

# **Corrélations spatiales des erreurs d'observation :** l'approche Lanczos

Y. Michel<sup>(1)</sup> et S. Guedj<sup>(2)</sup>
<sup>(1)</sup> CNRM UMR 3589, Météo-France & CNRS, Toulouse, France
<sup>(2)</sup> JCSDA, College Park, MD, USA.
CNA, Grenoble, France – mercredi 30 novembre 2016

## Introduction : la formulation Bayésienne

L'assimilation de données recherche l'état x le plus probable de l'atmosphère étant donné une ébauche  $x^b$  et des observations y.

- Règle de Bayes:

 $\mathrm{P}(\bm{x}|\bm{y}) \propto \mathrm{P}(\bm{y}|\bm{x}) \mathrm{P}(\bm{x})$ 

Dans le cadre Gaussien, ces densités de probabilité s'écrivent:

$$P(\mathbf{x}) \propto e^{-\frac{1}{2}[\mathbf{x}-\mathbf{x}^b]^{\mathsf{T}}\mathbf{B}^{-1}[\mathbf{x}-\mathbf{x}^b]}$$

$$\mathrm{P}(\mathbf{y}|\mathbf{x}) \propto e^{-rac{1}{2}[\mathbf{y}-\mathcal{H}(\mathbf{x})]^{\mathsf{T}}\mathbf{R}^{-1}[\mathbf{y}-\mathcal{H}(\mathbf{x})]}$$

où:

- x<sup>b</sup> est le vecteur d'ébauche, de matrice de covariance d'erreur B ;
- y est le vecteur d'observations, de matrice de covariance d'erreur R ;
- $\mathcal{H}$  est l'opérateur d'observation.



### L'équivalence variationnelle

On obtient l'analyse  $\mathbf{x}^a$  en recherchant le mode de  $P(\mathbf{x}|\mathbf{y})$ .

- La formulation variationnelle vise à minimiser la fonction de coût:

$$J(\mathbf{x}) = -\log P(\mathbf{x}|\mathbf{y})$$
  
=  $\underbrace{\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \mathbf{x}^{b})^{\mathsf{T}} \mathbf{B}^{-1}(\mathbf{x} - \mathbf{x}^{b})}_{J_{b} \text{ fcart à l'ébauche}} + \underbrace{\frac{1}{2}(\mathbf{y} - \mathcal{H}(\mathbf{x}))^{\mathsf{T}} \mathbf{R}^{-1}(\mathbf{y} - \mathcal{H}(\mathbf{x}))}_{J_{o} \text{ fcart aux observations}}$ 

– Gradient conjugué préconditionné pour résoudre  $\nabla J = 0$ .



#### Problème primal

$$\left[\mathbf{B}^{-1} + \mathbf{H}^{\mathsf{T}}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{H}\right]\delta\mathbf{x} = \mathbf{H}^{\mathsf{T}}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{d}$$

- Préconditionnement "split"  $\mathbf{v} = \mathbf{B}^{-\frac{1}{2}} \delta \mathbf{x}$
- Préconditionnement à droite, **B**-produit scalaire [Derber, J. and A. Rosati, 1989]
- RPCG [Gratton et Tshimanga, 2009].

Problème dual

$$\left[\mathbf{R} + \mathbf{H}\mathbf{B}\mathbf{H}^{\mathsf{T}}\right]\mathbf{w} = \mathbf{d}$$

• Préconditionnement "split" [Courtier, P. (1997)],  $\mathbf{u} = \mathbf{R}^{\frac{1}{2}}\mathbf{w}$ 

# Introduction : R

- Dans les systèmes opérationnels de PNT, **R** est essentiellement diagonale.
- Cela contribue au sous-échantillonnage massif des observations dans les schémas d'assimilation.
- Exemple : les données MSG/SEVIRI dans AROME



#### Contexte

- $\mathbf{R}^{-1}$  intervient dans l'expression du gradient.
- **R** (et **R**<sup>-1</sup>) peuvent raisonnablement pris sous forme diagonale par blocs ; chaque bloc correspondant à un instrument indépendant.
- Malgré cette simplification, des grandes dimensions :

SEVIRI Une image du globe fait  $p \sim 3712^2 \sim 10^7$ ;  $p \sim 4 \cdot 10^5$  pour AROME. RADAR Une élévation d'un radar donne  $p \sim 512^2 = 2 \cdot 10^5$ .

#### Contexte

- $\mathbf{R}^{-1}$  intervient dans l'expression du gradient.
- **R** (et **R**<sup>-1</sup>) peuvent raisonnablement pris sous forme diagonale par blocs ; chaque bloc correspondant à un instrument indépendant.
- Malgré cette simplification, des grandes dimensions :

SEVIRI Une image du globe fait  $p \sim 3712^2 \sim 10^7$ ;  $p \sim 4 \cdot 10^5$  pour AROME. RADAR Une élévation d'un radar donne  $p \sim 512^2 = 2 \cdot 10^5$ .

#### Approches envisagées

- L'équation de diffusion résolue par éléments finis [Lindgren et. al 2011].
- Modélisation de **R** par opérateurs et estimation de l'inverse par la méthode de Lanczos [Fisher 2014].

#### Contexte - II

- La modélisation des corrélations intercanaux (avec une méthode directe, i.e. factorisation de Choleski) s'est montrée bénéfique pour les canaux infrarouges des sondeurs hyperspectraux [Weston et.al 2014];
- Estimation de **R** possible avec les diagnostiques de [Desroziers et. al 2005].
- Des progrès récents pour les radiances SEVIRI et les données de vent par radar Doppler [Waller et. al 2016].

#### Contexte - II

- La modélisation des corrélations intercanaux (avec une méthode directe, i.e. factorisation de Choleski) s'est montrée bénéfique pour les canaux infrarouges des sondeurs hyperspectraux [Weston et.al 2014];
- Estimation de **R** possible avec les diagnostiques de [Desroziers et. al 2005].
- Des progrès récents pour les radiances SEVIRI et les données de vent par radar Doppler [Waller et. al 2016].

#### Objectifs

Evaluer l'approche proposées par [Fisher 2014]:

- dans le contexte de la PNT à échelle convective (AROME) ;
- pour les données SEVIRI et RADAR.

# Estimation des corrélations spatiales dans R

# Modélisation de R par opérateurs

Inverse approché par la méthode de Lanczos

### Estimation des corrélations spatiales dans R : SEVIRI

Suivant [Desroziers et. al 2005]:

 $\mathbf{R} \approx \mathbb{E}(\mathbf{d}_{a}\mathbf{d}_{b}^{\mathsf{T}})$ 

Les correlations sont estimées à partir d'une moyenne (ou médiane) temporelle.



Figure : Application du diagnostique de Desroziers diagnostic au canal vapeur d'eau  $6.2\mu m$  de SEVIRI

## Estimation des corrélations spatiales dans R : RADAR

[Waller et. al 2016]



# Estimation des corrélations spatiales dans R

# Modélisation de R par opérateurs

Inverse approché par la méthode de Lanczos

# Modélisation de R par opérateurs

[Fisher 2014] a proposé le modèle suivant :

 $\mathbf{R} = \mathbf{U}\mathbf{U}^\mathsf{T}$ 

où **U** est une séquence d'opérateurs :

$$\mathbf{U} = \mathbf{\Sigma}_{\mathbf{o}} \mathbf{P} \mathbf{S}^{-1} \mathbf{D} \mathbf{S}$$

avec :

- **S**<sup>-1</sup>**DS** un modèle de corrélation spectral ;
- P est l'interpolation depuis une grille régulière aux localisations des observations;
- $\Sigma_o$  est la multiplication par les écarts-types d'erreur.

# Modélisation de R par opérateurs

[Fisher 2014] a proposé le modèle suivant :

 $\mathbf{R} = \mathbf{U}\mathbf{U}^{\mathsf{T}}$ 

où  ${f U}$  est une séquence d'opérateurs :

$$\mathbf{U} = \mathbf{\Sigma}_{\mathbf{o}} \mathbf{P} \mathbf{S}^{-1} \mathbf{D} \mathbf{S}$$

avec :

- **S**<sup>-1</sup>**DS** un modèle de corrélation spectral ;
- P est l'interpolation depuis une grille régulière aux localisations des observations;
- $\Sigma_o$  est la multiplication par les écarts-types d'erreur.

Note :

- la grille régulière peut être de résolution grossière ;
- pas besoin de couvrir le domaine de l'analyse toute entière ;
- possibilité de prendre un modèle de corrélations en points de grille.

- Grille grossière couvrant le domaine AROME, à 10 km de résolution spatiale (240 × 256 points).
- Utilisation de filtres récursifs hyperGaussiens ( $\sigma = 60\,$  km,  $\gamma = 5$ , Purser et. al 2003b).









- Grille couvrant seulement le radar.
- Convolution de filtres récursifs unidimensionnels ;
- Périodique en azimuth, non-périodique dans la direction radiale.





Fig: Corrélations spatiales modélisées dans R.



Fig: Corrélations spatiales modélisées dans R.



Fig: Corrélations spatiales modélisées dans R.

# Estimation des corrélations spatiales dans R

# Modélisation de R par opérateurs

# Inverse approché par la méthode de Lanczos

Une approximation de rang réduit de **R** peut être obtenue par l'algorithme de Lanczos :

$$\mathbf{R} \approx \mathbf{\Sigma}_o \left( \sum_{k=1}^K \lambda_k \mathbf{v}_k \mathbf{v}_k^\mathsf{T} \right) \mathbf{\Sigma}_o$$

Quand K < p, cette approximation peut être régularisée :

$$\mathbf{R} \approx \widehat{\mathbf{R}} \equiv \mathbf{\Sigma}_o \left( \alpha \mathbf{I} + \sum_{k=1}^{K} (\lambda_k - \alpha) \mathbf{v}_k \mathbf{v}_k^{\mathsf{T}} \right) \mathbf{\Sigma}_o$$

permettant l'inversion explicite :

$$\widehat{\mathbf{R}}^{-1} = \mathbf{\Sigma}_{o}^{-1} \left( \alpha^{-1} \mathbf{I} + \sum_{k=1}^{K} (\lambda_{k}^{-1} - \alpha^{-1}) \mathbf{v}_{k} \mathbf{v}_{k}^{\mathsf{T}} \right) \mathbf{\Sigma}_{o}^{-1}$$

Le paramètre de régularisation  $\alpha$  peut être choisi pour conserver la trace totale :

$$\operatorname{Tr}[\mathbf{R}] = \operatorname{Tr}[\widehat{\mathbf{R}}] \Longrightarrow \alpha = \frac{p - \sum_{k=1}^{n} \lambda_k}{p - K}$$

Le paramètre de régularisation  $\alpha$  peut être choisi pour conserver la trace totale :  $\nabla^{\kappa}$ 

$$\operatorname{Tr}[\mathbf{R}] = \operatorname{Tr}[\widehat{\mathbf{R}}] \implies \alpha = \frac{p - \sum_{k=1}^{n} \lambda_k}{p - K}$$



Le paramètre de régularisation  $\alpha$  peut être choisi pour conserver la trace totale :  $\nabla^{\kappa}$ 

$$\mathsf{Tr}[\mathbf{R}] = \mathsf{Tr}[\widehat{\mathbf{R}}] \implies \alpha = \frac{p - \sum_{k=1}^{n} \lambda_k}{p - K}$$



### Effets de la troncature - RADAR

Une troncature de l'ordre de  $K = O(100) \ll p = 10^5$  peut suffire. Quels effets détrimentaux sur les covariances modélisées ?

K = 500K = 100K = 5046% 46°N 46°N 45°30'N 45°30' 45°30'N 45°30'N 45°N 45°N 45°N 44°30'N 44°30' 44°30'N 14°30'N 44°30'N 44°N 44°N 44°N 43°30'N 43930 43°30'N 43°30'N 0°30'E 0°30'E

Corrélations spatiales

 $\Rightarrow$  Corrélations erronées à longue distance.

#### Effets de la troncature - RADAR

Une troncature de l'ordre de  $K = O(100) \ll p = 10^5$  peut suffire. Quels effets détrimentaux sur les covariances modélisées ?

K = 500K = 100K = 5046°N 45°30'N 45\*30\*6 45°N 44°30'N 14°30'N 44°30'N 44°N 44% 43°30' 43930 43\*30'N 43°301N

Variances

 $\Rightarrow$  Erreurs sur les variances dans les zones de bord.

Estimation : d'après les diagnostiques de Desroziers, les données SEVIRI et RADAR sont corrélées spatialement.

- Modelling : nous pouvons construire un modèle statistique et numérique pour représenter ces corrélations spatiales, utilisant uniquement des opérateurs.
  - Inverse : L'utilisation de l'algorithme de Lanczos [Fisher 2014]...
    - requiert un nombre important de vecteurs propres (*e.g.*, 500).
    - introduit des corrélations erronées à longue distance / affecte les variances si la troncature est trop sévère.

mais demeure une option intéressante en PNT.

## References I

#### Courtier, P. (1997)

Dual formulation of four-dimensional variational assimilation.

Q.J.R. Meteorol. Soc., 123, 2449-2461

Derber, J. and A. Rosati, 1989 A Global Oceanic Data Assimilation System *J. Phys. Oceanogr.*, **19**, 1333-1347.



Desroziers, G., Berre, L., Chapnik, B. and Poli, P. (2005)

Diagnosis of observation, background and analysis-error statistics in observation space.

Q.J.R. Meteorol. Soc., 131, 3385-3396.



#### M. Fisher, 2014.

Accounting for Correlated Observation Error in Variational Data Assimilation. ESA workshop on correlated observation errors in Data Assimilation, April 24th, 2014.

# References II



#### S. Guedj, V. Guidard, B. Ménétrier and J.-F. Mahfouf (2014)

First estimates of observation error correlations for the future assimilation of MTG-IRS radiances.

ESA workshop on correlated observation errors in Data Assimilation, April 24th, 2014.

#### Lindgren, F., Rue, H. and Lindström, J. (2011)

An explicit link between Gaussian fields and Gaussian Markov random fields: the stochastic partial differential equation approach.

Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology), **73**: 423-498.



#### Gratton, S. and Tshimanga, J.

An observation-space formulation of variational assimilation using a restricted preconditioned conjugate gradient algorithm.

Q.J.R. Meteorol. Soc., 135, 1573-1585.



J. A. Waller, D. Simonin, S. L. Dance, N. K. Nichols, and S. P. Ballard (2016)

Diagnosing observation error correlations for Doppler radar radial winds in the Met Office UKV model using observation-minus-background and observation-minus-analysis statistics.

Monthly Weather Review.



#### Weston, P. P., Bell, W. and Eyre, J. R. (2014)

Accounting for correlated error in the assimilation of high-resolution sounder data.

Q.J.R. Meteorol. Soc., 140, 2420-2429