS Lyon, V. Vidal, T. Busser, (M. Serres, IFPEN)



- 1600 × 1100 pixels
- vidéo : ~ 1000 images
- plan de phases : ~ 10 débits

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

→ attributs fractals

- ▶ variance locale σ^2
- ▶ régularité locale h

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

→ attributs fractals

- ▶ variance locale σ^2
- ▶ régularité locale h

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

2. Construction de fonctionnelles

[Champ de Markov (Geman, 1984)]

[Contours actifs (Chan, 2001)]

[Variation Totale et Seuillage (Cai, 2013)]

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

→ attributs fractals

- ▶ variance locale σ^2
- ▶ régularité locale h

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

2. Construction de fonctionnelles

→ moindres carrés pénalisés

- ▶ contours libres
- ▶ contours co-localisés

[Champ de Markov (Geman, 1984)]

[Contours actifs (Chan, 2001)]

[Variation Totale et Seuillage (Cai, 2013)]

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

→ attributs fractals

- ▶ variance locale σ^2
- ▶ régularité locale h

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

2. Construction de fonctionnelles

→ moindres carrés pénalisés

- ▶ contours libres
- ▶ contours co-localisés

[Champ de Markov (Geman, 1984)]

[Contours actifs (Chan, 2001)]

[Variation Totale et Seuillage (Cai, 2013)]

3. Algorithme de minimisation accéléré

[Forward-backward (Combettes, 2005)]

[FISTA (Beck, 2009)]

[Primal-dual (Chambolle, 2011)]

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

→ attributs fractals

- ▶ variance locale σ^2
- ▶ régularité locale h

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

2. Construction de fonctionnelles

→ moindres carrés pénalisés

- ▶ contours libres
- ▶ contours co-localisés

[Champ de Markov (Geman, 1984)]

[Contours actifs (Chan, 2001)]

[Variation Totale et Seuillage (Cai, 2013)]

3. Algorithme de minimisation accéléré

→ algorithmes proximaux scindés

- ▶ calcul des opérateurs proximaux
- ▶ accélération par forte-convexité

[Forward-backward (Combettes, 2005)]

[FISTA (Beck, 2009)]

[Primal-dual (Chambolle, 2011)]

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

→ attributs fractals

- ▶ variance locale σ^2
- ▶ régularité locale h

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

2. Construction de fonctionnelles

→ moindres carrés pénalisés

- ▶ contours libres
- ▶ contours co-localisés

[Champ de Markov (Geman, 1984)]

[Contours actifs (Chan, 2001)]

[Variation Totale et Seuillage (Cai, 2013)]

3. Algorithme de minimisation accéléré

→ algorithmes proximaux scindés

- ▶ calcul des opérateurs proximaux
- ▶ accélération par forte-convexité

[Forward-backward (Combettes, 2005)]

[FISTA (Beck, 2009)]

[Primal-dual (Chambolle, 2011)]

4. Réglage des hyperparamètres

[SURE (Stein, 1981)]

[SURE DFMC (Ramani, 2008)]

[GSURE (Eldar, 2008)]

[SUGAR (Deledalle, 2014)]

Plan de l'exposé

1. Caractérisation de textures

→ attributs fractals

- ▶ variance locale σ^2
- ▶ régularité locale h

[Filtres de Gabor (Dunn, 1995)]

[Amplitude et fréquence locales (Havlicek, 1996)]

[Histogrammes spectraux (Yuan, 2015)]

2. Construction de fonctionnelles

→ moindres carrés pénalisés

- ▶ contours libres
- ▶ contours co-localisés

[Champ de Markov (Geman, 1984)]

[Contours actifs (Chan, 2001)]

[Variation Totale et Seuillage (Cai, 2013)]

3. Algorithme de minimisation accéléré

→ algorithmes proximaux scindés

- ▶ calcul des opérateurs proximaux
- ▶ accélération par forte-convexité

[Forward-backward (Combettes, 2005)]

[FISTA (Beck, 2009)]

[Primal-dual (Chambolle, 2011)]

4. Réglage des hyperparamètres

→ SURE avec bruit gaussien corrélé

- ▶ erreur d'estimation projetée
- ▶ minimisation par quasi-Newton
- ↪ SUGAR généralisé

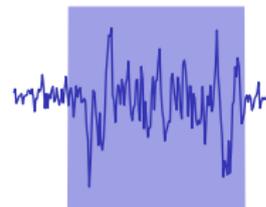
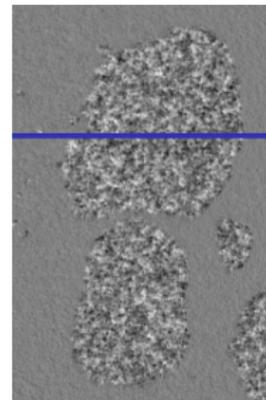
[SURE (Stein, 1981)]

[SURE DFMC (Ramani, 2008)]

[GSURE (Eldar, 2008)]

[SUGAR (Deledalle, 2014)]

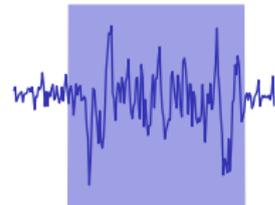
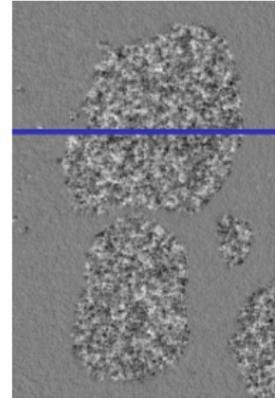
Modèle monofractal par morceaux



Modèle monofractal par morceaux

Attributs fractals

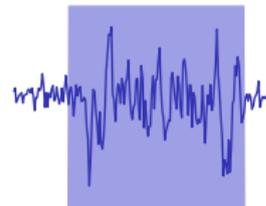
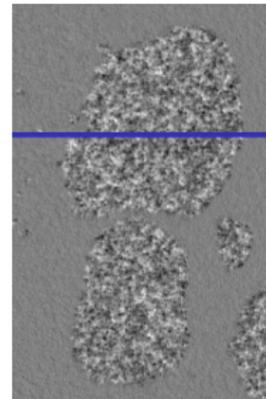
- variance σ^2 *amplitude des variations*



Modèle monofractal par morceaux

Attributs fractals

- variance σ^2 *amplitude des variations*
- régularité locale h *invariance d'échelle*

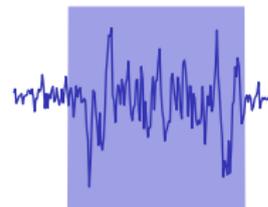
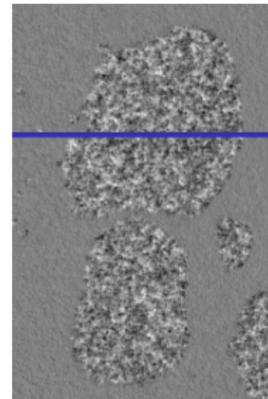


Modèle monofractal par morceaux

Attributs fractals

- variance σ^2 *amplitude des variations*
- régularité locale h *invariance d'échelle*

$$|f(x) - f(y)| \leq \sigma(x)|x - y|^{h(x)}$$



Modèle monofractal par morceaux

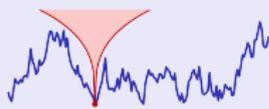
Attributs fractals

- variance σ^2 *amplitude des variations*
- régularité locale h *invariance d'échelle*

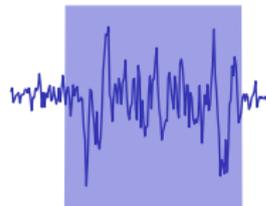
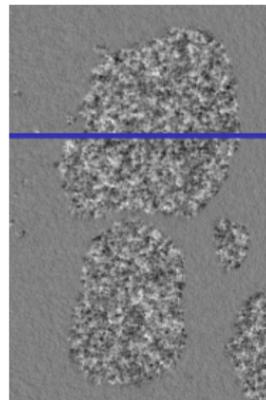
$$|f(x) - f(y)| \leq \sigma(x)|x - y|^{h(x)}$$



$$h(x) \equiv h_1 = 0.9$$



$$h(x) \equiv h_2 = 0.3$$



Modèle monofractal par morceaux

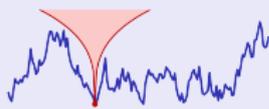
Attributs fractals

- variance σ^2 *amplitude des variations*
- régularité locale h *invariance d'échelle*

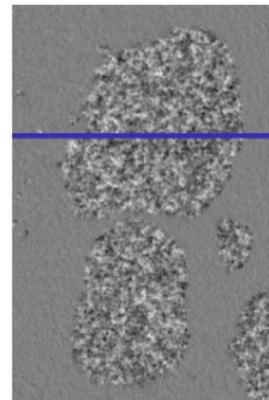
$$|f(x) - f(y)| \leq \sigma(x) |x - y|^{h(x)}$$



$$h(x) \equiv h_1 = 0.9$$

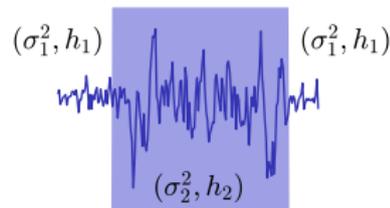


$$h(x) \equiv h_2 = 0.3$$



Segmentation

- ▶ h et σ^2 constants par morceaux



Modèle monofractal par morceaux

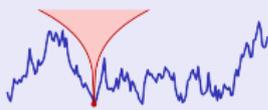
Attributs fractals

- variance σ^2 *amplitude des variations*
- régularité locale h *invariance d'échelle*

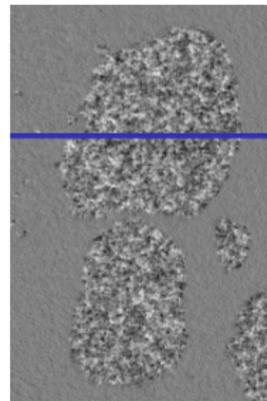
$$|f(x) - f(y)| \leq \sigma(x) |x - y|^{h(x)}$$



$$h(x) \equiv h_1 = 0.9$$

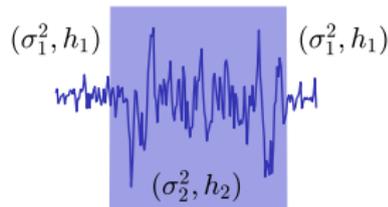


$$h(x) \equiv h_2 = 0.3$$

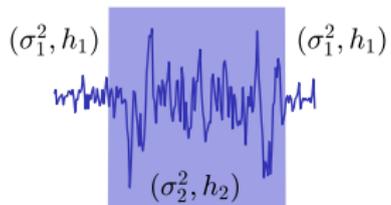
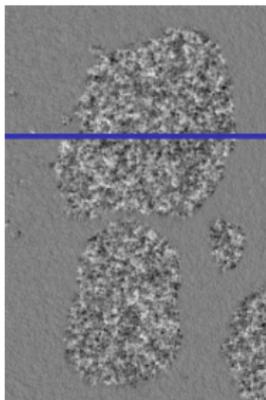


Segmentation

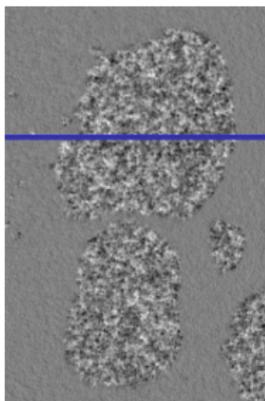
- ▶ h et σ^2 constants par morceaux
- ▶ région Ω_k caractérisée par (h_k, σ_k^2)



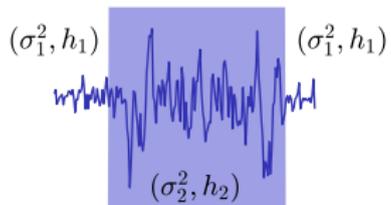
Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*



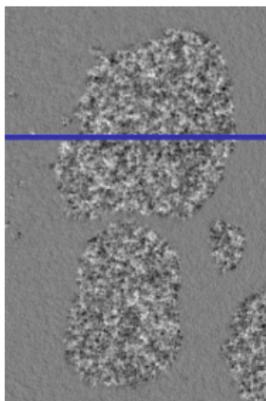
Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*



Quel modèle de textures synthétiques

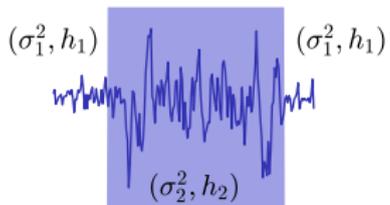


Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

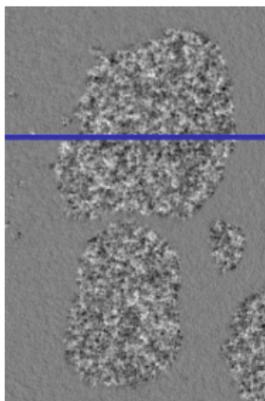


Quel modèle de textures synthétiques

- ressemblant aux textures réelles,

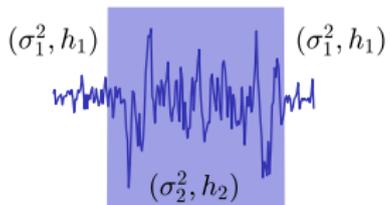


Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

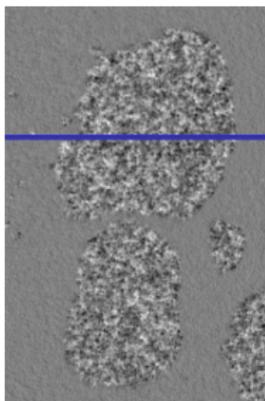


Quel modèle de textures synthétiques

- ressemblant aux textures réelles,
- caractérisées par (h, σ^2) ,

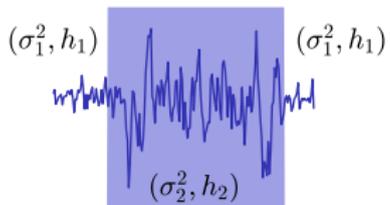


Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

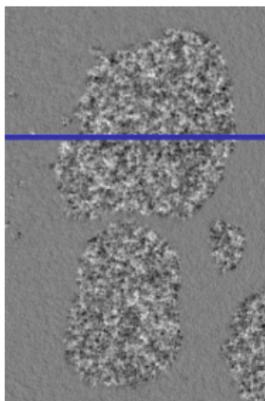


Quel modèle de textures synthétiques

- ressemblant aux textures réelles,
- caractérisées par (h, σ^2) ,
- faciles à « recoller » ?



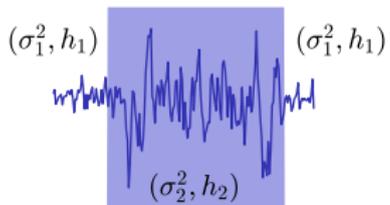
Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*



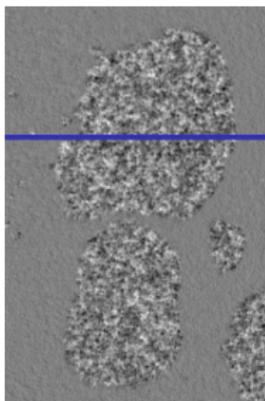
Quel modèle de textures synthétiques

- ressemblant aux textures réelles,
- caractérisées par (h, σ^2) ,
- faciles à « recoller » ?

Proposition d'un champ aléatoire gaussien



Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

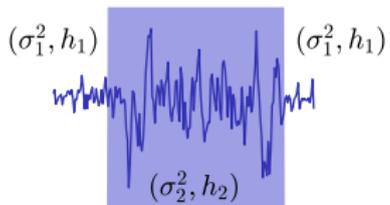


Quel modèle de textures synthétiques

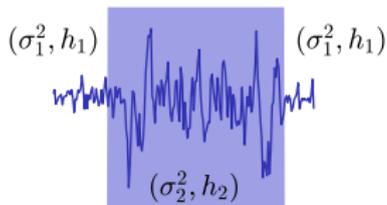
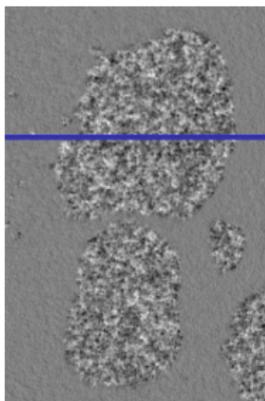
- ressemblant aux textures réelles,
- caractérisées par (h, σ^2) ,
- faciles à « recoller » ?

Proposition d'un champ aléatoire gaussien

- isotrope,



Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*



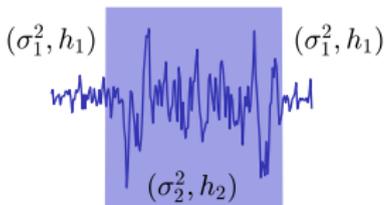
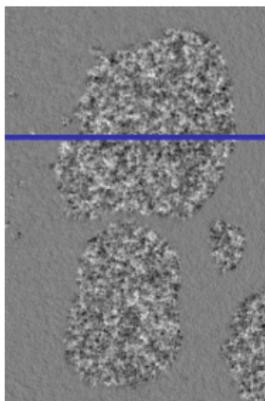
Quel modèle de textures synthétiques

- ressemblant aux textures réelles,
- caractérisées par (h, σ^2) ,
- faciles à « recoller » ?

Proposition d'un champ aléatoire gaussien

- isotrope,
- autosimilaire, de régularité locale h ,

Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*



Quel modèle de textures synthétiques

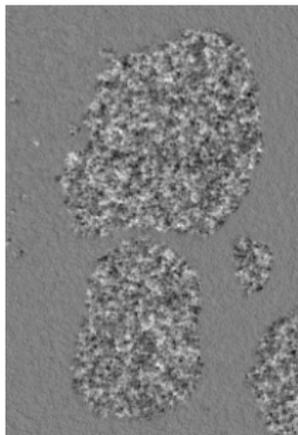
- ressemblant aux textures réelles,
- caractérisées par (h, σ^2) ,
- faciles à « recoller » ?

Proposition d'un champ aléatoire gaussien

- isotrope,
- autosimilaire, de régularité locale h ,
- stationnaire, de variance σ^2

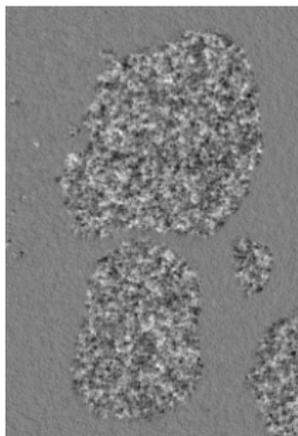
Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

Texture réelle



Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

Texture réelle



Masque



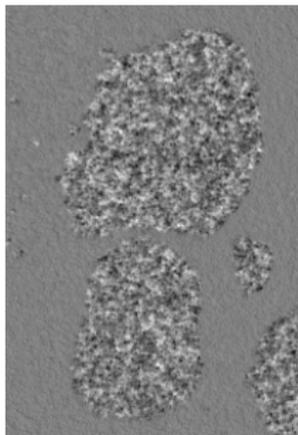
$$\Omega_1 : (\sigma_1^2, h_1) \quad \Omega_2 : (\sigma_2^2, h_2)$$

Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

Champ brownien fractionnaire

$$b_h(\underline{x}) = \sigma \int_{\mathbb{R}^2} \frac{e^{-i\langle \underline{x}, \underline{k} \rangle} - 1}{C_h^{1/2} \|\underline{k}\|^{H+1}} \widehat{w}(d\underline{k})$$

Texture réelle



Masque



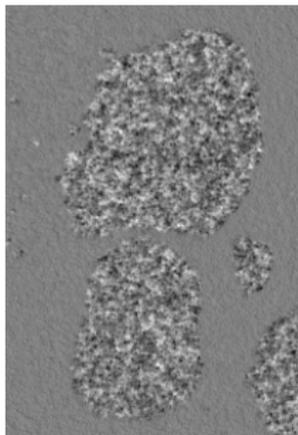
$$\Omega_1 : (\sigma_1^2, h_1) \quad \Omega_2 : (\sigma_2^2, h_2)$$

Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

Champ brownien fractionnaire

$$b_h(\underline{x}) = \sigma \int_{\mathbb{R}^2} \frac{e^{-i\langle \underline{x}, \underline{k} \rangle} - 1}{C_h^{1/2} \|\underline{k}\|^{H+1}} \widehat{w}(d\underline{k})$$

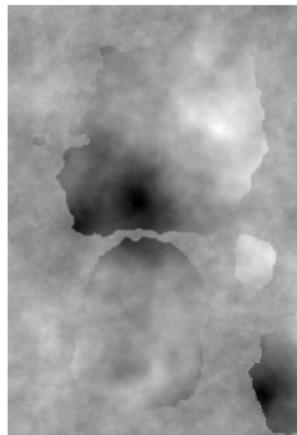
Texture réelle



Masque



Texture synthétique



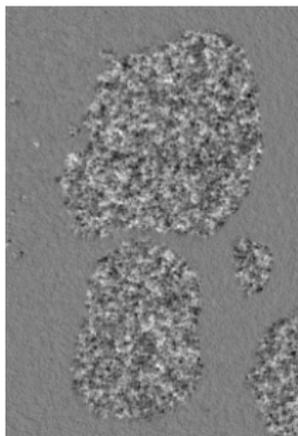
$$\Omega_1 : (\sigma_1^2, h_1) \quad \Omega_2 : (\sigma_2^2, h_2)$$

Intermède : synthèse de texture fractales *par morceaux*

Champ gaussien fractionnaire *stationnaire*

$$g_h(\underline{x}) = \frac{1}{2} \underbrace{(b_h(\underline{x} + \underline{e}_1) - b_h(\underline{x}))}_{\text{accroissement horizontal}} + \frac{1}{2} \underbrace{(b_h(\underline{x} + \underline{e}_2) - b_h(\underline{x}))}_{\text{accroissement vertical}}$$

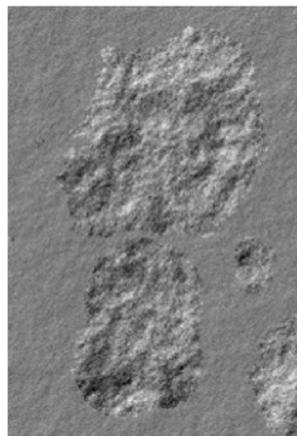
Texture réelle



Masque



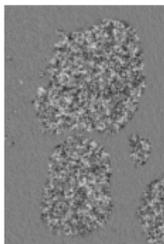
Texture synthétique



$$\Omega_1 : (\sigma_1^2, h_1) \quad \Omega_2 : (\sigma_2^2, h_2)$$

Analyse multi-échelle

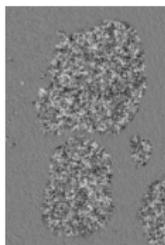
Image texturée



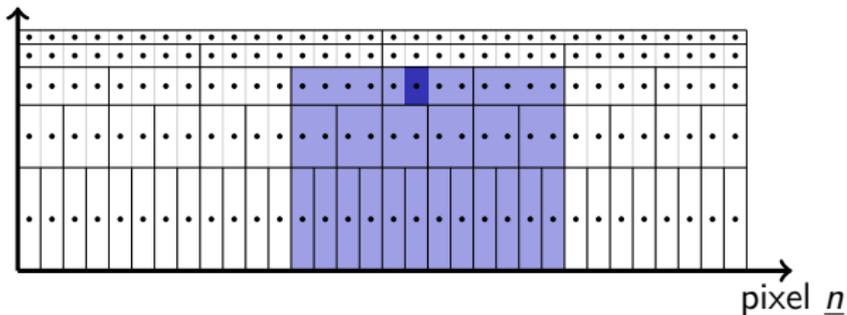
Analyse multi-échelle

Image texturée

Maximum local des coefficients d'ondelettes : \mathcal{L}_a .

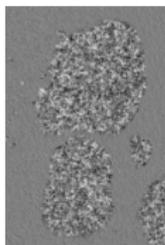


échelle a



Analyse multi-échelle

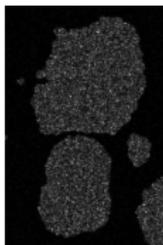
Image texturée



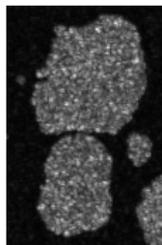
Maximum local des coefficients d'ondelettes : \mathcal{L}_a .

Échelle

$a = 2^1$

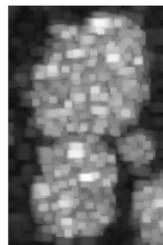


$a = 2^2$

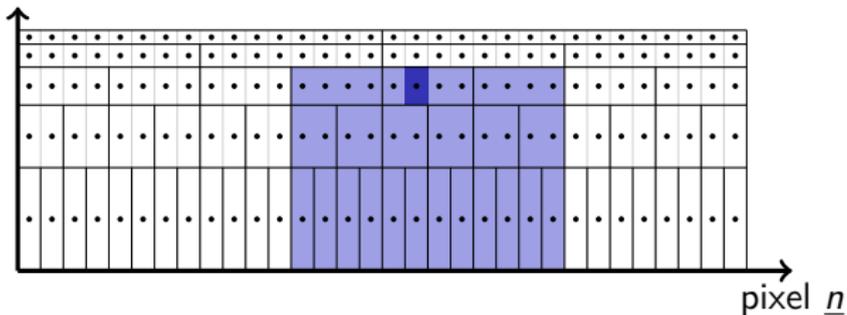


...

$a = 2^5$

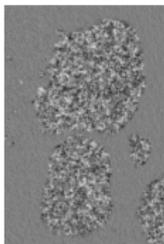


échelle a



Analyse multi-échelle

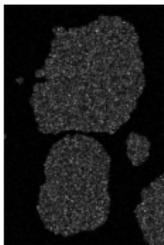
Image texturée



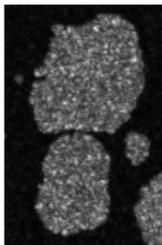
Maximum local des coefficients d'ondelettes : $\mathcal{L}_{a,\cdot}$.

Échelle

$a = 2^1$

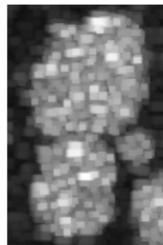


$a = 2^2$



...

$a = 2^5$

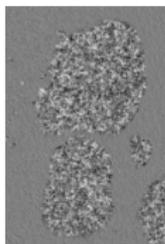


Proposition (Jaffard, 2004), (Wendt, 2008)

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \underset{a \rightarrow 0}{\simeq} \log(a) \underset{\text{régularité}}{\mathbf{h}} + \underset{\substack{\propto \log(\sigma^2) \\ \text{(variance)}}}{\mathbf{v}}$$

Analyse multi-échelle

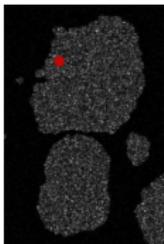
Image texturée



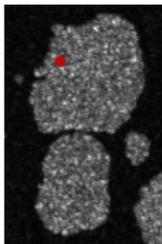
Maximum local des coefficients d'ondelettes : $\mathcal{L}_{a,\cdot}$.

Échelle

$a = 2^1$

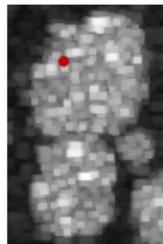


$a = 2^2$



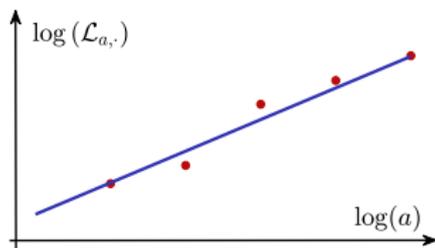
...

$a = 2^5$



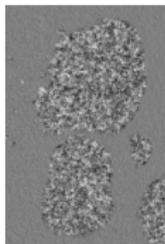
Proposition (Jaffard, 2004), (Wendt, 2008)

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \underset{a \rightarrow 0}{\simeq} \log(a) \underset{\text{régularité}}{h} + \underset{\substack{\propto \log(\sigma^2) \\ \text{(variance)}}}{v}$$



Analyse multi-échelle

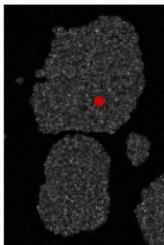
Image texturée



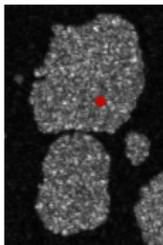
Maximum local des coefficients d'ondelettes : $\mathcal{L}_{a,\cdot}$.

Échelle

$a = 2^1$

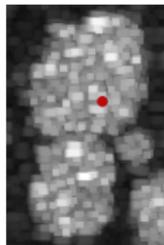


$a = 2^2$



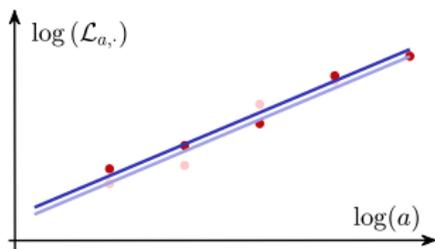
...

$a = 2^5$



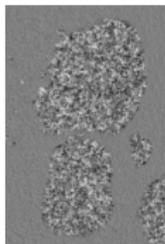
Proposition (Jaffard, 2004), (Wendt, 2008)

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \underset{a \rightarrow 0}{\simeq} \log(a) \underset{\text{régularité}}{h} + \underset{\propto \log(\sigma^2)}{\text{variance}}{v}$$



Analyse multi-échelle

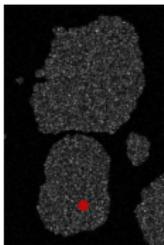
Image texturée



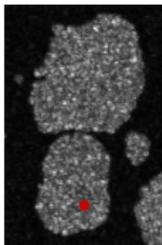
Maximum local des coefficients d'ondelettes : $\mathcal{L}_{a,\cdot}$.

Échelle

$a = 2^1$

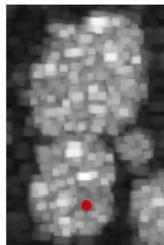


$a = 2^2$



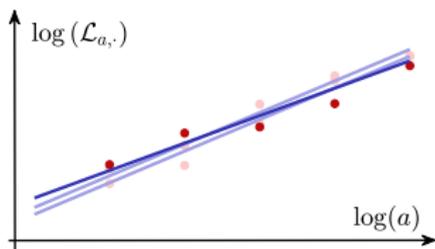
...

$a = 2^5$



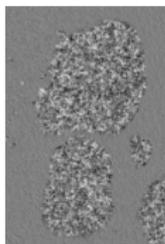
Proposition (Jaffard, 2004), (Wendt, 2008)

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \underset{a \rightarrow 0}{\simeq} \log(a) \underset{\text{régularité}}{h} + \underset{\propto \log(\sigma^2) \text{ (variance)}}{v}$$



Analyse multi-échelle

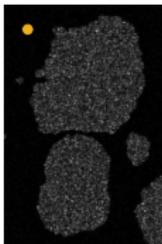
Image texturée



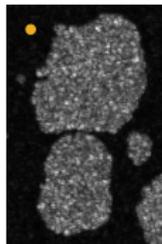
Maximum local des coefficients d'ondelettes : $\mathcal{L}_{a,\cdot}$.

Échelle

$a = 2^1$

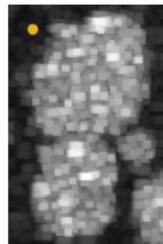


$a = 2^2$



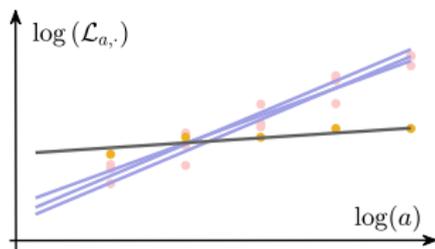
...

$a = 2^5$



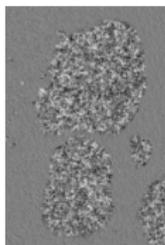
Proposition (Jaffard, 2004), (Wendt, 2008)

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \underset{a \rightarrow 0}{\simeq} \log(a) \underset{\text{régularité}}{h} + \underset{\propto \log(\sigma^2) \text{ (variance)}}{v}$$



Analyse multi-échelle

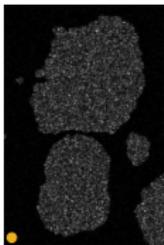
Image texturée



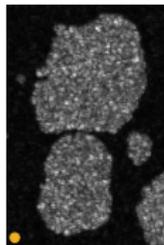
Maximum local des coefficients d'ondelettes : $\mathcal{L}_{a,\cdot}$.

Échelle

$a = 2^1$

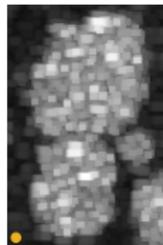


$a = 2^2$



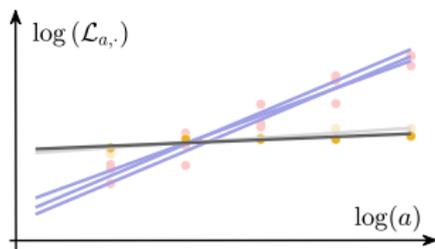
...

$a = 2^5$



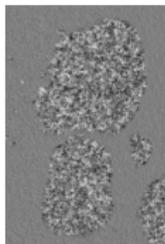
Proposition (Jaffard, 2004), (Wendt, 2008)

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \underset{a \rightarrow 0}{\simeq} \log(a) \underset{\text{régularité}}{h} + \underset{\propto \log(\sigma^2) \text{ (variance)}}{v}$$



Analyse multi-échelle

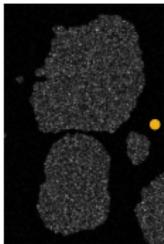
Image texturée



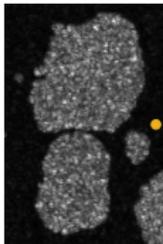
Maximum local des coefficients d'ondelettes : $\mathcal{L}_{a,\cdot}$.

Échelle

$a = 2^1$

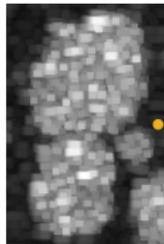


$a = 2^2$



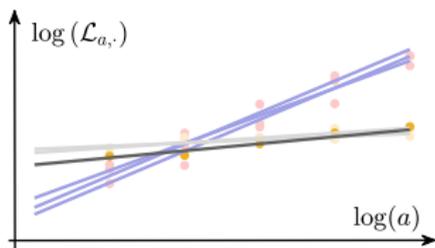
...

$a = 2^5$



Proposition (Jaffard, 2004), (Wendt, 2008)

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \underset{a \rightarrow 0}{\simeq} \log(a) \underset{\text{régularité}}{h} + \underset{\propto \log(\sigma^2) \text{ (variance)}}{v}$$

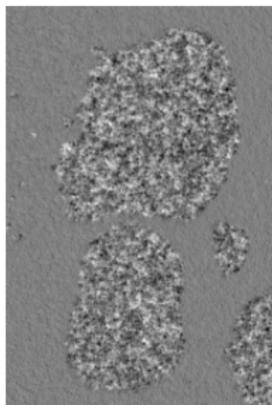


Estimation directe ponctuelle

Régression linéaire

$$\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \simeq \log(a) \underset{\text{régularité}}{\mathbf{h}} + \underset{\propto \log(\sigma^2)}{\mathbf{v}}$$

Image texturée

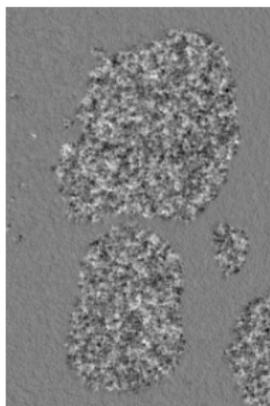


Estimation directe ponctuelle

Régression linéaire $\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \simeq \underset{\text{régularité}}{\log(a)} \mathbf{h} + \underset{\propto \log(\sigma^2)}{\mathbf{v}}$

$$\left(\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}, \hat{\mathbf{v}}^{\text{RL}} \right) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_{a=a_{\min}}^{a_{\max}} \|\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2$$

Image texturée

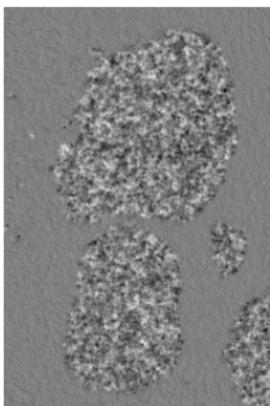


Estimation directe ponctuelle

Régression linéaire $\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) \simeq \log(a) \underset{\text{régularité}}{\mathbf{h}} + \underset{\propto \log(\sigma^2)}{\mathbf{v}}$

$$\left(\widehat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}, \widehat{\mathbf{v}}^{\text{RL}}\right) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_{a=a_{\min}}^{a_{\max}} \|\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2$$

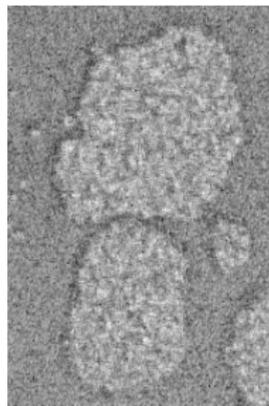
Image texturée



Régularité locale $\widehat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



Puissance locale $\widehat{\mathbf{v}}^{\text{RL}}$

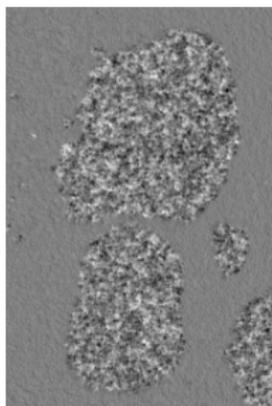
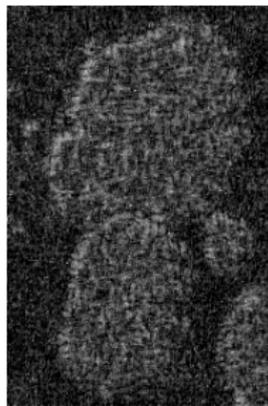
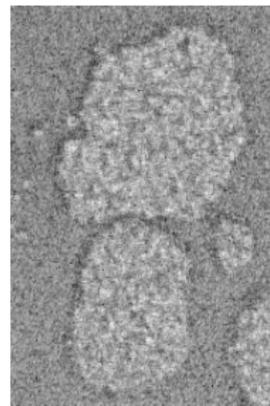


Estimation directe ponctuelle

Régression linéaire $\frac{\mathbb{E} \log(\mathcal{L}_{a,\cdot})}{\text{espérance}} = \log(a) \underset{\text{régularité}}{\bar{\mathbf{h}}} + \underset{\propto \log(\sigma^2)}{\bar{\mathbf{v}}}$

$$\left(\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}, \hat{\mathbf{v}}^{\text{RL}} \right) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_{a=a_{\min}}^{a_{\max}} \|\log(\mathcal{L}_{a,\cdot}) - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2$$

Image texturée

Régularité locale $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$ Puissance locale $\hat{\mathbf{v}}^{\text{RL}}$ 

→ variance d'estimation élevée

Régularisation *a posteriori*

Régression linéaire $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



Régularisation *a posteriori*

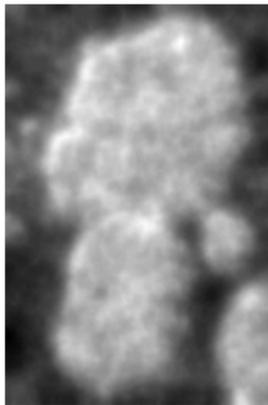
Lissage par filtrage (linéaire)

$$\left(\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D}\right)^{-1} \hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$$

Régression linéaire $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



Lissage



Régularisation *a posteriori*

Lissage par filtrage (linéaire)

$$\left(\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D}\right)^{-1} \hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$$

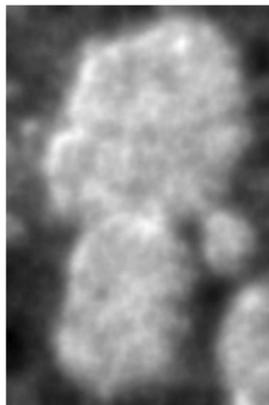
Régression linéaire $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



Débruitage ROF (non linéaire)

$$\underset{\mathbf{h}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{h} - \hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}\|^2 + \lambda \|\mathbf{D}\mathbf{h}\|_{2,1}$$

Lissage



ROF



Régularisation *a posteriori*

Lissage par filtrage (linéaire)

$$\left(\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D}\right)^{-1} \hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$$

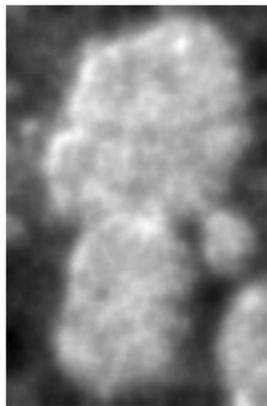
Régression linéaire $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



Débruitage ROF (non linéaire)

$$\underset{\mathbf{h}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{h} - \hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}\|^2 + \lambda \|\mathbf{D}\mathbf{h}\|_{2,1}$$

Lissage



ROF

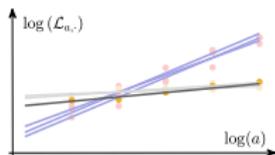


→ cumul de la variance d'estimation et du biais de régularisation

Fonctionnelles à contours libres et à contours co-localisés

$$\sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}}$$

→ fidélité au modèle log-linéaire

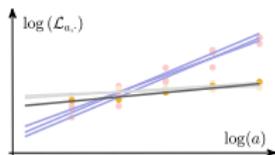


Fonctionnelles à contours libres et à contours co-localisés

$$\sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{Dh}, \mathbf{Dv}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

→ fidélité au modèle log-linéaire

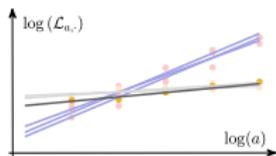
→ favorise la constance par morceaux



Fonctionnelles à contours libres et à contours co-localisés

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

→ fidélité au modèle log-linéaire → favorise la constance par morceaux
Variation Totale

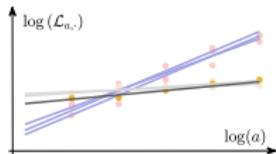


Différences finies $\mathbf{D}_1\mathbf{x}$ (horizontales), $\mathbf{D}_2\mathbf{x}$ (verticales) en chaque pixel

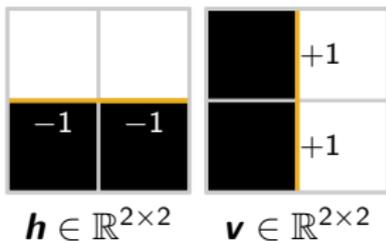
Fonctionnelles à contours libres et à contours co-localisés

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \underbrace{Q(\mathbf{Dh}, \mathbf{Dv}; \alpha)}_{\text{Variation Totale}}$$

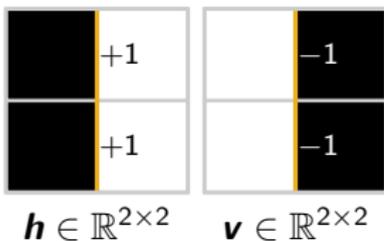
→ fidélité au modèle log-linéaire
→ favorise la constance par morceaux



Contours disjoints



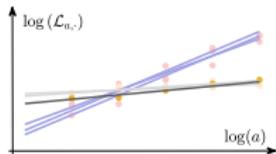
Contours communs



Fonctionnelles à contours libres et à contours co-localisés

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{Dh}, \mathbf{Dv}; \alpha)$$

→ fidélité au modèle log-linéaire
→ favorise la constance par morceaux



Contours disjoints



$$\mathbf{h} \in \mathbb{R}^{2 \times 2} \quad \mathbf{v} \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$$

$$\mathcal{Q}_L(\mathbf{Dh}, \mathbf{Dv}; 1) = 4$$

Contours communs



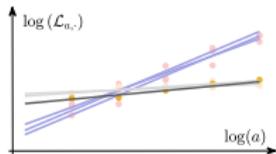
$$\mathbf{h} \in \mathbb{R}^{2 \times 2} \quad \mathbf{v} \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$$

$$\mathcal{Q}_L(\mathbf{Dh}, \mathbf{Dv}; 1) = 4$$

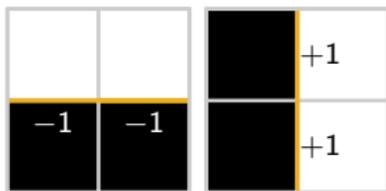
Fonctionnelles à contours libres et à contours co-localisés

$$\underset{h, v}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a, \cdot} - \log(a)h - v\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{Q(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

→ fidélité au modèle log-linéaire
→ favorise la constance par morceaux



Contours disjoints

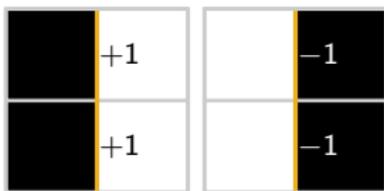


$$h \in \mathbb{R}^{2 \times 2} \quad v \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$$

$$Q_L(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; 1) = 4$$

$$Q_C(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; 1) = 2 + \sqrt{2} \simeq 3,4$$

Contours communs



$$h \in \mathbb{R}^{2 \times 2} \quad v \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$$

$$Q_L(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; 1) = 4$$

$$Q_C(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; 1) = 2\sqrt{2} \simeq 2,8$$

Minimisation de fonctionnelle

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



Minimisation de fonctionnelle

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



► descente de gradient $\mathbf{x}^{n+1} = \mathbf{x}^n - \tau \nabla \varphi(\mathbf{x}^n)$

Minimisation de fonctionnelle

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



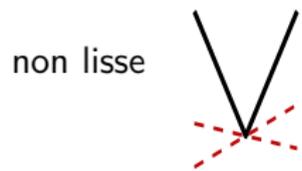
non lisse



- ▶ descente de gradient $\mathbf{x}^{n+1} = \mathbf{x}^n - \tau \nabla \varphi(\mathbf{x}^n)$
- ▶ descente de sous-gradient implicite : algorithme du point proximal
 $\mathbf{x}^{n+1} = \mathbf{x}^n - \mathbf{u}^n, \mathbf{u}^n \in \partial \varphi(\mathbf{x}^{n+1}) \Leftrightarrow \mathbf{x}^{n+1} = \text{prox}_{\tau \varphi}(\mathbf{x}^n)$

Minimisation de fonctionnelle

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



- ▶ descente de gradient $\mathbf{x}^{n+1} = \mathbf{x}^n - \tau \nabla \varphi(\mathbf{x}^n)$
- ▶ descente de sous-gradient implicite : algorithme du point proximal

$$\mathbf{x}^{n+1} = \mathbf{x}^n - \mathbf{u}^n, \quad \mathbf{u}^n \in \partial \varphi(\mathbf{x}^{n+1}) \Leftrightarrow \mathbf{x}^{n+1} = \text{prox}_{\tau \varphi}(\mathbf{x}^n)$$
- ▶ algorithme proximal scindé

$$\mathbf{y}^{n+1} = \text{prox}_{\sigma(\lambda \mathcal{Q})^*}(\mathbf{y}^n + \sigma \mathbf{D} \bar{\mathbf{x}}^n)$$

$$\mathbf{x}^{n+1} = \text{prox}_{\tau \|\mathcal{L} - \Phi\|_2}(\mathbf{x}^n - \tau \mathbf{D}^\top \mathbf{y}^{n+1}), \quad \Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a$$

$$\bar{\mathbf{x}}^{n+1} = 2\mathbf{x}^{n+1} - \mathbf{x}^n$$

Minimisation de fonctionnelle

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



non lisse



- ▶ descente de gradient $\mathbf{x}^{n+1} = \mathbf{x}^n - \tau \nabla \varphi(\mathbf{x}^n)$
- ▶ descente de sous-gradient implicite : algorithme du point proximal

$$\mathbf{x}^{n+1} = \mathbf{x}^n - \mathbf{u}^n, \quad \mathbf{u}^n \in \partial \varphi(\mathbf{x}^{n+1}) \Leftrightarrow \mathbf{x}^{n+1} = \text{prox}_{\tau \varphi}(\mathbf{x}^n)$$
- ▶ algorithme proximal scindé $\text{prox}_{\tau \varphi}(\mathbf{x}) = \underset{\mathbf{u}}{\text{argmin}} \frac{1}{2} \|\mathbf{x} - \mathbf{u}\|^2 + \tau \varphi(\mathbf{u})$

$$\mathbf{y}^{n+1} = \text{prox}_{\sigma(\lambda \mathcal{Q})^*}(\mathbf{y}^n + \sigma \mathbf{D} \bar{\mathbf{x}}^n)$$

$$\mathbf{x}^{n+1} = \text{prox}_{\tau \|\mathcal{L} - \Phi\|_2^2}(\mathbf{x}^n - \tau \mathbf{D}^\top \mathbf{y}^{n+1}), \quad \Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a$$

$$\bar{\mathbf{x}}^{n+1} = 2\mathbf{x}^{n+1} - \mathbf{x}^n$$

Calcul des opérateurs proximaux

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



non lisse



Calcul des opérateurs proximaux

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{Q(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



non lisse



Ex. Norme mixte : pour $\mathbf{z} = [\mathbf{z}_1; \dots; \mathbf{z}_I]$

$$Q(\mathbf{z}) = \|\mathbf{z}\|_{2,1} = \sum_{\underline{n} \in \Omega} \sqrt{\sum_{i=1}^I z_i^2(\underline{n})} = \sum_{\underline{n} \in \Omega} \|\mathbf{z}(\underline{n})\|_2$$

Calcul des opérateurs proximaux

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{Q(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



non lisse



Ex. Norme mixte : pour $\mathbf{z} = [\mathbf{z}_1; \dots; \mathbf{z}_I]$

$$Q(\mathbf{z}) = \|\mathbf{z}\|_{2,1} = \sum_{\underline{n} \in \Omega} \sqrt{\sum_{i=1}^I z_i^2(\underline{n})} = \sum_{\underline{n} \in \Omega} \|\mathbf{z}(\underline{n})\|_2$$

$$\mathbf{p} = \text{prox}_{\lambda \|\cdot\|_{2,1}}(\mathbf{z}) \quad \Leftrightarrow \quad p_i(\underline{n}) = \max\left(0, 1 - \frac{\lambda}{\|\mathbf{z}(\underline{n})\|_2}\right) z_i(\underline{n})$$

Calcul des opérateurs proximaux

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



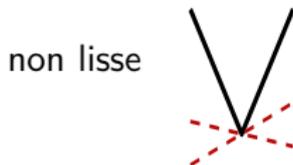
non lisse



Moindres carrés : $\|\log \mathcal{L} - \Phi(\mathbf{h}, \mathbf{v})\|^2$, $\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a$

Calcul des opérateurs proximaux

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



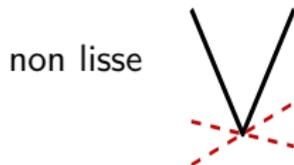
Moindres carrés : $\|\log \mathcal{L} - \Phi(\mathbf{h}, \mathbf{v})\|^2$, $\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a$

Proposition (*Pascal, 2019*)

$$(\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = \text{prox}_{\tau \|\mathcal{L} - \Phi \cdot\|^2}(\mathbf{h}, \mathbf{v}) \iff (\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = (\mathbf{I} + \tau \Phi^T \Phi)^{-1} ((\mathbf{h}, \mathbf{v}) + \tau \Phi^T \log \mathcal{L})$$

Calcul des opérateurs proximaux

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{Q(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



Moindres carrés : $\|\log \mathcal{L} - \Phi(\mathbf{h}, \mathbf{v})\|^2$, $\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a$

Proposition (*Pascal, 2019*)

Soit $S_m = \sum_a \log^m(a)$, $\mathcal{D} = (1 + \tau S_2)(1 + \tau S_0) - \tau^2 S_1^2$,

$\mathcal{T} = \sum_a \log \mathcal{L}_a$ et $\mathcal{G} = \sum_a \log(a) \log \mathcal{L}_a$, alors

$$(\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = \text{prox}_{\tau \|\mathcal{L} - \Phi\|^2}(\mathbf{h}, \mathbf{v}) \iff (\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = (\mathbf{I} + \tau \Phi^T \Phi)^{-1} ((\mathbf{h}, \mathbf{v}) + \tau \Phi^T \log \mathcal{L})$$

$$\iff \begin{cases} \tilde{\mathbf{h}} = \mathcal{D}^{-1} ((1 + \tau S_0)(\tau \mathcal{G} + \mathbf{h}) - \tau S_1(\tau \mathcal{T} + \mathbf{v})) \\ \tilde{\mathbf{v}} = \mathcal{D}^{-1} ((1 + \tau S_2)(\tau \mathcal{T} + \mathbf{v}) - \tau S_1(\tau \mathcal{G} + \mathbf{h})) \end{cases}$$

Algorithme accéléré par forte-convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



Algorithme primal-dual

(Chambolle, 2011)

non lisse



$$\delta : \text{gap de dualité, } \delta(\mathbf{x}^n, \mathbf{y}^n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

Algorithme accéléré par forte-convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



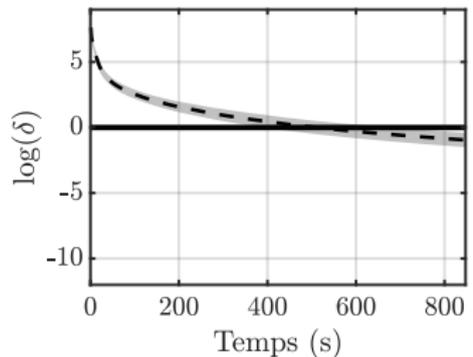
non lisse



Algorithme primal-dual

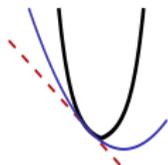
(Chambolle, 2011)

δ : gap de dualité, $\delta(\mathbf{x}^n, \mathbf{y}^n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$



Propriétés de convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



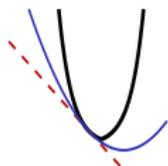
μ -fortement convexe

non lisse



Propriétés de convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{Q(\mathbf{Dh}, \mathbf{Dv}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



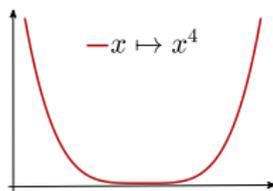
μ -fortement convexe

non lisse

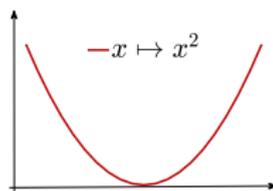


Forte convexité

- φ μ -fortement convexe ssi $\varphi - \frac{\mu}{2} \|\cdot\|^2$ convexe



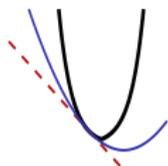
- ✓ strictement convexe
- ✗ non fortement convexe



- ✓ strictement convexe
- ✓ 1-fortement convexe

Propriétés de convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



μ -fortement convexe

non lisse

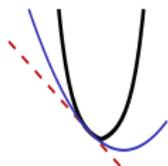


Forte convexité

- φ μ -fortement convexe ssi $\varphi - \frac{\mu}{2} \|\cdot\|^2$ convexe
- $\varphi \in \mathcal{C}^2$ de hessienne $\mathbf{H}\varphi \succeq 0 \implies \mu = \min \text{Sp}(\mathbf{H}\varphi)$

Propriétés de convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



μ -fortement convexe

non lisse



Forte convexité

- φ μ -fortement convexe ssi $\varphi - \frac{\mu}{2} \|\cdot\|^2$ convexe
- $\varphi \in \mathcal{C}^2$ de hessienne $\mathbf{H}\varphi \succeq 0 \implies \mu = \min \text{Sp}(\mathbf{H}\varphi)$

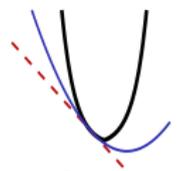
Proposition (Pascal, 2019)

$\sum_a \|\log \mathcal{L} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2$ est μ -fortement convexe.

$a_{\min} = 2^1,$	a_{\max}	2^2	2^3	2^4	2^5	2^6
$\mu = \min \text{Sp} (2\Phi^T \Phi)$						
		0.29	0.72	1.20	1.69	2.20

Algorithme accéléré par forte-convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



μ -fortement convexe

non lisse



Algorithme primal-dual **accéléré** (*Chambolle, 2011*)

for $n = 0, 1, \dots$ $\mathbf{x} = (\mathbf{h}, \mathbf{v})$

$\mathbf{y}^{n+1} = \text{prox}_{\sigma_n(\lambda \mathcal{Q})^*}(\mathbf{y}^n + \sigma_n \mathbf{D} \bar{\mathbf{x}}^n)$

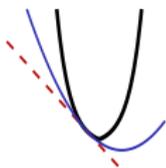
$\mathbf{x}^{n+1} = \text{prox}_{\tau_n \|\mathcal{L} - \Phi \cdot\|_2^2}(\mathbf{x}^n - \tau_n \mathbf{D}^\top \mathbf{y}^{n+1})$

$\theta_n = \sqrt{1 + 2\mu\tau_n}, \quad \tau_{n+1} = \tau_n / \theta_n, \quad \sigma_{n+1} = \theta_n \sigma_n$

$\bar{\mathbf{x}}^{n+1} = \mathbf{x}^{n+1} + \theta_n^{-1}(\mathbf{x}^{n+1} - \mathbf{x}^n)$

Algorithme accéléré par forte-convexité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



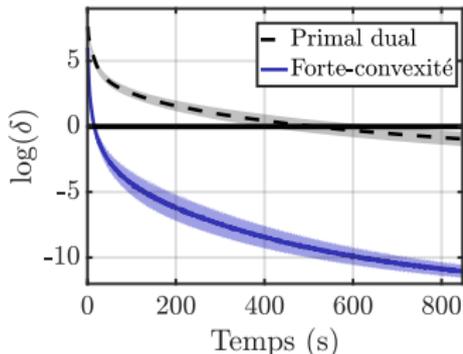
μ -fortement convexe

non lisse



Algorithme primal-dual **accéléré** (*Chambolle, 2011*)

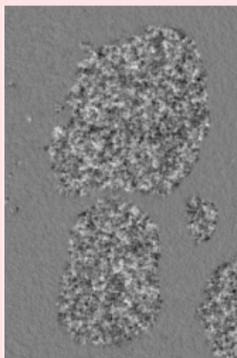
δ : gap de dualité, $\delta(\mathbf{x}^n, \mathbf{y}^n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$



Segmentation par seuillage itéré

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

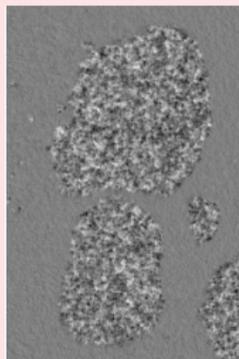
Image texturée



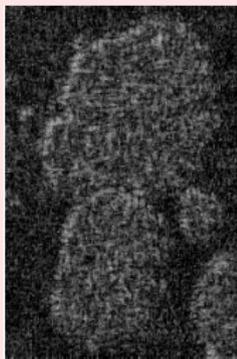
Segmentation par seuillage itéré

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

Image texturée



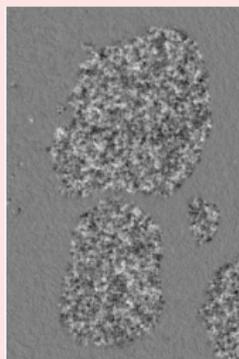
Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



Segmentation par seuillage itéré

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{Q(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

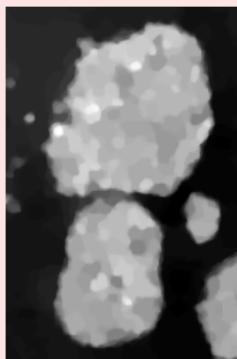
Image texturée



Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



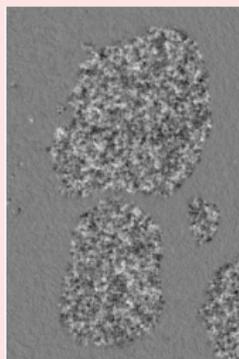
Contours
co-localisés $\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$



Segmentation par seuillage itéré

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} + \lambda \frac{Q(\mathbf{Dh}, \mathbf{Dv}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

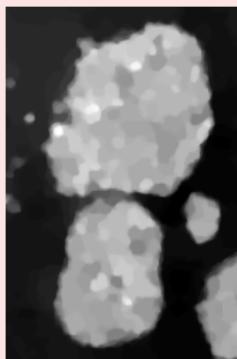
Image texturée



Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$



Contours
co-localisés $\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$



Estimée
seuillée[†] $S\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$



[†](Cai, 2013)

Méthodes de l'état-de-l'art en segmentation de texture

ROF-Seuillé sur \hat{h}^{RL}

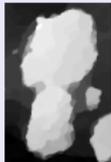
(Naornita, 2014), (Pustelnik, 2016)

$$\operatorname{argmin}_{\mathbf{h}} \|\mathbf{h} - \hat{\mathbf{h}}^{RL}\|^2 + \lambda \|\mathbf{D}\mathbf{h}\|_{2,1}$$

Rég. lin.



ROF



Seuillage



S'appuie uniquement sur la régularité \mathbf{h} .

Méthodes de l'état-de-l'art en segmentation de texture

ROF-Seuillé sur \hat{h}^{RL}

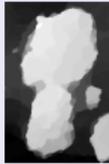
(Naornita, 2014), (Pustelnik, 2016)

$$\underset{\mathbf{h}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{h} - \hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}\|^2 + \lambda \|\mathbf{D}\mathbf{h}\|_{2,1}$$

Rég. lin.



ROF



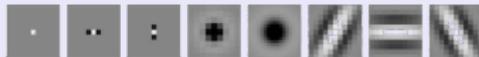
Seuillage



S'appuie uniquement sur la régularité \mathbf{h} .

Segmentation par factorisation matricielle[†] (Yuan, 2015)

(i) histogrammes locaux



(ii) factorisation matricielle

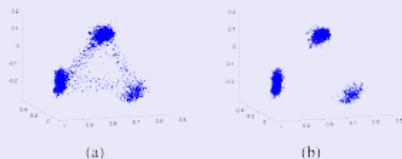


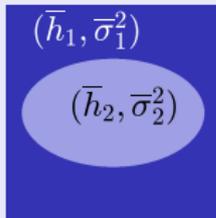
Fig. 2. Scatterplot of features in subspace. (a) Scatterplot of features projected onto the 3-D subspace. (b) Scatterplot after removing features with high edginess.

[†]<https://sites.google.com/site/factorizationsegmentation/>

Performances comparées sur des textures synthétiques

Synthèse de texture monofractale par morceaux *(Pascal, 2019)*

- ▶ masque : $\Omega = \Omega_1 \sqcup \Omega_2$,
- ▶ attributs : $(\bar{h}_k, \bar{\sigma}_k^2)_{k=1,2}$

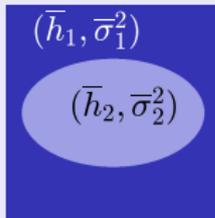


Performances comparées sur des textures synthétiques

Synthèse de texture monofractale par morceaux *(Pascal, 2019)*

- ▶ masque : $\Omega = \Omega_1 \sqcup \Omega_2$,
- ▶ attributs : $(\bar{h}_k, \bar{\sigma}_k^2)_{k=1,2}$

Ex. $\bar{h}_1 = 0,5, \bar{\sigma}_1^2 = 0,6$
 $\bar{h}_2 = 0,6, \bar{\sigma}_2^2 = 0,7$

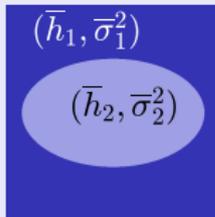


Performances comparées sur des textures synthétiques

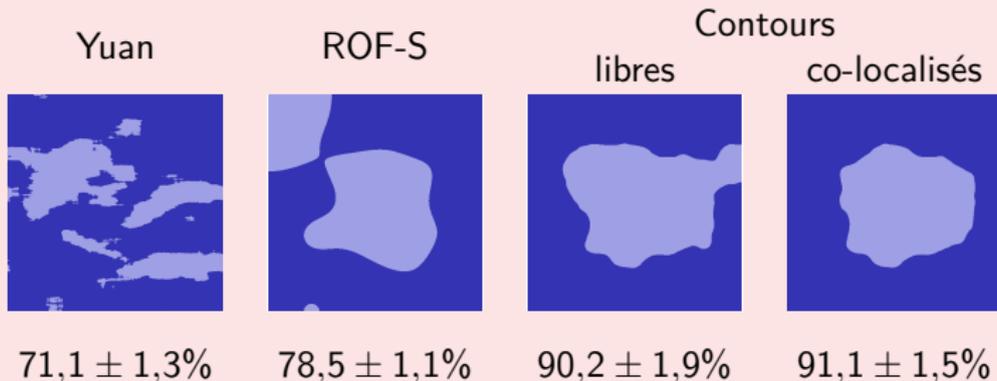
Synthèse de texture monofractale par morceaux *(Pascal, 2019)*

- ▶ masque : $\Omega = \Omega_1 \sqcup \Omega_2$,
- ▶ attributs : $(\bar{h}_k, \bar{\sigma}_k^2)_{k=1,2}$

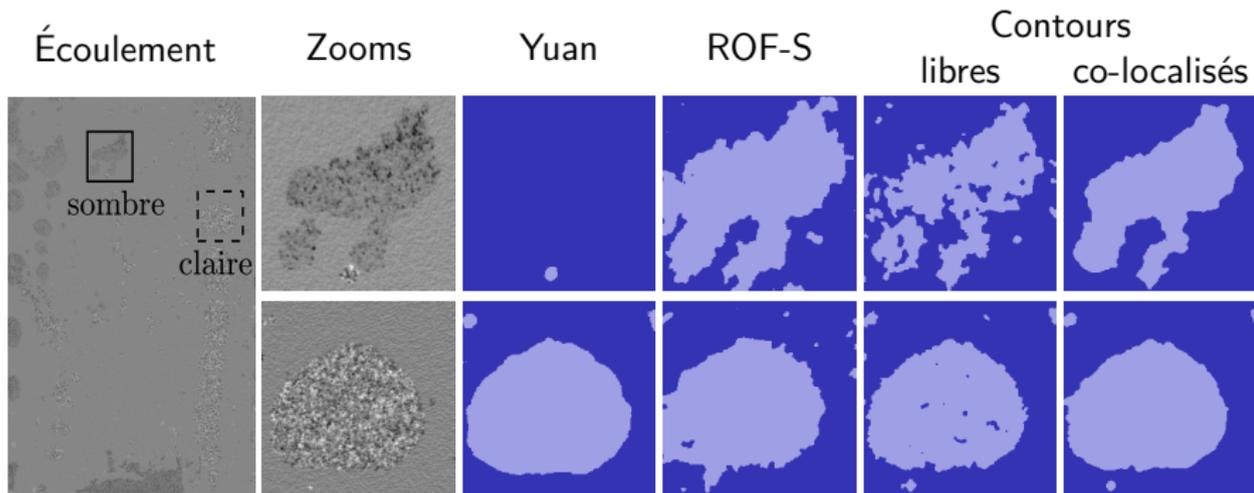
Ex. $\bar{h}_1 = 0,5, \bar{\sigma}_1^2 = 0,6$
 $\bar{h}_2 = 0,6, \bar{\sigma}_2^2 = 0,7$



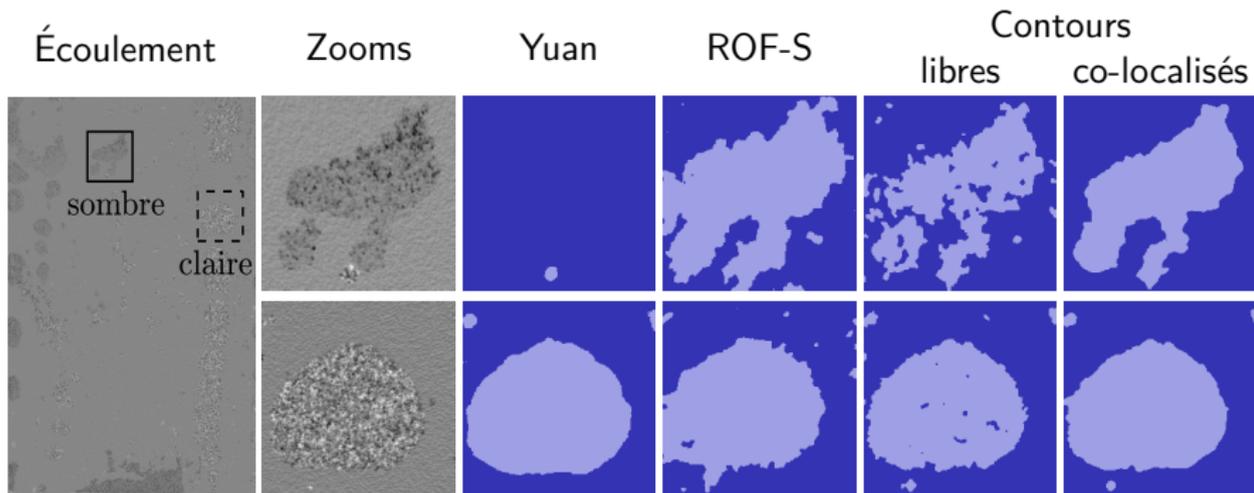
Performances de segmentation moyennées sur 5 réalisations



Faible activité : $Q_G = 300\text{mL}/\text{min} - Q_L = 300\text{mL}/\text{min}$



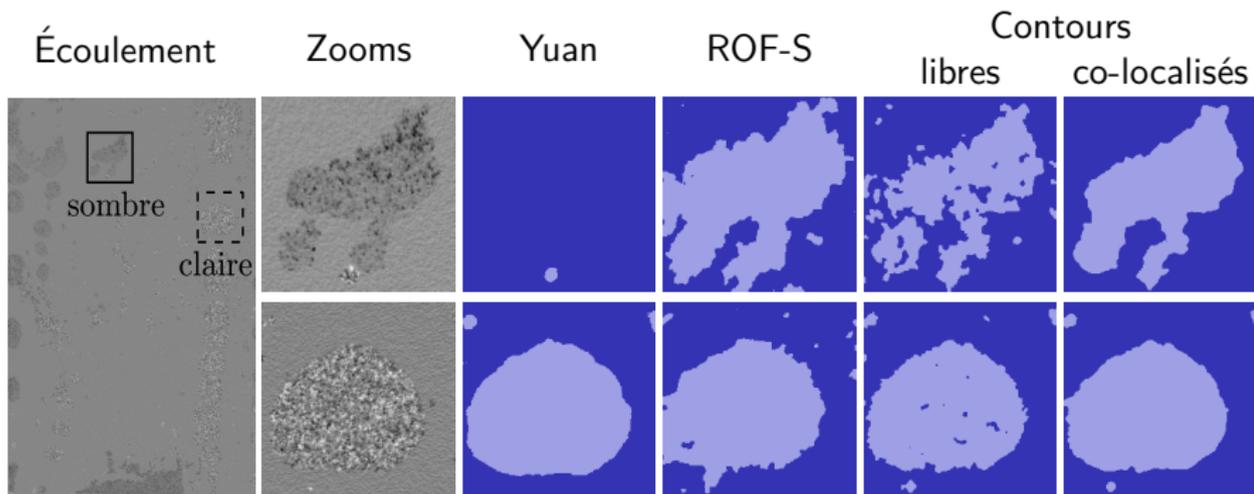
Faible activité : $Q_G = 300\text{mL}/\text{min} - Q_L = 300\text{mL}/\text{min}$



Liquide : $h_L = 0,4$

Gaz : $h_G = 0,9$

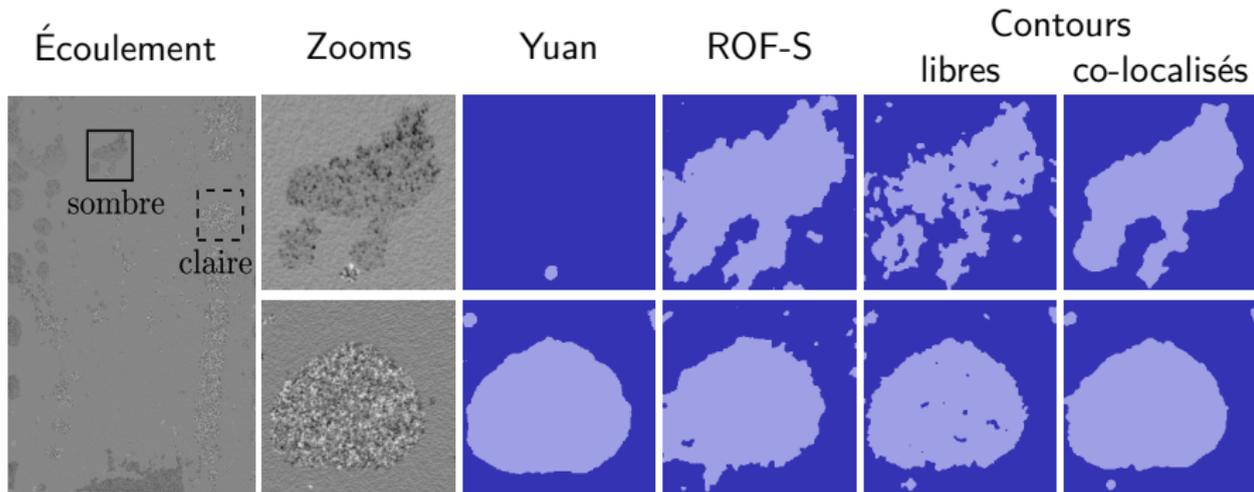
Faible activité : $Q_G = 300\text{mL}/\text{min} - Q_L = 300\text{mL}/\text{min}$



Liquide : $h_L = 0,4$ $\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2}$

Gaz : $h_G = 0,9$

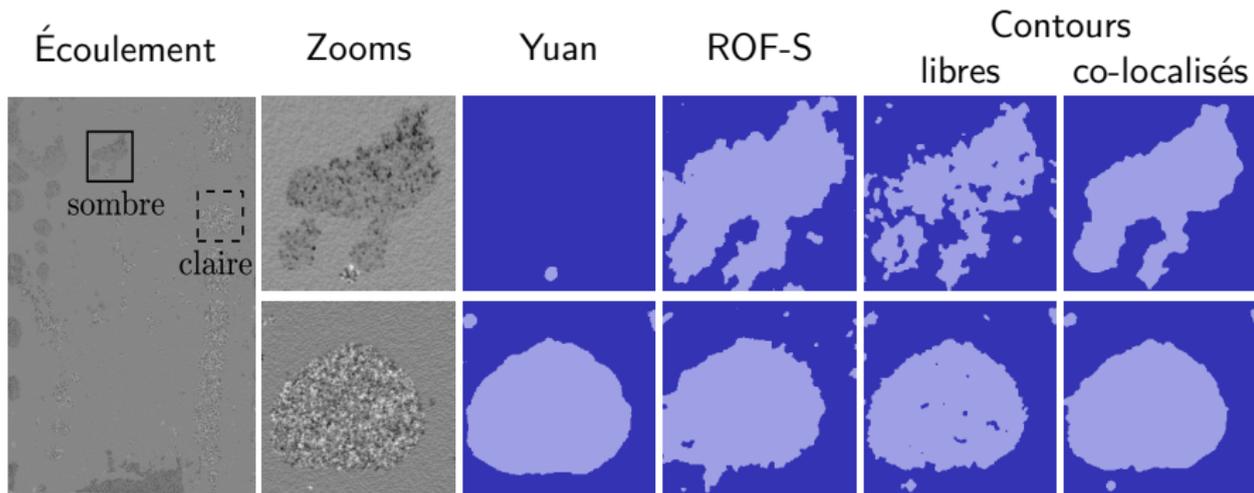
Faible activité : $Q_G = 300\text{mL}/\text{min} - Q_L = 300\text{mL}/\text{min}$



Liquide : $h_L = 0,4$ $\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2}$

Gaz : $h_G = 0,9$

Faible activité : $Q_G = 300\text{mL}/\text{min} - Q_L = 300\text{mL}/\text{min}$



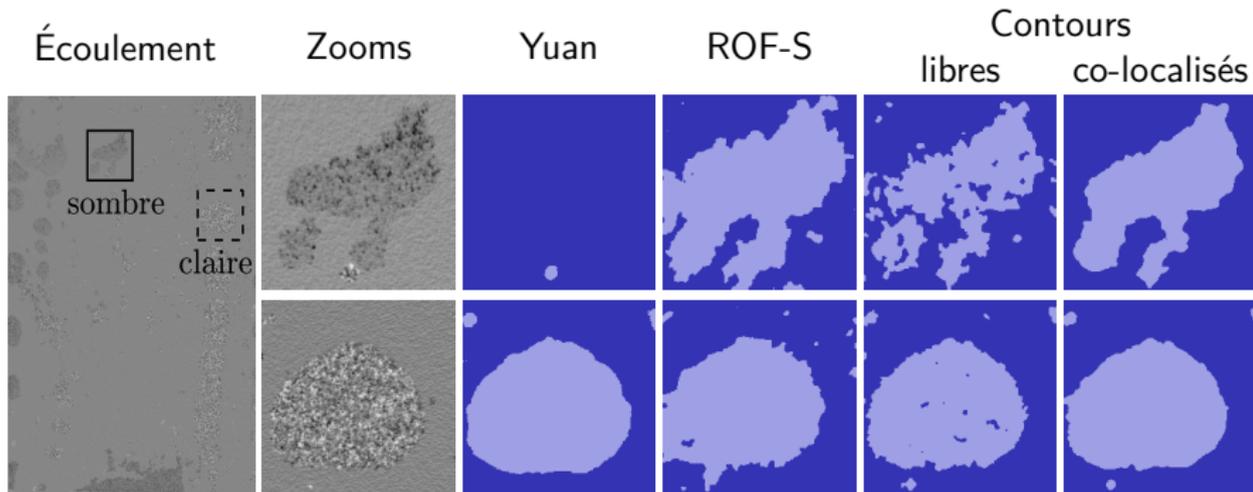
Liquide : $h_L = 0,4$

$$\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2}$$

Gaz : $h_G = 0,9$

$$\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2} \quad (\text{bulles sombres})$$

Faible activité : $Q_G = 300\text{mL}/\text{min} - Q_L = 300\text{mL}/\text{min}$



Liquide : $h_L = 0,4$

$$\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2}$$

Gaz : $h_G = 0,9$

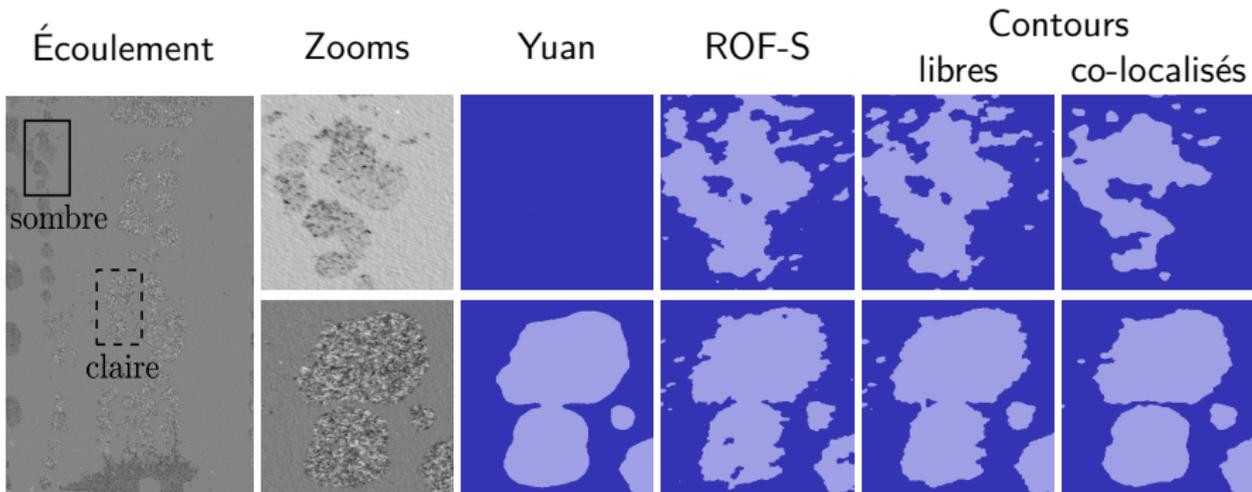
$$\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2}$$

(bulles sombres)

$$\sigma_{\text{claire}}^2 = 10^{-1}$$

(bulles claires)

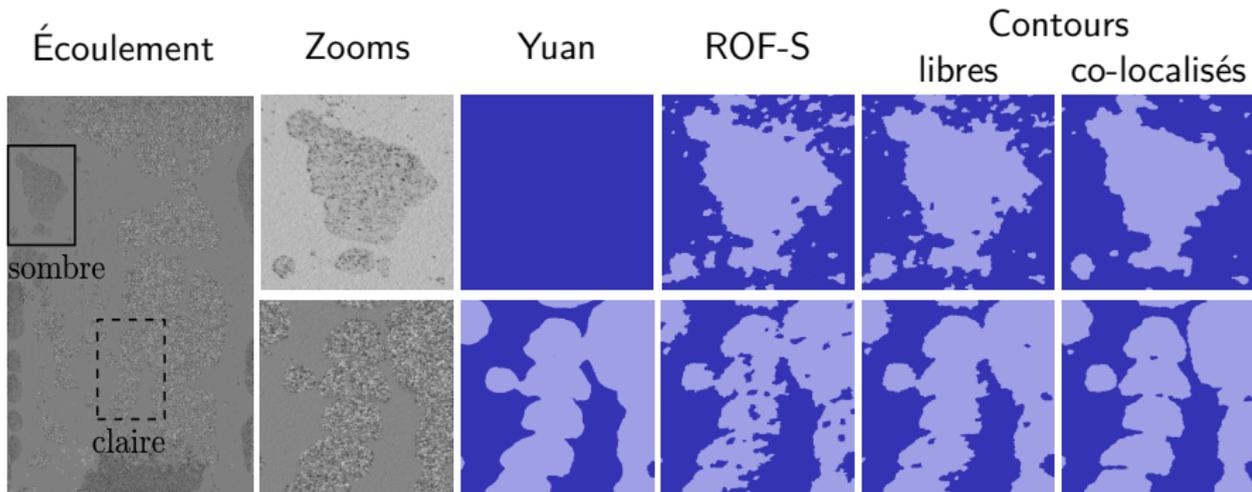
Transition : $Q_G = 400\text{mL}/\text{min} - Q_L = 700\text{mL}/\text{min}$



Liquide : $h_L = 0,4$ $\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2}$

Gaz : $h_G = 0,9$ $\left\{ \begin{array}{l} \sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2} \text{ (bulles sombres)} \\ \sigma_{\text{claire}}^2 = 10^{-1} \text{ (bulles claires).} \end{array} \right.$

Forte activité : $Q_G = 1200\text{mL}/\text{min} - Q_L = 300\text{mL}/\text{min}$



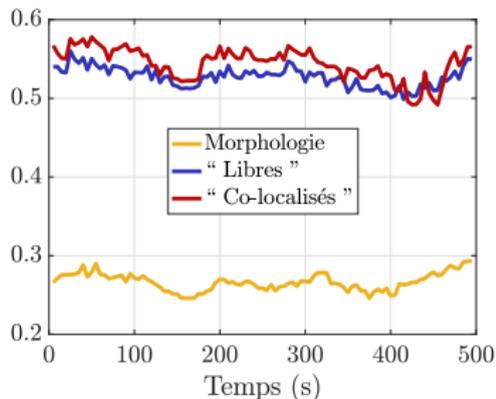
Liquide : $h_L = 0,4$ $\sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2}$

Gaz : $h_G = 0,9$ $\left\{ \begin{array}{l} \sigma_{\text{sombre}}^2 = 10^{-2} \text{ (bulles sombres)} \\ \sigma_{\text{claire}}^2 = 10^{-1} \text{ (bulles claires).} \end{array} \right.$

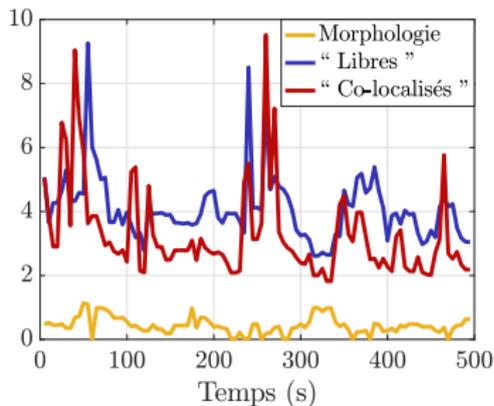
Écoulement multiphasiques en milieu poreux

Laboratoire de Physique, ENS Lyon, V. Vidal, T. Busser, (M. Serres, IFPEN)

Fraction de gaz dans la cellule



Périmètre d'interface



Réglage des paramètres de régularisation

$$\left(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}\right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \operatorname{argmin}_{\mathbf{h}, \mathbf{v}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

Réglage des paramètres de régularisation

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \operatorname{argmin}_{\mathbf{h}, \mathbf{v}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$

$(\lambda; \alpha) = (0; 0)$



Réglage des paramètres de régularisation

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \operatorname{argmin}_{\mathbf{h}, \mathbf{v}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

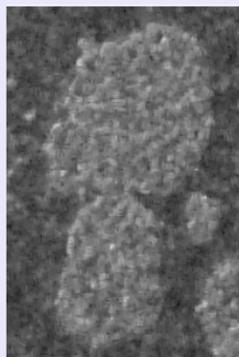
Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$

$(\lambda; \alpha) = (0; 0)$



Estimée $\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$ à contours co-localisés

$(\lambda, \alpha) = (0,5; 0,5)$



trop faible

Réglage des paramètres de régularisation

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \operatorname{argmin}_{\mathbf{h}, \mathbf{v}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

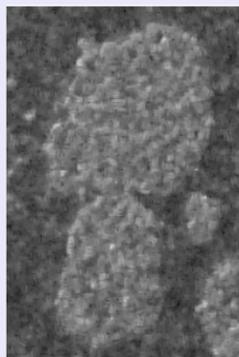
Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$

$(\lambda; \alpha) = (0; 0)$



Estimée $\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$ à contours co-localisés

$(\lambda, \alpha) = (0,5; 0,5)$



trop faible

$(\lambda; \alpha) = (500; 500)$



trop grand

Réglage des paramètres de régularisation

$$\left(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}\right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \operatorname{argmin}_{\mathbf{h}, \mathbf{v}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$

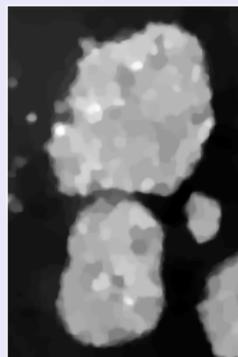
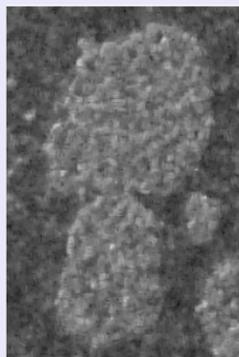
Estimée $\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$ à contours co-localisés

$(\lambda; \alpha) = (0; 0)$

$(\lambda, \alpha) = (0,5; 0,5)$

$(\lambda^\dagger, \alpha^\dagger) = (11,5; 0,8)$

$(\lambda; \alpha) = (500; 500)$



trop faible

optimal

trop grand

Réglage des paramètres de régularisation

$$\left(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}\right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$

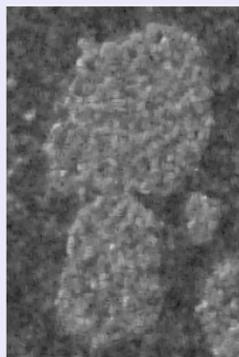
Estimée $\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$ à contours co-localisés

$(\lambda; \alpha) = (0; 0)$

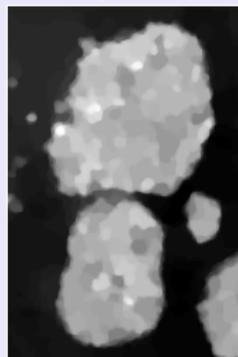
$(\lambda, \alpha) = (0,5; 0,5)$

$(\lambda^\dagger, \alpha^\dagger) = (11,5; 0,8)$

$(\lambda; \alpha) = (500; 500)$



trop faible



optimal



trop grand

Que signifie *optimal* ?

Réglage des paramètres de régularisation

$$\left(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}\right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

Rég. lin. $\hat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}$

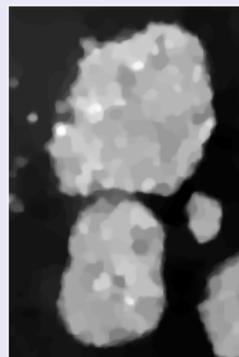
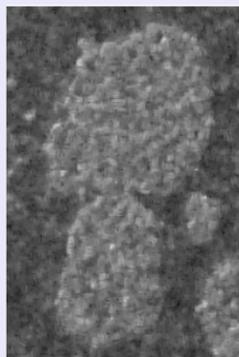
Estimée $\hat{\mathbf{h}}^{\text{C}}$ à contours co-localisés

$(\lambda; \alpha) = (0; 0)$

$(\lambda, \alpha) = (0,5; 0,5)$

$(\lambda^\dagger, \alpha^\dagger) = (11,5; 0,8)$

$(\lambda; \alpha) = (500; 500)$



trop faible

optimal

trop grand

Que signifie *optimal*? Comment déterminer λ^\dagger et α^\dagger ?

Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$\left(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}} \right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \left\| \log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v} \right\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

\mathbf{h} : discriminant, \mathbf{v} : auxiliaire

Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}})(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

\mathbf{h} : discriminant, \mathbf{v} : auxiliaire

$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$

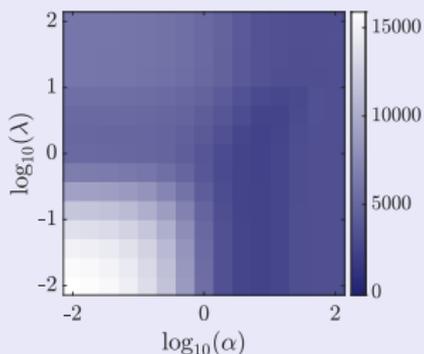
Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

\mathbf{h} : discriminant, \mathbf{v} : auxiliaire

$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



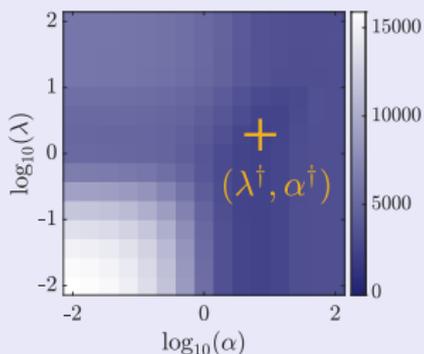
Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

\mathbf{h} : discriminant, \mathbf{v} : auxiliaire

$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



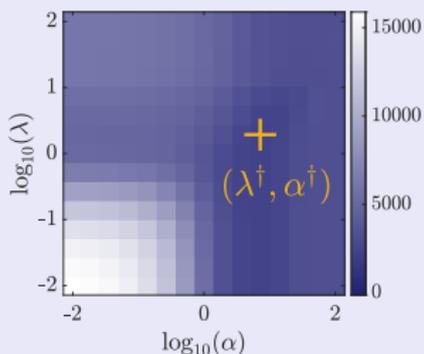
Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

\mathbf{h} : discriminant, \mathbf{v} : auxiliaire

$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



$\bar{\mathbf{h}}$: inconnue !

?

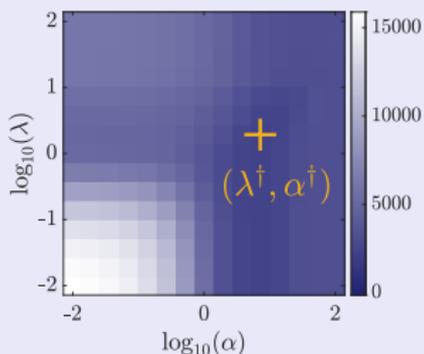
Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

\mathbf{h} : discriminant, \mathbf{v} : auxiliaire

$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



$\bar{\mathbf{h}}$: inconnue !

?

Stein Unbiased Risk Estimate
(SURE)

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \boldsymbol{\zeta} \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\boldsymbol{\zeta} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

Ex.
$$\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \boldsymbol{\zeta} \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\boldsymbol{\zeta} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

Ex.
$$\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\boldsymbol{\zeta}} \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \stackrel{?}{=} \mathbb{E}_{\boldsymbol{\zeta}} \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

Ex.
$$\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \stackrel{?}{=} \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

Théorème (Stein, 1981)

Soit $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- différentiable au sens faible par rapport à \mathbf{y} ,
- tel que $\zeta \mapsto \langle \hat{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}} + \zeta; \lambda), \zeta \rangle$ est intégrable par rapport à $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$.

$$\hat{R}(\mathbf{y}; \lambda) \triangleq \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\rho^2 \operatorname{tr}(\partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)) - \rho^2 P$$

$$\implies R(\lambda) = \mathbb{E}_\zeta [\hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)].$$

Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Ex. des estimateurs $\hat{h}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha)$ à contours libres ou co-localisés

$$\log \mathcal{L} = \Phi(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}) + \zeta$$

$$\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a$$

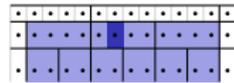
Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Ex. des estimateurs $\hat{h}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha)$ à contours libres ou co-localisés

$$\log \mathcal{L} = \Phi(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}) + \zeta \qquad \zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S}) \qquad \mathcal{R} = \|\hat{\mathbf{h}} - \bar{\mathbf{h}}\|^2$$

$$\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a \qquad \Pi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto (\mathbf{h}, \mathbf{0})$$



Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

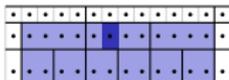
Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Ex. des estimateurs $\hat{h}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha)$ à contours libres ou co-localisés

$$\log \mathcal{L} = \Phi(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}) + \zeta \qquad \zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S}) \qquad \mathcal{R} = \|\hat{\mathbf{h}} - \bar{\mathbf{h}}\|^2$$

$$\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a \qquad \Pi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto (\mathbf{h}, \mathbf{0})$$



Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

Théorème (Pascal, 2020)

Soit $\mathbf{A} \triangleq \Pi(\Phi^{\top} \Phi)^{-1} \Phi^{\top}$ et $(\mathbf{y}; \Lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Ex. des estimateurs $\hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha)$ à contours libres ou co-localisés

$$\log \mathcal{L} = \Phi(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}) + \zeta \quad \zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S}) \quad \mathcal{R} = \|\hat{\mathbf{h}} - \bar{\mathbf{h}}\|^2$$

$$\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a \quad \Pi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto (\mathbf{h}, \mathbf{0})$$



Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

Théorème (Pascal, 2020)

Soit $\mathbf{A} \triangleq \Pi(\Phi^T \Phi)^{-1} \Phi^T$ et $(\mathbf{y}; \Lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- différentiable au sens faible par rapport à \mathbf{y} ,
- tel que $\zeta \mapsto \langle \Pi \hat{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}} + \zeta; \lambda), \mathbf{A} \zeta \rangle$ est intégrable par rapport à $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$.

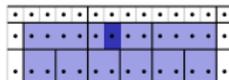
Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Ex. des estimateurs $\hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha)$ à contours libres ou co-localisés

$$\log \mathcal{L} = \Phi(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}) + \zeta \quad \zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S}) \quad \mathcal{R} = \|\hat{\mathbf{h}} - \bar{\mathbf{h}}\|^2$$

$$\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a \quad \Pi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto (\mathbf{h}, \mathbf{0})$$



Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

Théorème (Pascal, 2020)

Soit $\mathbf{A} \triangleq \Pi(\Phi^{\top} \Phi)^{-1} \Phi^{\top}$ et $(\mathbf{y}; \Lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- différentiable au sens faible par rapport à \mathbf{y} ,
- tel que $\zeta \mapsto \langle \Pi \hat{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}} + \zeta; \lambda), \mathbf{A} \zeta \rangle$ est intégrable par rapport à $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$.

$$\hat{R}(\Lambda) \triangleq \|\mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + 2\text{tr} \left(\mathcal{S} \mathbf{A}^{\top} \Pi \partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) \right) - \text{tr} \left(\mathbf{A} \mathcal{S} \mathbf{A}^{\top} \right)$$

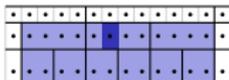
Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Ex. des estimateurs $\hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha)$ à contours libres ou co-localisés

$$\log \mathcal{L} = \Phi(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}) + \zeta \quad \zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S}) \quad \mathcal{R} = \|\hat{\mathbf{h}} - \bar{\mathbf{h}}\|^2$$

$$\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a \quad \Pi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto (\mathbf{h}, \mathbf{0})$$



Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

Théorème (Pascal, 2020)

Soit $\mathbf{A} \triangleq \Pi(\Phi^T \Phi)^{-1} \Phi^T$ et $(\mathbf{y}; \Lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- différentiable au sens faible par rapport à \mathbf{y} ,
- tel que $\zeta \mapsto \langle \Pi \hat{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}} + \zeta; \lambda), \mathbf{A} \zeta \rangle$ est intégrable par rapport à $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$.

$$\hat{R}(\Lambda) \triangleq \|\mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + 2 \text{tr} \left(\mathcal{S} \mathbf{A}^T \Pi \partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) \right) - \text{tr} \left(\mathbf{A} \mathcal{S} \mathbf{A}^T \right)$$

$$\implies R_{\Pi}(\Lambda) = \mathbb{E}_{\zeta} [\hat{R}(\Lambda)].$$

Stein Unbiased Risk Estimate généralisé

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Ex. des estimateurs $\hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha)$ à contours libres ou co-localisés

$$\log \mathcal{L} = \Phi(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}) + \zeta \quad \zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S}) \quad \mathcal{R} = \|\hat{\mathbf{h}} - \bar{\mathbf{h}}\|^2$$

$$\Phi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \{\log(a)\mathbf{h} + \mathbf{v}\}_a \quad \Pi : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto (\mathbf{h}, \mathbf{0})$$



Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

Théorème (Pascal, 2020)

Soit $\mathbf{A} \triangleq \Pi(\Phi^T \Phi)^{-1} \Phi^T$ et $(\mathbf{y}; \Lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- différentiable au sens faible par rapport à \mathbf{y} ,
- tel que $\zeta \mapsto \langle \Pi \hat{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}} + \zeta; \lambda), \mathbf{A} \zeta \rangle$ est intégrable par rapport à $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$.

$$\hat{R}(\Lambda) \triangleq \|\mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + 2 \text{tr} \left(\mathbf{S} \mathbf{A}^T \Pi \partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) \right) - \text{tr} \left(\mathbf{A} \mathbf{S} \mathbf{A}^T \right)$$

$$\implies R_{\Pi}(\Lambda) = \mathbb{E}_{\zeta} [\hat{R}(\Lambda)].$$

Calcul des degrés de liberté

Degrés de liberté

$$\text{dof} \triangleq \text{tr} \left(\mathbf{S} \mathbf{A}^\top \mathbf{\Pi} \partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) \right)$$

Calcul des degrés de liberté

Degrés de liberté $\text{dof} \triangleq \text{tr} \left(\mathbf{S} \mathbf{A}^\top \mathbf{\Pi} \partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) \right)$

- **Stratégie de Monte Carlo (MC)** $\mathbf{M} \in \mathbb{R}^{P \times P}$ **de grande taille**

$$\text{tr}(\mathbf{M}) = \mathbb{E}_{\boldsymbol{\varepsilon}} \langle \mathbf{M} \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} \rangle, \quad \boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_P)$$

Calcul des degrés de liberté

Degrés de liberté $\text{dof} \triangleq \text{tr} \left(\mathbf{S} \mathbf{A}^\top \mathbf{\Pi} \partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \mathbf{\Lambda}) \right)$

- **Stratégie de Monte Carlo (MC)** $\mathbf{M} \in \mathbb{R}^{P \times P}$ **de grande taille**

$$\text{tr}(\mathbf{M}) = \mathbb{E}_{\boldsymbol{\varepsilon}} \langle \mathbf{M} \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} \rangle, \quad \boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_P)$$

- **Différences Finies (DF)** **Jacobienne inaccessible**

$$\partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}[\boldsymbol{\varepsilon}] \underset{\nu \rightarrow 0}{\simeq} \frac{1}{\nu} (\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \boldsymbol{\varepsilon}; \mathbf{\Lambda}) - \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \mathbf{\Lambda}))$$

Calcul des degrés de liberté

Degrés de liberté $\text{dof} \triangleq \text{tr} \left(\mathbf{S} \mathbf{A}^\top \mathbf{\Pi} \partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \mathbf{\Lambda}) \right)$

- **Stratégie de Monte Carlo (MC)** $\mathbf{M} \in \mathbb{R}^{P \times P}$ de grande taille

$$\text{tr}(\mathbf{M}) = \mathbb{E}_{\boldsymbol{\varepsilon}} \langle \mathbf{M} \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} \rangle, \quad \boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_P)$$

- **Différences Finies (DF)** **Jacobienne inaccessible**

$$\partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}[\boldsymbol{\varepsilon}] \underset{\nu \rightarrow 0}{\simeq} \frac{1}{\nu} (\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \boldsymbol{\varepsilon}; \mathbf{\Lambda}) - \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \mathbf{\Lambda}))$$

Proposition (*Pascal, 2020*)

Soit $(\mathbf{y}; \mathbf{\Lambda}) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \mathbf{\Lambda})$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- uniformément lipschitzien par rapport à \mathbf{y} ,
- tel que $\forall \mathbf{\Lambda} \in \mathbb{R}^L, \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{0}_P; \mathbf{\Lambda}) = \mathbf{0}_N$. Alors

$$\mathbb{E}_{\zeta} [\text{dof}] = \lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \boldsymbol{\varepsilon}} \left[\frac{1}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^\top \mathbf{\Pi} (\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \boldsymbol{\varepsilon}; \mathbf{\Lambda}) - \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \mathbf{\Lambda})), \boldsymbol{\varepsilon} \right\rangle \right]$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Calcul)

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

SURE généralisé Différences Finies Monte Carlo

$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) \triangleq \|\mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + \frac{2}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^{\top} \Pi (\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \varepsilon; \Lambda) - \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)), \varepsilon \right\rangle - \text{tr}(\mathbf{A} \mathbf{S} \mathbf{A}^{\top})$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Calcul)

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^P \times \mathbb{R}^N$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

Erreur d'estimation projetée $R_{\Pi}(\Lambda) \triangleq \mathbb{E}_{\zeta} \|\Pi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \Pi \bar{\mathbf{x}}\|^2$

SURE généralisé Différences Finies Monte Carlo

$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) \triangleq \|\mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + \frac{2}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^T \Pi (\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \varepsilon; \Lambda) - \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)), \varepsilon \right\rangle - \text{tr}(\mathbf{A} \mathbf{S} \mathbf{A}^T)$$

Théorème (Pascal, 2020)

Soit $(\mathbf{y}; \Lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- uniformément lipschitzien par rapport à \mathbf{y} ,
- tel que $\forall \Lambda \in \mathbb{R}^L$, $\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{0}_P; \Lambda) = \mathbf{0}_N$. Alors

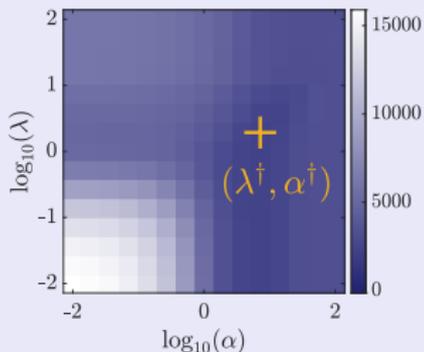
$$R_{\Pi}(\Lambda) = \lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \varepsilon} \left[\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) \right]$$

Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$\left(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}} \right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \left\| \log \mathcal{L}_{a, \cdot} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v} \right\|^2 + \lambda \mathcal{Q} (\mathbf{D} \mathbf{h}, \mathbf{D} \mathbf{v}; \alpha)$$

$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



$\bar{\mathbf{h}}$: inconnue !

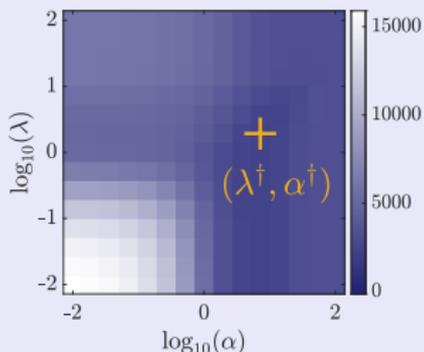
$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha | \mathcal{S})$$

Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a..} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q} (\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

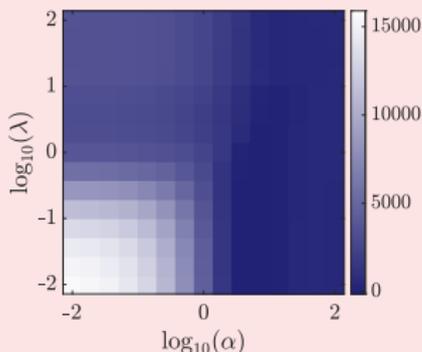
$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



$\bar{\mathbf{h}}$: inconnue !

$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha | \mathcal{S})$$

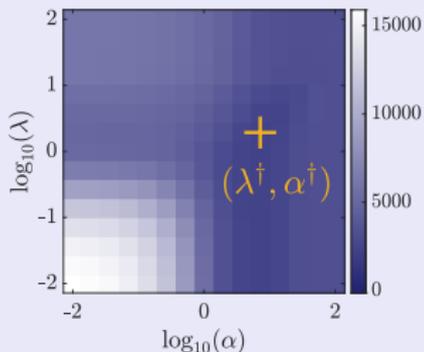


Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a..} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

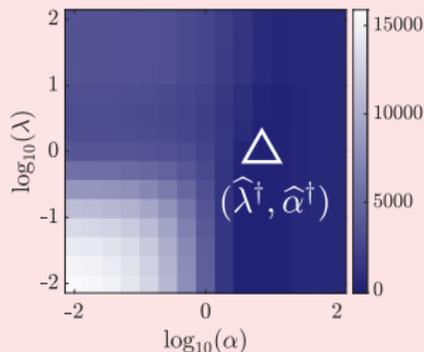
$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



$\bar{\mathbf{h}}$: inconnue !

$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha | \mathcal{S})$$

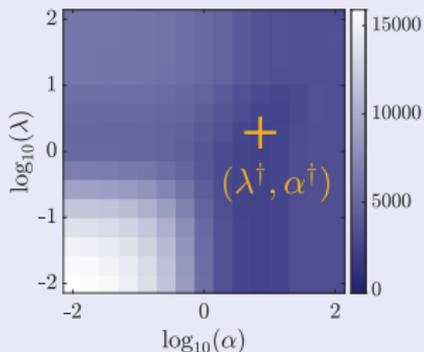


Réglage des paramètres (Recherche systématique)

$$(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}}) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a..} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda \mathcal{Q} (\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

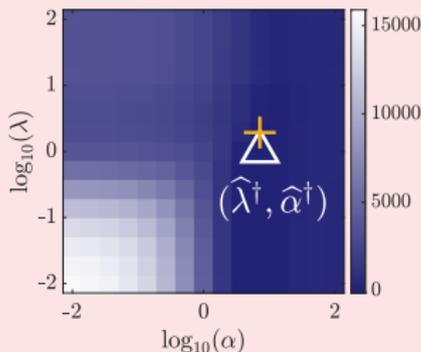
$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



$\bar{\mathbf{h}}$: inconnue !

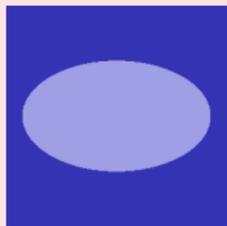
$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha | \mathcal{S})$$



Recherche systématique des paramètres de régularisation

$$\left(\hat{\mathbf{h}}^L, \hat{\mathbf{v}}^L\right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda Q_L(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

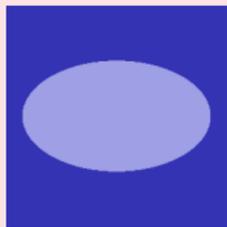
Exemple



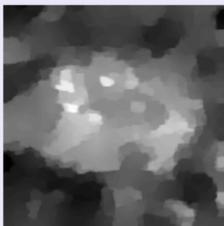
Recherche systématique des paramètres de régularisation

$$\left(\hat{\mathbf{h}}^L, \hat{\mathbf{v}}^L\right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2 + \lambda Q_L(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

Exemple



$\hat{\mathbf{h}}^L(\mathcal{L}; \lambda^\dagger, \alpha^\dagger)$
(grille)



Minimisation automatique de l'estimateur SURE

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

SURE généralisé DFMC $\lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \varepsilon} \hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = R_{\Pi}(\Lambda)$

Minimisation automatique de l'estimateur SURE

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

SURE généralisé DFMC $\lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \varepsilon} \hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = R_{\Pi}(\Lambda)$

But : minimiser $\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S})$ pour \mathbf{y} , \mathcal{S} donnés

Minimisation automatique de l'estimateur SURE

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

SURE généralisé DFMC $\lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \varepsilon} \hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = R_{\Pi}(\Lambda)$

But : minimiser $\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) \equiv \hat{R}(\Lambda)$ pour \mathbf{y} , \mathcal{S} donnés

Minimisation automatique de l'estimateur SURE

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

SURE généralisé DFMC $\lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \varepsilon} \widehat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = R_{\Pi}(\Lambda)$

But : minimiser $\widehat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) \equiv \widehat{R}(\Lambda)$ pour \mathbf{y} , \mathcal{S} donnés

Quasi-Newton de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (*Nocedal, 2006*)

for $t = 0, 1, \dots$

$\mathbf{d}^{[t]} = -\mathbf{H}^{[t]} \partial_{\Lambda} \widehat{R}(\Lambda^{[t]})$	<i>direction de descente</i>
$\alpha^{[t]} \in \underset{\alpha \in \mathbb{R}}{\text{Argmin}} \widehat{R}(\Lambda^{[t]} + \alpha \mathbf{d}^{[t]})$	<i>recherche sur une ligne</i>
$\Lambda^{[t+1]} = \Lambda^{[t]} + \alpha^{[t]} \mathbf{d}^{[t]}$	
$\mathbf{u}^{[t]} = \partial_{\Lambda} \widehat{R}(\Lambda^{[t+1]}) - \partial_{\Lambda} \widehat{R}(\Lambda^{[t]})$	<i>variation du gradient</i>
$\mathbf{H}^{[t+1]} = \text{BFGS}(\mathbf{H}^{[t]}, \mathbf{d}^{[t]}, \mathbf{u}^{[t]})$	<i>mise à jour "hessienne inverse"</i>

Minimisation automatique de l'estimateur SURE

Observations $\mathbf{y} = \Phi \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}} \in \mathbb{R}^N$, $\Phi : \mathbb{R}^{P \times N}$ et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathcal{S})$

SURE généralisé DFMC $\lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \varepsilon} \widehat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = R_{\Pi}(\Lambda)$

But : minimiser $\widehat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) \equiv \widehat{R}(\Lambda)$ pour \mathbf{y} , \mathcal{S} donnés

Quasi-Newton de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (*Nocedal, 2006*)

for $t = 0, 1, \dots$

$\mathbf{d}^{[t]} = -\mathbf{H}^{[t]} \partial_{\Lambda} \widehat{R}(\Lambda^{[t]})$ *direction de descente*

$\alpha^{[t]} \in \underset{\alpha \in \mathbb{R}}{\text{Argmin}} \widehat{R}(\Lambda^{[t]} + \alpha \mathbf{d}^{[t]})$ *recherche sur une ligne*

$\Lambda^{[t+1]} = \Lambda^{[t]} + \alpha^{[t]} \mathbf{d}^{[t]}$

$\mathbf{u}^{[t]} = \partial_{\Lambda} \widehat{R}(\Lambda^{[t+1]}) - \partial_{\Lambda} \widehat{R}(\Lambda^{[t]})$ *variation du gradient*

$\mathbf{H}^{[t+1]} = \text{BFGS}(\mathbf{H}^{[t]}, \mathbf{d}^{[t]}, \mathbf{u}^{[t]})$ *mise à jour "hessienne inverse"*

Stein Unbiased Gradient Risk estimate

SURE généralisé DFMC

$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = \|\mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + \frac{2}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^\top \Pi(\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \varepsilon; \Lambda) - \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)), \varepsilon \right\rangle - \text{tr}(\mathbf{A} \mathbf{S} \mathbf{A}^\top)$$

Stein Unbiased GrAdient Risk estimate

SURE généralisé DFMC

$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = \|\mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + \frac{2}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^\top \Pi(\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \varepsilon; \Lambda) - \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)), \varepsilon \right\rangle - \text{tr}(\mathbf{A} \mathbf{S} \mathbf{A}^\top)$$

SUGAR généralisé Différences Finies Monte Carlo

$$\partial_\Lambda \hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = 2(\mathbf{A} \Phi \partial_\Lambda \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda))^\top \mathbf{A}(\Phi \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y}) + \frac{2}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^\top \Pi(\partial_\Lambda \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \varepsilon; \Lambda) - \partial_\Lambda \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)), \varepsilon \right\rangle$$

Stein Unbiased Gradient Risk estimate

SURE généralisé DFMC

$$\widehat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = \|\mathbf{A}(\Phi \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y})\|^2 + \frac{2}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^\top \Pi(\widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \varepsilon; \Lambda) - \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)), \varepsilon \right\rangle - \text{tr}(\mathbf{A} \mathbf{S} \mathbf{A}^\top)$$

SUGAR généralisé Différences Finies Monte Carlo

$$\partial_\Lambda \widehat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) = 2(\mathbf{A} \Phi \partial_\Lambda \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda))^\top \mathbf{A}(\Phi \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda) - \mathbf{y}) + \frac{2}{\nu} \left\langle \mathbf{S} \mathbf{A}^\top \Pi(\partial_\Lambda \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y} + \nu \varepsilon; \Lambda) - \partial_\Lambda \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)), \varepsilon \right\rangle$$

Théorème (Pascal, 2020)

Soit $(\mathbf{y}; \Lambda) \mapsto \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \Lambda)$ un estimateur de $\bar{\mathbf{x}}$

- uniformément lipschitzien par rapport à \mathbf{y}
- tel que $\forall \Lambda \in \mathbb{R}^L, \widehat{\mathbf{x}}(\mathbf{0}_P; \Lambda) = \mathbf{0}_N$,
- uniformément L -lipschitzien par rapport à Λ , L indép. de \mathbf{y} . Alors

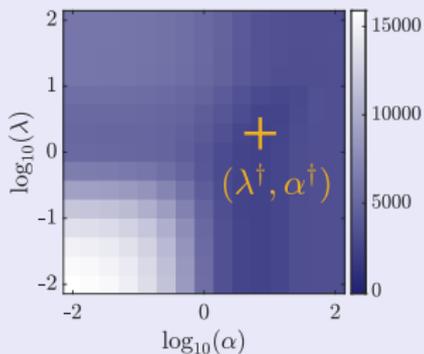
$$\partial_\Lambda R_\Pi(\Lambda) = \lim_{\nu \rightarrow 0} \mathbb{E}_{\zeta, \varepsilon} \left[\partial_\Lambda \widehat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathbf{y}; \Lambda | \mathcal{S}) \right]$$

Réglage des paramètres (Recherche automatique)

$$\left(\hat{\mathbf{h}}, \hat{\mathbf{v}} \right) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\operatorname{argmin}} \sum_a \left\| \log \mathcal{L}_{a..} - \log(a) \mathbf{h} - \mathbf{v} \right\|^2 + \lambda \mathcal{Q} (\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)$$

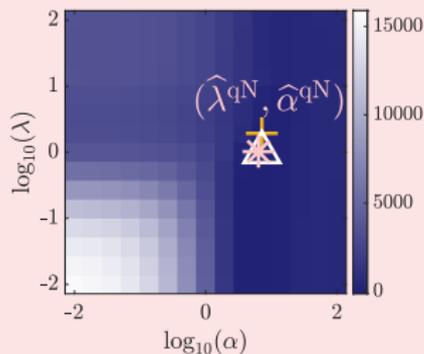
$\bar{\mathbf{h}}$: vraie régularité

$$\mathcal{R}(\lambda, \alpha) = \left\| \hat{\mathbf{h}}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) - \bar{\mathbf{h}} \right\|^2$$



$\bar{\mathbf{h}}$: inconnue !

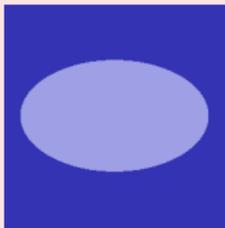
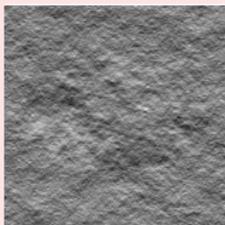
$$\hat{R}_{\nu, \varepsilon}(\mathcal{L}; \lambda, \alpha | \mathcal{S})$$



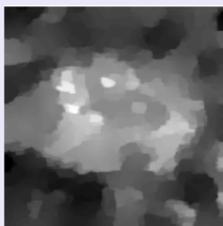
Recherche automatique des paramètres de régularisation

$$(\hat{h}^L, \hat{v}^L) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{h, v}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a, \cdot} - \log(a)h - v\|^2 + \lambda \mathcal{Q}_L(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; \alpha)$$

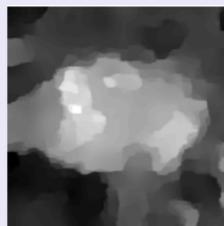
Exemple



$\hat{h}^L(\mathcal{L}; \lambda^\dagger, \alpha^\dagger)$
 (grille)



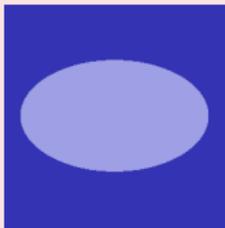
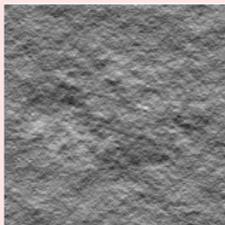
$\hat{h}^L(\mathcal{L}; \hat{\lambda}^\dagger, \hat{\alpha}^\dagger)$
 (grille)



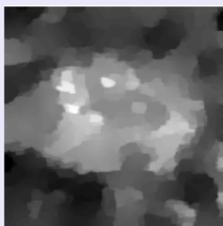
Recherche automatique des paramètres de régularisation

$$(\hat{h}^L, \hat{v}^L) (\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{h, v}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)h - v\|^2 + \lambda \mathcal{Q}_L(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; \alpha)$$

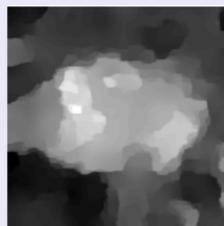
Exemple



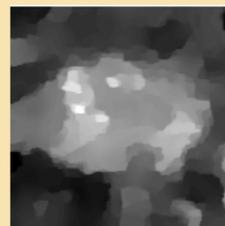
$\hat{h}^L(\mathcal{L}; \lambda^\dagger, \alpha^\dagger)$
 (grille)



$\hat{h}^L(\mathcal{L}; \hat{\lambda}^\dagger, \hat{\alpha}^\dagger)$
 (grille)

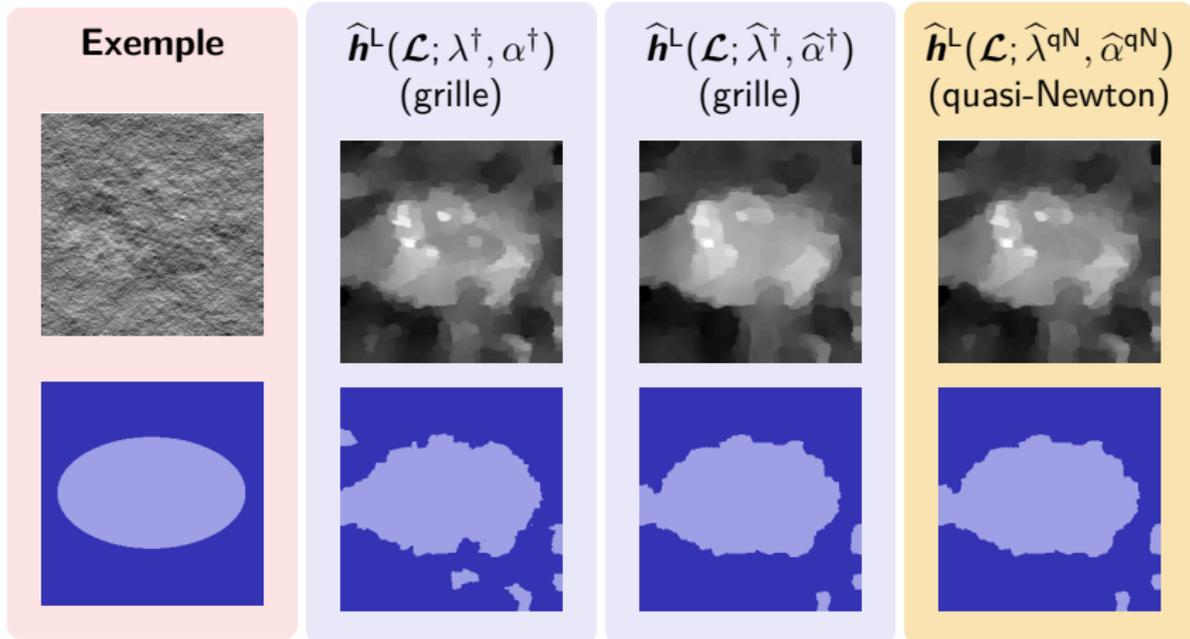


$\hat{h}^L(\mathcal{L}; \hat{\lambda}^{qN}, \hat{\alpha}^{qN})$
 (quasi-Newton)



Recherche automatique des paramètres de régularisation

$$(\hat{h}^L, \hat{v}^L)(\mathcal{L}; \lambda, \alpha) = \underset{h, v}{\operatorname{argmin}} \sum_a \|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)h - v\|^2 + \lambda \mathcal{Q}_L(\mathbf{D}h, \mathbf{D}v; \alpha)$$



Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]

Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles

Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles
 - ▶ attributs complémentaires → capacité à discriminer finement

Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles
 - ▶ attributs complémentaires → capacité à discriminer finement
- Estimation et régularisation simultanées [ACHA, 2019]

Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles
 - ▶ attributs complémentaires → capacité à discriminer finement
- Estimation et régularisation simultanées [ACHA, 2019]
 - ▶ forte diminution de l'erreur d'estimation

Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles
 - ▶ attributs complémentaires → capacité à discriminer finement
- Estimation et régularisation simultanées [ACHA, 2019]
 - ▶ forte diminution de l'erreur d'estimation
 - ▶ contours précis et réguliers grâce à la pénalisation co-localisée

Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles
 - ▶ attributs complémentaires → capacité à discriminer finement
- Estimation et régularisation simultanées [ACHA, 2019]
 - ▶ forte diminution de l'erreur d'estimation
 - ▶ contours précis et réguliers grâce à la pénalisation co-localisée
- Algorithmes rapides et réglage automatique des paramètres [JMIV, 2020]

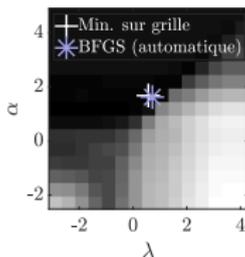
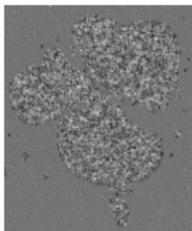
Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles
 - ▶ attributs complémentaires → capacité à discriminer finement
- Estimation et régularisation simultanées [ACHA, 2019]
 - ▶ forte diminution de l'erreur d'estimation
 - ▶ contours précis et réguliers grâce à la pénalisation co-localisée
- Algorithmes rapides et réglage automatique des paramètres [JMIV, 2020]
 - ▶ possibilité de traiter de gros volumes de données

Bilan de la présentation

- Régularité et variance locale [ICIP, 2018]
 - ▶ aptes à caractériser des textures réelles
 - ▶ attributs complémentaires → capacité à discriminer finement
- Estimation et régularisation simultanées [ACHA, 2019]
 - ▶ forte diminution de l'erreur d'estimation
 - ▶ contours précis et réguliers grâce à la pénalisation co-localisée
- Algorithmes rapides et réglage automatique des paramètres [JMIV, 2020]
 - ▶ possibilité de traiter de gros volumes de données
 - ▶ objectivité et reproductibilité

→ **En cours** : traitement automatisé de séries temporelles issues de l'étude des écoulements multiphasiques [Ann. Telecom, 2020]



Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]
 - ▶ stratégie FISTA pour accélérer l'algorithme forward-backward

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]
 - ▶ stratégie FISTA pour accélérer l'algorithme forward-backward
 - ▶ calcul du gap de dualité et choix d'un critère d'arrêt

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]
 - ▶ stratégie FISTA pour accélérer l'algorithme forward-backward
 - ▶ calcul du gap de dualité et choix d'un critère d'arrêt
- Réseaux convolutionnels pour la segmentation de textures [EUSIPCO, 2020]

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]
 - ▶ stratégie FISTA pour accélérer l'algorithme forward-backward
 - ▶ calcul du gap de dualité et choix d'un critère d'arrêt
- Réseaux convolutionnels pour la segmentation de textures [EUSIPCO, 2020]
 - ▶ performance et robustesse

Autres contributions

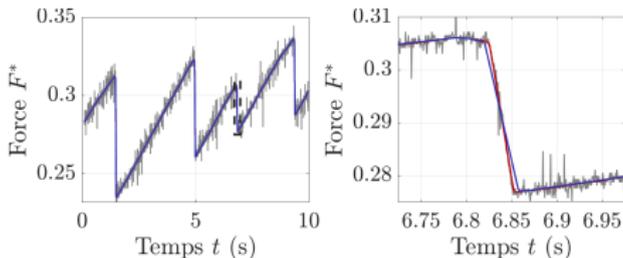
- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]
 - ▶ stratégie FISTA pour accélérer l'algorithme forward-backward
 - ▶ calcul du gap de dualité et choix d'un critère d'arrêt
- Réseaux convolutionnels pour la segmentation de textures [EUSIPCO, 2020]
 - ▶ performance et robustesse
 - ▶ comparaison coûts de calcul et mémoire

Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]
 - ▶ stratégie FISTA pour accélérer l'algorithme forward-backward
 - ▶ calcul du gap de dualité et choix d'un critère d'arrêt
- Réseaux convolutionnels pour la segmentation de textures [EUSIPCO, 2020]
 - ▶ performance et robustesse
 - ▶ comparaison coûts de calcul et mémoire
- Application à la physique du formalisme de Stein généralisé [Ann. Telecom, 2020]
 - ▶ segmentation de texture → écoulements multiphasiques

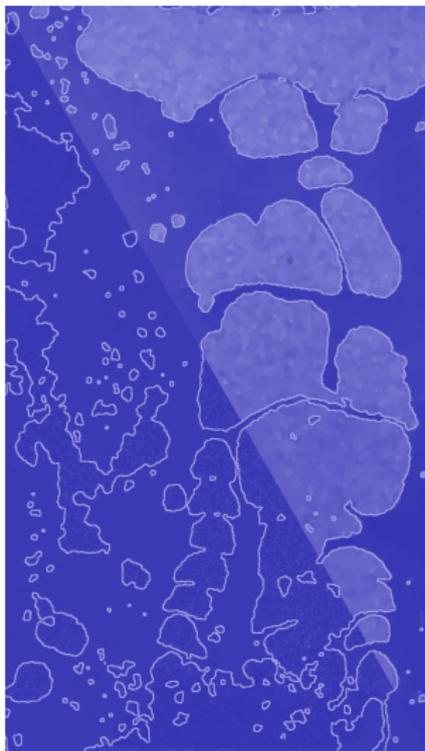
Autres contributions

- Synthèse de textures monofractales par morceaux [ACHA, 2019]
 - ▶ segmentation et attributs prescrits → performances
 - ▶ possibilité de générer de grosses bases de données
- Comparaison d'algorithmes proximaux [ACHA, 2019]
 - ▶ stratégie FISTA pour accélérer l'algorithme forward-backward
 - ▶ calcul du gap de dualité et choix d'un critère d'arrêt
- Réseaux convolutionnels pour la segmentation de textures [EUSIPCO, 2020]
 - ▶ performance et robustesse
 - ▶ comparaison coûts de calcul et mémoire
- Application à la physique du formalisme de Stein généralisé [Ann. Telecom, 2020]
 - ▶ segmentation de texture → écoulements multiphasiques
 - ▶ débruitage linéaire par morceaux → frottement solide



Merci

Thank you



Grazie

Gracias

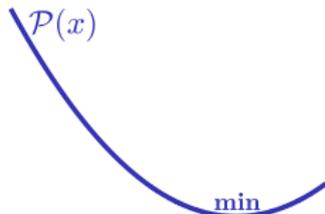
Définition du gap de dualité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{Q(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

non lisse



Primal $\min_{\mathbf{x}} \text{MC}(\mathbf{x}) + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x})$



Définition du gap de dualité

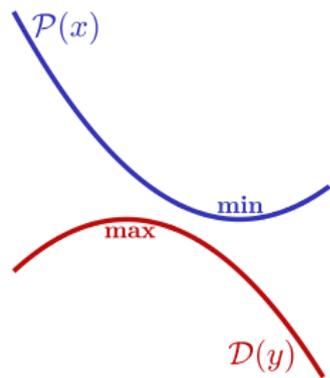
$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

non lisse



Primal $\min_{\mathbf{x}} \text{MC}(\mathbf{x}) + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{x})$

Dual $\max_{\mathbf{y}} -\text{MC}^*(-\mathbf{D}^\top \mathbf{y}) - (\lambda \mathcal{Q})^*(\mathbf{y})$



Définition du gap de dualité

$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{\mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$

non lisse

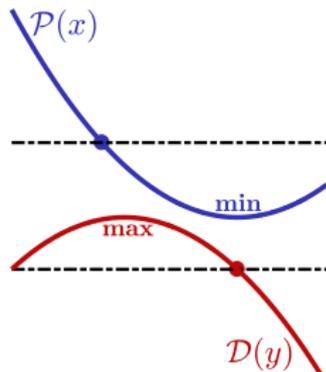


Primal $\min_{\mathbf{x}} \text{MC}(\mathbf{x}) + \lambda \mathcal{Q}(\mathbf{D}\mathbf{x})$

Dual $\max_{\mathbf{y}} -\text{MC}^*(-\mathbf{D}^\top \mathbf{y}) - (\lambda \mathcal{Q})^*(\mathbf{y})$

Proposition (Bauschke, 2011)

Soit $\delta(\mathbf{x}; \mathbf{y}) \triangleq \mathcal{P}(\mathbf{x}) - \mathcal{D}(\mathbf{y})$ le gap de dualité,



Définition du gap de dualité

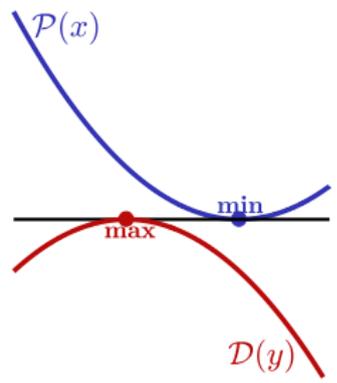
$$\underset{\mathbf{h}, \mathbf{v}}{\text{minimiser}} \quad \sum_a \frac{\|\log \mathcal{L}_{a,\cdot} - \log(a)\mathbf{h} - \mathbf{v}\|^2}{\text{Moindres Carrés}} \quad + \quad \lambda \frac{Q(\mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}; \alpha)}{\text{Variation Totale}}$$



Primal $\min_{\mathbf{x}} \text{MC}(\mathbf{x}) + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x})$
Dual $\max_{\mathbf{y}} -\text{MC}^*(-\mathbf{D}^\top \mathbf{y}) - (\lambda Q)^*(\mathbf{y})$

Proposition (Bauschke, 2011)

Soit $\delta(\mathbf{x}; \mathbf{y}) \triangleq \mathcal{P}(\mathbf{x}) - \mathcal{D}(\mathbf{y})$ le gap de dualité,
 $\delta(\hat{\mathbf{x}}; \hat{\mathbf{y}}) = \mathcal{P}(\hat{\mathbf{x}}) - \mathcal{D}(\hat{\mathbf{y}}) = 0$



Conjuguée convexe des moindres carrés

$$\text{MC}^*(\mathbf{h}, \mathbf{v}) = \sup_{\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}} \langle \tilde{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \tilde{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = \langle \bar{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \bar{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}).$$

(si le sup est atteint)

Conjuguée convexe des moindres carrés

$$\text{MC}^*(\mathbf{h}, \mathbf{v}) = \sup_{\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}} \langle \tilde{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \tilde{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = \langle \bar{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \bar{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}).$$

(si le sup est atteint)

Condition d'optimalité

$$\begin{cases} \mathbf{h} - 2 \sum_a \log(a) (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \\ \mathbf{v} - 2 \sum_a (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \end{cases}$$

Conjuguée convexe des moindres carrés

$$MC^*(\mathbf{h}, \mathbf{v}) = \sup_{\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}} \langle \tilde{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \tilde{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - MC(\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = \langle \bar{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \bar{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - MC(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}).$$

(si le sup est atteint)

Condition d'optimalité

$$\begin{cases} \mathbf{h} - 2 \sum_a \log(a) (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \\ \mathbf{v} - 2 \sum_a (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \end{cases} \iff \Phi^* \Phi \begin{pmatrix} \bar{\mathbf{h}} \\ \bar{\mathbf{v}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{h}/2 + \mathcal{G} \\ \mathbf{v}/2 + \mathcal{T} \end{pmatrix}$$

$$\mathcal{T} = \sum_a \log \mathcal{L}_{a,.} \quad \text{et} \quad \mathcal{G} = \sum_a \log(a) \log \mathcal{L}_{a,.},$$

Conjuguée convexe des moindres carrés

$$\text{MC}^*(\mathbf{h}, \mathbf{v}) = \sup_{\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}} \langle \tilde{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \tilde{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = \langle \bar{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \bar{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}).$$

(si le sup est atteint)

Condition d'optimalité

$$\begin{cases} \mathbf{h} - 2 \sum_a \log(a) (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \\ \mathbf{v} - 2 \sum_a (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \end{cases} \iff \Phi^* \Phi \begin{pmatrix} \bar{\mathbf{h}} \\ \bar{\mathbf{v}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{h}/2 + \mathcal{G} \\ \mathbf{v}/2 + \mathcal{T} \end{pmatrix}$$

$$\mathcal{T} = \sum_a \log \mathcal{L}_{a,.} \quad \text{et} \quad \mathcal{G} = \sum_a \log(a) \log \mathcal{L}_{a,.},$$

$$\forall m = \{0, 1, 2\}, S_m = \sum_a (\log a)^m, \quad \Phi^* \Phi = \begin{pmatrix} S_2 I & S_1 I \\ S_1 I & S_0 I \end{pmatrix}$$

Conjuguée convexe des moindres carrés

$$\text{MC}^*(\mathbf{h}, \mathbf{v}) = \sup_{\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}} \langle \tilde{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \tilde{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\tilde{\mathbf{h}}, \tilde{\mathbf{v}}) = \langle \bar{\mathbf{h}}, \mathbf{h} \rangle + \langle \bar{\mathbf{v}}, \mathbf{v} \rangle - \text{MC}(\bar{\mathbf{h}}, \bar{\mathbf{v}}).$$

(si le sup est atteint)

Condition d'optimalité

$$\begin{cases} \mathbf{h} - 2 \sum_a \log(a) (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \\ \mathbf{v} - 2 \sum_a (\bar{\mathbf{v}} + \log(a) \bar{\mathbf{h}} - \log \mathcal{L}_{a,.}) = 0 \end{cases} \iff \Phi^* \Phi \begin{pmatrix} \bar{\mathbf{h}} \\ \bar{\mathbf{v}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{h}/2 + \mathcal{G} \\ \mathbf{v}/2 + \mathcal{T} \end{pmatrix}$$

$$\mathcal{T} = \sum_a \log \mathcal{L}_{a,.} \quad \text{et} \quad \mathcal{G} = \sum_a \log(a) \log \mathcal{L}_{a,.},$$

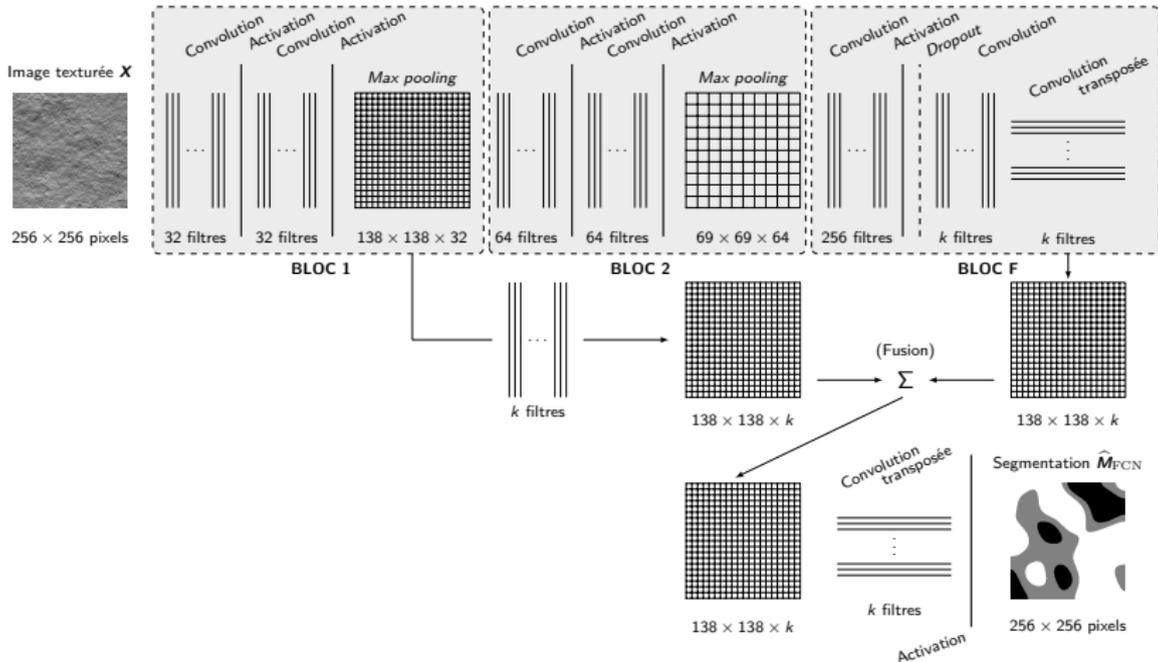
$$\forall m = \{0, 1, 2\}, S_m = \sum_a (\log a)^m, \quad \Phi^* \Phi = \begin{pmatrix} S_2 I & S_1 I \\ S_1 I & S_0 I \end{pmatrix}$$

$$\text{MC}^*(\mathbf{h}, \mathbf{v}) = \frac{1}{4} \langle (\mathbf{h}, \mathbf{v}), (\Phi^* \Phi)^{-1} (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \rangle + \langle (\mathcal{G}, \mathcal{T}), (\Phi^* \Phi)^{-1} (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \rangle + \mathcal{C}$$

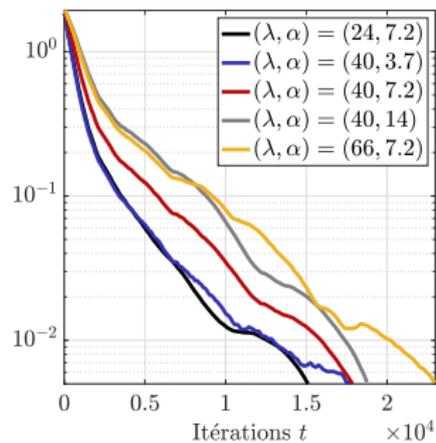
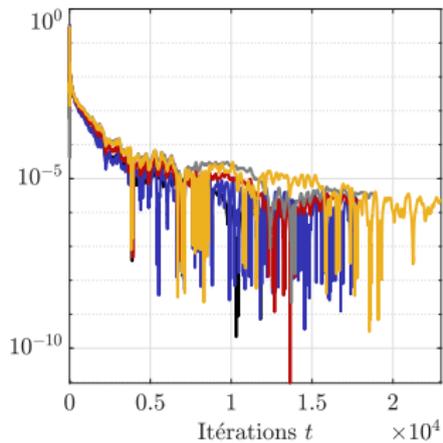
où \mathcal{C} est une constante dépendant uniquement de \mathcal{L} .

Architecture pour la segmentation de texture

Avec connexions résiduelles



Critère d'arrêt



Performances de segmentation

Configuration I

	2 classes	3 classes	4 classes
Entraîné sur la Config. I, testé sur la Config. I			
Segmentation à contours « libres »	93,2 ± 0,8%	69,3 ± 2,8%	58,6 ± 1,5%
Entraîné sur 2000 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 2000$	97,3 ± 0,6%	97,8 ± 0,3%	97,1 ± 0,4%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 2000$	97,4 ± 0,6%	98,1 ± 0,3%	96,8 ± 0,5%
Réseau à $4 \cdot 10^5$ poids / $P = 2000$	96,9 ± 0,7%	98,0 ± 0,3%	96,5 ± 0,5%
Entraîné sur 20 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 20$	95,5 ± 0,9%	97,5 ± 0,4%	95,4 ± 0,8%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 20$	95,4 ± 1,1%	97,4 ± 0,5%	95,9 ± 0,7%
Réseau à $4 \cdot 10^5$ poids / $P = 20$	96,6 ± 0,7%	98,0 ± 0,4%	96,5 ± 0,5%

Performances de segmentation

Configuration II

	2 classes	3 classes	4 classes
Entraîné sur la Config. II, testé sur la Config. II			
Segmentation à contours « libres »	97,8 ± 0,2%	95,2 ± 3,1%	64,9 ± 1,4%
Entraîné sur 2000 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 2000$	99,1 ± 0,2%	98,3 ± 0,3%	95,7 ± 0,5%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 2000$	99,0 ± 0,2%	98,5 ± 0,3%	95,6 ± 0,5%
Réseau à $4 \cdot 10^5$ poids / $P = 2000$	99,1 ± 0,2%	98,4 ± 0,3%	95,2 ± 0,6%
Entraîné sur 20 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 20$	98,8 ± 0,2%	97,9 ± 0,3%	94,5 ± 0,7%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 20$	98,6 ± 0,3%	97,4 ± 0,4%	93,0 ± 0,9%
Réseau à $4 \cdot 10^5$ poids / $P = 20$	98,8 ± 0,3%	98,3 ± 0,3%	94,8 ± 0,6%

Robustesse

Entraîné sur la Config. I, testé sur la Config. II

	2 classes	3 classes	4 classes
Entraîné sur la Config. I, testé sur la Config. II			
Segmentation à contours « libres »	79,2 ± 2,9%	95,2 ± 1,2%	66,3 ± 1,1%
Entraîné sur 2000 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 2000$	91,2 ± 2,1%	65,7 ± 7,2%	55,6 ± 3,4%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 2000$	87,9 ± 2,5%	69,0 ± 7,6%	50,8 ± 4,0%
Réseau à $4 \cdot 10^5$ poids / $P = 2000$	81,8 ± 3,8%	65,2 ± 7,2%	46,4 ± 3,7%
Entraîné sur 20 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 20$	91,4 ± 1,6%	63,3 ± 7,1%	54,7 ± 3,3%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 20$	92,4 ± 1,6%	65,6 ± 7,4%	44,4 ± 3,4%
Réseau à $4 \cdot 10^5$ poids / $P = 20$	86,3 ± 2,6%	64,9 ± 7,2%	48,4 ± 3,8%

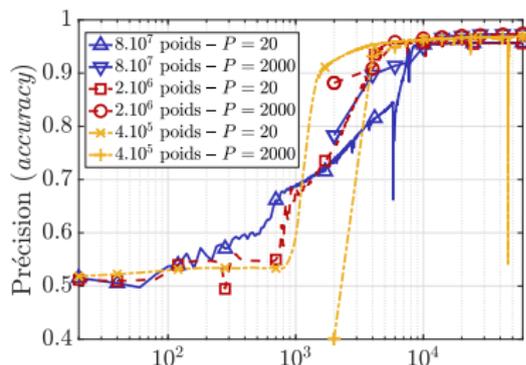
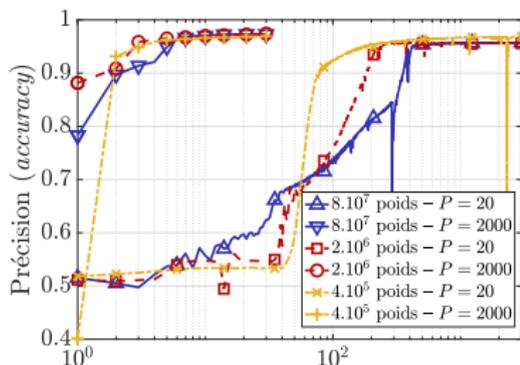
Robustesse

Entraîné sur la Config. II, testé sur la Config. I

	2 classes	3 classes	4 classes
Entraîné sur la Config. II, testé sur la Config. I			
Segmentation à contours « libres »	90,9 ± 2,8%	66,7 ± 2,5%	52,0 ± 1,5%
Entraîné sur 2000 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 2000$	56,2 ± 13,5%	73,5 ± 8,2%	50,9 ± 3,9%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 2000$	55,1 ± 14,0%	74,9 ± 8,2%	51,3 ± 4,3%
Réseau à $5 \cdot 10^5$ poids / $P = 2000$	55,5 ± 13,8%	72,6 ± 8,1%	50,2 ± 3,8%
Entraîné sur 20 images			
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = 20$	57,1 ± 13,3%	71,1 ± 8,2%	52,6 ± 3,8%
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = 20$	55,3 ± 14,0%	71,7 ± 8,4%	49,6 ± 4,2%
Réseau à $5 \cdot 10^5$ poids / $P = 20$	62,3 ± 11,5%	71,0 ± 8,2%	54,1 ± 3,7%

Convergence de la phase d'entraînement

Évolution du score de segmentation des trois réseaux au cours de l'entraînement sur la Config. I, avec deux classes $k = 2$

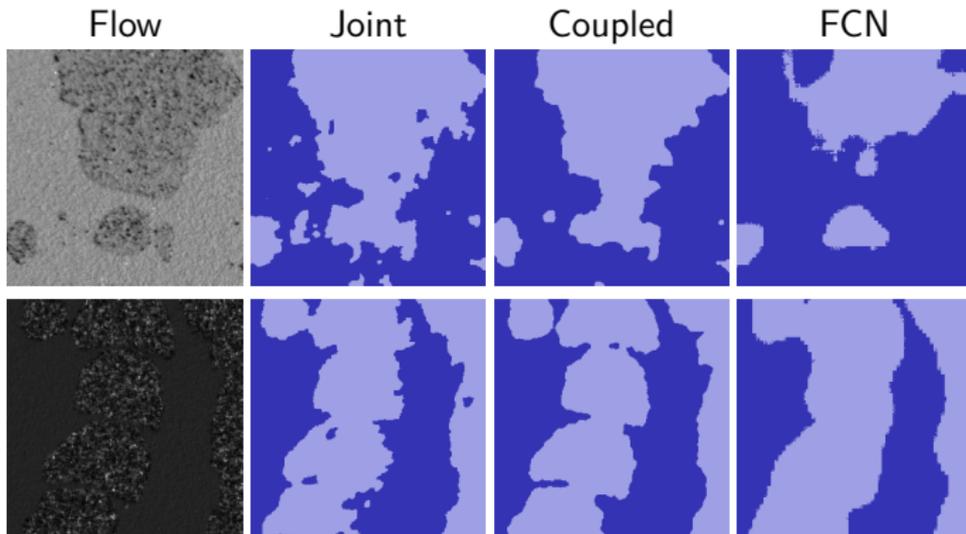


Comparaison effort de calcul \mathcal{C}

	\mathcal{W}	P	\mathcal{I}	\mathcal{C}
Segmentation à contours « libres »	2	1	10^7	$2 \cdot 10^7$
Réseau à $8 \cdot 10^7$ poids / $P = \{20, 2000\}$	$8 \cdot 10^7$	$\{20, 2000\}$	$\{3000, 30\}$	$4,8 \cdot 10^{12}$
Réseau à $2 \cdot 10^6$ poids / $P = \{20, 2000\}$	$2 \cdot 10^6$	$\{20, 2000\}$	$\{3000, 30\}$	$1,2 \cdot 10^{11}$
Réseau à $4 \cdot 10^5$ poids / $P = \{20, 2000\}$	$4 \cdot 10^5$	$\{20, 2000\}$	$\{3000, 30\}$	$2,4 \cdot 10^{10}$

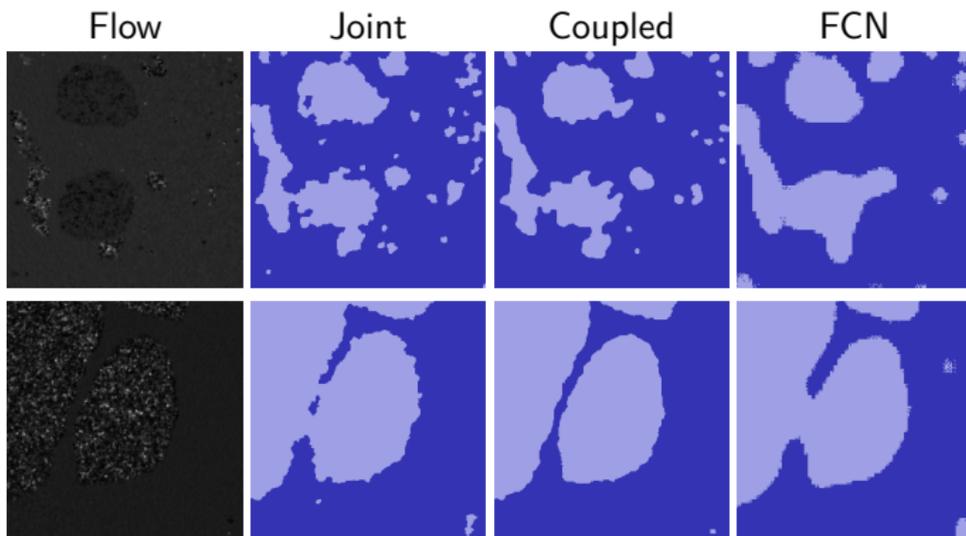
- \mathcal{W} : nombre de poids
- P : taille base d'entraînement
- \mathcal{I} : nombre d'*epochs*

Réseaux de neurones convolutionnels[†]



[†] V. Andrearczyk, <https://arxiv.org/abs/1703.05230>

Réseaux de neurones convolutionnels[†]



[†] V. Andrearczyk, <https://arxiv.org/abs/1703.05230>

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \boldsymbol{\zeta} \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\boldsymbol{\zeta} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$R(\lambda) = \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \end{aligned}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \widehat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - 2\mathbb{E}_\zeta \langle \bar{\mathbf{x}} + \zeta, \zeta \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \end{aligned}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \widehat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - 2\mathbb{E}_\zeta \langle \zeta, \zeta \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \end{aligned}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - 2\mathbb{E}_\zeta \langle \zeta, \zeta \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \end{aligned}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - 2\mathbb{E}_\zeta \langle \zeta, \zeta \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \underbrace{\|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2}_{\text{accessible}} + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - \underbrace{\mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2}_{\text{accessible}} \end{aligned}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - 2\mathbb{E}_\zeta \langle \zeta, \zeta \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \underbrace{\|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2}_{\text{accessible}} + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - \underbrace{\mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2}_{\rho^2 P} \end{aligned}$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

$$\text{Ex. } \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - 2\mathbb{E}_\zeta \langle \zeta, \zeta \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \underbrace{\|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2}_{\text{accessible}} + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - \underbrace{\mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2}_{\rho^2 P} \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle = \int \langle \hat{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}} + \zeta; \lambda), \zeta \rangle \exp\left(-\frac{\|\zeta\|^2}{2\rho^2}\right) d\zeta$$

Stein Unbiased Risk Estimate (Principe)

Observations $\mathbf{y} = \bar{\mathbf{x}} + \zeta \in \mathbb{R}^P$, $\bar{\mathbf{x}}$: vérité et $\zeta \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \rho^2 \mathbf{I})$

Estimateur paramétrique $(\mathbf{y}; \lambda) \mapsto \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda)$

Ex.
$$\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) = \begin{cases} (\mathbf{I} + \lambda \mathbf{D}^\top \mathbf{D})^{-1} \mathbf{y} & \text{(linéaire)} \\ \underset{\mathbf{x}}{\operatorname{argmin}} \|\mathbf{y} - \mathbf{x}\|^2 + \lambda Q(\mathbf{D}\mathbf{x}) & \text{(non linéaire)} \end{cases}$$

Erreur quadratique $R(\lambda) \triangleq \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \bar{\mathbf{x}}\|^2 = \mathbb{E}_\zeta \hat{R}(\mathbf{y}; \lambda)$ $\bar{\mathbf{x}}$ inconnue

$$\begin{aligned} R(\lambda) &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y} + \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}, \mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}} \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\mathbf{y} - \bar{\mathbf{x}}\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2 + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - 2\mathbb{E}_\zeta \langle \zeta, \zeta \rangle + \mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2 \\ &= \mathbb{E}_\zeta \underbrace{\|\hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda) - \mathbf{y}\|^2}_{\text{accessible}} + 2\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle - \underbrace{\mathbb{E}_\zeta \|\zeta\|^2}_{\rho^2 P} \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}_\zeta \langle \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda), \zeta \rangle = \int \langle \hat{\mathbf{x}}(\bar{\mathbf{x}} + \zeta; \lambda), \zeta \rangle \exp\left(-\frac{\|\zeta\|^2}{2\rho^2}\right) d\zeta \stackrel{\text{I.P.P.}}{=} \rho^2 \mathbb{E}_\zeta \operatorname{tr}(\partial_{\mathbf{y}} \hat{\mathbf{x}}(\mathbf{y}; \lambda))$$

Estimateur séquentiel et différentiation récursive

$$\Lambda \triangleq (\lambda, \alpha), \quad \mathbf{U}_\Lambda : (\mathbf{h}, \mathbf{v}) \mapsto \lambda[\alpha \mathbf{D}\mathbf{h}, \mathbf{D}\mathbf{v}]$$

Primal-dual accéléré

$$\tilde{\mathbf{z}}^n = \mathbf{z}^n + \tau_n \mathbf{U}_\Lambda \mathbf{w}^n$$

$$\mathbf{z}^{n+1} = \text{prox}_{\tau_n(\|\cdot\|_{2,1})}^* (\tilde{\mathbf{z}}^n)$$

$$\tilde{\mathbf{x}}^n = \mathbf{x}^n - \sigma_n \mathbf{U}_\Lambda^* \mathbf{z}^{n+1}$$

$$\mathbf{x}^{n+1} = \text{prox}_{\sigma_n \|\mathbf{D}\mathcal{L} - \Phi \cdot\|_2^2} (\tilde{\mathbf{x}}^n)$$

$$\theta_n = (1 + 2\mu\sigma_n)^{-\frac{1}{2}},$$

$$\tau_{n+1} = \tau_n / \theta_n, \quad \sigma_{n+1} = \theta_n \sigma_n$$

$$\mathbf{w}^{n+1} = \mathbf{x}^n + \theta^n (\mathbf{x}^{n+1} - \mathbf{x}^n)$$

Primal-dual accéléré différentié

$$\partial_\Lambda \tilde{\mathbf{z}}^n = \partial_\Lambda \mathbf{z}^n + \tau_n \mathbf{U}_\Lambda \partial_\Lambda \mathbf{w}^n + \tau_n \partial_\Lambda \mathbf{U}_\Lambda \mathbf{w}^n$$

$$\partial_\Lambda \mathbf{z}^{n+1} = \partial_{\tilde{\mathbf{z}}} \text{prox}_{\tau_n(\|\cdot\|_{2,1})}^* (\tilde{\mathbf{z}}^n) [\partial_\Lambda \tilde{\mathbf{z}}^n]$$

$$\partial_\Lambda \tilde{\mathbf{x}}^n = \partial_\Lambda \mathbf{x}^n - \sigma_n \mathbf{U}_\Lambda^* \partial_\Lambda \mathbf{z}^{n+1} - \sigma_n \partial_\Lambda \mathbf{U}_\Lambda \mathbf{z}^{n+1}$$

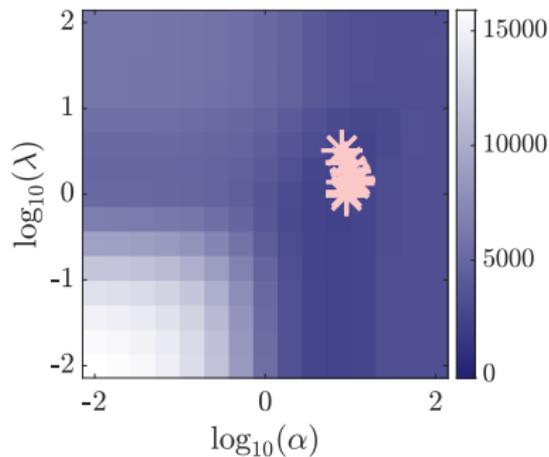
$$\partial_\Lambda \mathbf{x}^{n+1} = \partial_{\tilde{\mathbf{x}}} \text{prox}_{\sigma_n \|\mathbf{D}\mathcal{L} - \Phi \cdot\|_2^2} (\tilde{\mathbf{x}}^n) [\partial_\Lambda \tilde{\mathbf{x}}^n]$$

$$\partial_\Lambda \mathbf{w}^{n+1} = \partial_\Lambda \mathbf{x}^n + \theta^n (\partial_\Lambda \mathbf{x}^{n+1} - \partial_\Lambda \mathbf{x}^n)$$

Recherche automatique des paramètres de régularisation

Moyenne sur dix réalisations de texture

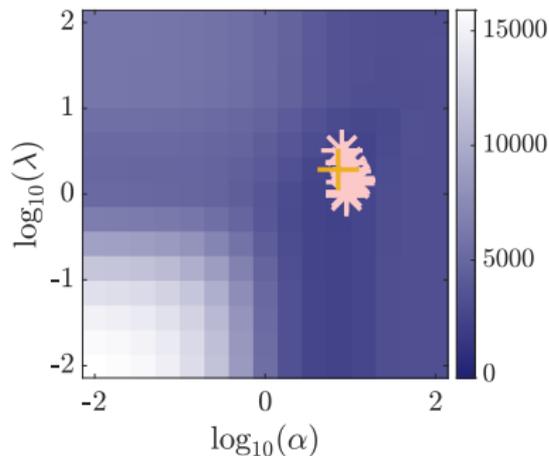
Matrice de covariance estimée \mathcal{S}



Recherche automatique des paramètres de régularisation

Moyenne sur dix réalisations de texture

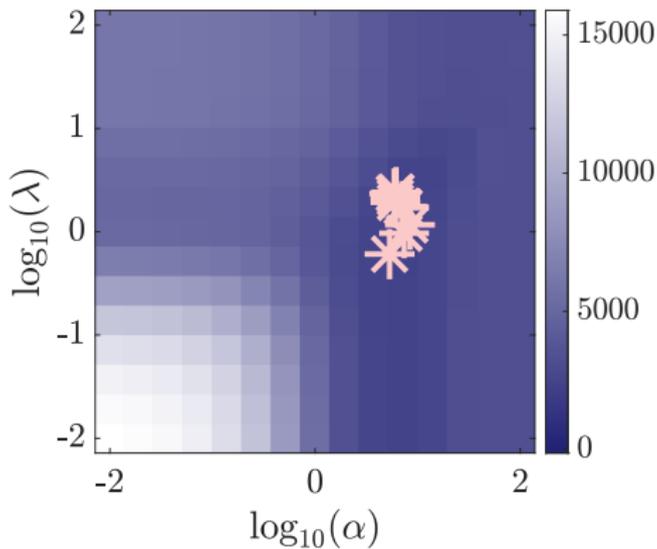
Matrice de covariance estimée \mathcal{S}



Recherche automatique des paramètres de régularisation

Moyenne sur dix réalisations de texture

Matrice de covariance estimée $\hat{\mathcal{S}}$

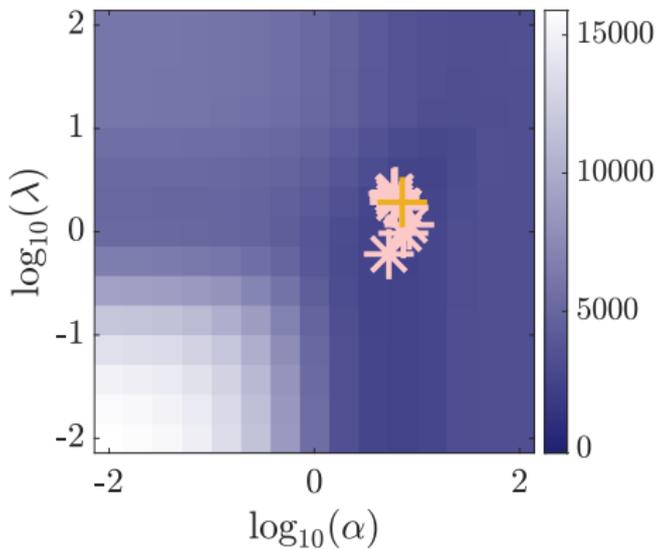


$$\hat{\lambda}^{qN} = 1,68 \pm 0,37 \quad \hat{\alpha}^{qN} = 6,70 \pm 0,58$$

Recherche automatique des paramètres de régularisation

Moyenne sur dix réalisations de texture

Matrice de covariance estimée $\hat{\mathcal{S}}$



$$\hat{\lambda}^{qN} = 1,68 \pm 0,37 \quad \hat{\alpha}^{qN} = 6,70 \pm 0,58$$

Initialisation quasi-Newton

- Hyperparamètres $\mathbf{\Lambda}^{[0]} = (\lambda^{[0]}, \alpha^{[0]})$, avec

$$\lambda^{[0]} = \frac{\text{tr}(\mathcal{S})}{2 \text{TV}(\widehat{\mathbf{v}}^{\text{RL}}(\mathcal{L}))}, \quad \text{et} \quad \alpha^{[0]} = \frac{\text{TV}(\widehat{\mathbf{v}}^{\text{RL}}(\mathcal{L}))}{\text{TV}(\widehat{\mathbf{h}}^{\text{RL}}(\mathcal{L}))}.$$

- Approximation de l'inverse de la hessienne

$$\mathbf{H}^{[0]} = \text{diag} \left(\left| \frac{\kappa \lambda^{[0]}}{\partial_{\lambda} \widehat{R}_{\nu, \epsilon}(\mathcal{L}; \mathbf{\Lambda}^{[0]} | \mathcal{S})} \right|, \left| \frac{\kappa \alpha^{[0]}}{\partial_{\alpha} \widehat{R}_{\nu, \epsilon}(\mathcal{L}; \mathbf{\Lambda}^{[0]} | \mathcal{S})} \right| \right).$$