

par Samir Touzani

n

M. Anestis Antoniadis (Directeur de thèse) M. Daniel Busby (Promoteur de thèse)





Introduction

Contexte

Analyse des incertitudes en ingénierie des réservoirs

Objectifs principaux

- Propagation des incertitudes des entrées sur les sorties du simulateur
- Analyse de sensibilité: quantifier l'influence des paramètres d'entrée sur les sorties
- **Problèmes**
 - Simulateur coûteux en temps de calcul à haute dimension





Workflow: Modélisation et simulation des réservoirs





Environnement

Ingénierie de réservoir : Objectifs et enjeux

- Modèle de simulation impliquant un grand nombre de paramètres incertains :
 - Paramètres liés au gisement
 - Géométrie du réservoir : épaisseur, limites, force d'aquifère, présence de faille, etc.



- Remplissage du réservoir : plusieurs milliers de mailles à renseigner en propriétés pétrophysiques (porosité, perméabilité)
- Propriétés des fluides eau/huile/gaz : niveau des contacts entre les fluides, viscosité, saturations, PVT
- Interactions roches/fluides : perméabilités relatives
 - Capacité d'un fluide à se déplacer gênée par la présence d'un autre fluide
- Puits & production : Indice de productivité (IP), effet pariétal (skin)
 - Modification de la perméabilité aux abord du puits lié au forage





Introduction

Considérons le modèle :

$$Y_i = f(X_i) + \varepsilon_i \qquad i = 1,...,n$$

■ Le problème de la régression statistique consiste à analyser l'influence des paramètres d'entrés $X \in \Re^d$ sur la sortie Y







Régression et régularisation

 f(x) est approchée selon le principe des moindres carrés régularisé

$$J(f) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - f(x_i))^2 + \lambda p(f)$$





Régression et régularisation

 f(x) est approchée selon le principe des moindres carrés régularisé







Régression et régularisation

 f(x) est approchée selon le principe des moindres carrés régularisé







ANOVA

Definition:

La décomposition ANOVA exprime la sortie f(x)∈F comme un développement exact, ou tronqué, de fonctions de variables d'entrée X:

$$f(x) = f_0 + \sum_{i=1}^d f_i(x_i) + \sum_{1 \le i < j \le d} f_{ij}(x_i, x_j) + \sum_{1 \le i < j < k \le d} f_{ijk}(x_i, x_j, x_k) + \dots + f_{12\dots d}(x_1, x_2, \dots, x_d)$$

Où f_0 est une constante

L'unicité de cette décomposition est assurée par les conditions :

 $\int_{0}^{1} f_{i_{1},...,i_{s}}(x_{i_{1}},...,x_{i_{s}})dx_{i_{k}} = 0 \qquad \forall k = 1,...,s \qquad \forall \{i_{1},...,i_{s}\} \subseteq \{1,...,d\}$





SS-ANOVA (Wahba 1990)

- Dans le cadre de l'utilisation d'un modèle à splines de lissage ANOVA (SS-ANOVA), on suppose que $f_j(x_j) \in H^{(j)}$ où $H^{(j)}$ est un espace Hilbertien à noyau reproduisant (RKHS) et admettant la décomposition orthogonal: $H^{(j)} = \{1\} \oplus \overline{H}^{(j)}$
- Ainsi l'espace RKHS *F* s'écrit comme le produit tensoriel :

$$F = \bigotimes_{j=1}^{d} H^{(j)} = \{1\} \oplus \left[\bigoplus_{j=1}^{d} \overline{H}^{(j)} \right] \oplus \left[\bigoplus_{j < k} \left(\overline{H}^{(j)} \otimes \overline{H}^{(k)} \right) \right] \oplus \cdots$$

- Généralement le développement de $\,F\,$ est tronqué
- Selon l'ordre d'interaction considéré, on réécrit l'espace F sous la forme : $F = \{1\} \oplus \left\{ \bigoplus_{\gamma=1}^{q} F_{\gamma} \right\}$

Ci-dessus q dépend de la dimension du modèle et des interactions considérées





SS-ANOVA (Wahba 1990)

Exemple

Pour un modèle à 2 paramètres d'entrés, la décomposition ANOVA du modèle $f(x) \in F$ est :

$$f(x) = f_0 + f_1(x_1) + f_2(x_2) + f_{12}(x_1, x_2)$$

Avec

$$\begin{split} F &= \bigotimes_{j=1}^{2} H^{(j)} = \left\{ 1 \right\} \oplus \overline{H}^{(1)} \oplus \overline{H}^{(2)} \oplus \left[\left(\overline{H}^{(1)} \otimes \overline{H}^{(2)} \right) \right] \\ &= \left\{ 1 \right\} \oplus F_1 \oplus F_2 \oplus F_3 \end{split}$$







COSSO (Lin 2006)

Définition

Sous

• Pour $f(x) \in F$ la procédure COSSO minimise :

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_{i}-f(x_{i}))^{2}+\lambda^{2}\sum_{\gamma=1}^{q}\left\|P_{\gamma}f\right\|_{F_{\gamma}}$$

- Avec $P_{\gamma} f$ la projection orthogonale de f sur F_{γ}
- Une formulation équivalente qui est plus facile à résoudre numériquement et qui revient à trouver θ et $f(x) \in F$ minimisant :

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_{i} - f(\mathbf{x}_{i}) \right\}^{2} + \lambda_{0} \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^{2} + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$

la contrainte $\theta_{\gamma} \ge 0$

•
$$f$$
 est sous la forme:
 $f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_i \sum_{\gamma} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$





COSSO (Lin 2006)

Définition

• Pour $f(x) \in F$ la procédure COSSO minimise :

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_{i}-f(x_{i}))^{2}+\lambda^{2}\sum_{\gamma=1}^{q}\left\|P_{\gamma}f\right\|_{F_{\gamma}}$$

- Avec $P_{\gamma} f$ la projection orthogonale de f sur F_{γ}
- Une formulation équivalente qui est plus facile à résoudre numériquement et qui revient à trouver θ et $f(x) \in F$ minimisant :

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \{y_{i} - f(\mathbf{x}_{i})\}^{2} + \lambda_{0}\sum_{\gamma}(\theta_{\gamma})^{-1} \|P_{\gamma}f\|_{F_{\gamma}}^{2} + \bigvee_{\gamma} \theta_{\gamma}$$
Sous la contrainte $\theta_{\gamma} \ge 0$
Constante positive
Paramètre de régularisation
$$f \text{ est sous la forme:}$$

$$f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_{i}\sum_{\gamma}\theta_{\gamma}K^{\gamma}(t_{i}, x)$$



0 FP



Paramètres à estimer $(b, \theta_{\gamma}, c_i)$ de $f(x) = b + \sum_{i=1}^n c_i \sum_{\gamma} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$

Par la minimisation de :
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i - f(\mathbf{x}_i) \right\}^2 + \lambda_0 \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^2 + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$





Paramètres à estimer $(b, \theta_{\gamma}, c_i)$ de $f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_i \sum_{\gamma} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$

Par la minimisation de :
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i - f(\mathbf{x}_i) \right\}^2 + \lambda_0 \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^2 + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$

Algorithme:

 $\frac{\operatorname{Pour} \theta_{\gamma} \operatorname{fix\acute{e}}}{\min_{\mathbf{c},b} \|\mathbf{y} - \mathbf{f}\|_{n}^{2} + n\lambda_{0}\mathbf{c}^{T}K_{\theta}\mathbf{c}}$ $\underline{\acute{e}tape1}$





Paramètres à estimer $(b, \theta_{\gamma}, c_i)$ de $f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_i \sum_{\gamma} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$

Par la minimisation de :
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i - f(\mathbf{x}_i) \right\}^2 + \lambda_0 \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^2 + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$

Algorithme:







Paramètres à estimer $(b, \theta_{\gamma}, c_i)$ de $f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_i \sum_{\gamma} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$

Par la minimisation de :
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i - f(\mathbf{x}_i) \right\}^2 + \lambda_0 \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^2 + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$







Paramètres à estimer $(b, \theta_{\gamma}, c_i)$ de $f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_i \sum_{i} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$

Par la minimisation de :
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i - f(\mathbf{x}_i) \right\}^2 + \lambda_0 \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^2 + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$





Paramètres à estimer $(b, \theta_{\gamma}, c_i)$ de $f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_i \sum_{i=1}^{n} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$

Par la minimisation de :
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i - f(\mathbf{x}_i) \right\}^2 + \lambda_0 \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^2 + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$





Paramètres à estimer $(b, \theta_{\gamma}, c_i)$ de $f(x) = b + \sum_{i=1}^{n} c_i \sum_{i=1}^{n} \theta_{\gamma} K^{\gamma}(t_i, x)$

Par la minimisation de :
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i - f(\mathbf{x}_i) \right\}^2 + \lambda_0 \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^2 + \nu \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$$





L'étape 1:

$$\min_{\mathbf{c},b} \|\mathbf{y} - \mathbf{f}\|_n^2 + n\lambda_0 \mathbf{c}^T K_{\theta} \mathbf{c}$$

est un problème d'optimisation quadratique pouvant être résolu par des méthodes linéaires

L'étape 2

$$\min_{\boldsymbol{\theta}} \left\| \mathbf{z} - D\boldsymbol{\theta} \right\|_{n}^{2} \qquad \mathbf{S.C} \ \theta_{\gamma} \ge 0 \ , \sum_{\gamma} \theta_{\gamma} \le M$$

correspond à un problème d'optimisation quadratique sous contrainte linéaire pour lequel il existe plusieurs techniques de résolution







- Dans le cas d'un modèle à haute dimension q > n les algorithmes testés se sont avérés coûteux en temps de calcul et moins fiables
- On introduit un algorithme itératif qui aboutit à une solution parcimonieuse car elle permet d'obtenir des estimations nulles pour certains *θ*,







Algorithme itératif

- Soit a > 0 tel que $\lambda_{\max}(D^T D) \le a$
- Pour a = 1
- Résoudre

$$\min_{\theta} \|\mathbf{z} - D\theta\|_n^2 \quad \text{S.C} \quad \sum_{\gamma} |\theta_{\gamma}| \le M$$

Équivaut à (Daubechies 2004)

$$\theta^{[k+1]} = S_{\nu} \left(\theta^{[k]} + D^T (\mathbf{z} - D\theta^{[k]}) \right)$$

Où $S_{\nu}(x) = \operatorname{sgn}(x)(|x| - \nu)_{+}$ (fonction de seuillage doux)

Résoudre

$$\min_{\theta} \left\| \mathbf{z} - D\theta \right\|_{n}^{2} \quad \text{S.C} \quad \theta_{\gamma} \ge 0$$

Équivaut à (Bertero 1998)

$$\theta^{[k+1]} = P_{+} \left(\theta^{[k]} + D^{T} (\mathbf{z} - D\theta^{[k]}) \right)$$

Où P_+ le projecteur sur le cône réels positifs (ensemble convexe)





Algorithme itératif

Définition :

• Résoudre
$$\min_{\theta} \|\mathbf{z} - D\theta\|_n^2$$
 sous $\theta_{\gamma} \ge 0$ et $\sum_{\gamma} \theta_{\gamma} \le M$

Conduit à (pour a = 1)

$$\theta^{[k+1]} = S_{\nu} \left(P_{+} \left(\theta^{[k]} + D^{T} (Y - D \theta^{[k]}) \right) \right)$$

Où $S_{\nu}(x) = \operatorname{sgn}(x)(|x| - \nu)_{+}$ (fonction de seuillage doux) Et P_{+} le projecteur sur le cône réels positifs (ensemble convexe)



Estimation des hyper-paramètres

Validation croisée stratifiée K-fold-CV :

- Partition de l'ensemble E des données en K sous ensembles $E_1, ..., E_K$
- Estimation de λ_0 :
 - Minimisation de l'erreur de prédiction :

$$V(\lambda_{0}) = \frac{1}{n} \sum_{w=1}^{K} \sum_{(x_{i}, y_{i}) \in E_{w}} (y_{i} - \hat{f}_{\lambda_{0}}^{(w)}(x_{i}))^{2}$$

Où $\hat{f}_{\lambda_{0}}^{(w)}$ minimise :
$$\frac{1}{n} \sum_{(x_{i}, y_{i}) \notin E_{w}} \{y_{i} - f(\mathbf{x}_{i})\}^{2} + \lambda_{0} \sum_{\gamma} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^{2}$$

- Estimation de v :
 - Minimisation de l'erreur de prédiction :

$$V(\mathbf{v}) = \frac{1}{n} \sum_{w=1}^{K} \sum_{(x_i, y_i) \in E_w} (y_i - \hat{f}_v^{(w)}(x_i))^2$$

Où $\hat{f}_{v}^{(w)}$ minimise : $\frac{1}{n} \sum_{(x_{i}, y_{i}) \notin E_{w}} \left\{ y_{i} - f(\mathbf{x}_{i}) \right\}^{2} + \lambda_{0} \sum_{\gamma} (\theta_{\gamma})^{-1} \left\| P_{\gamma} f \right\|_{F_{\gamma}}^{2} + v \sum_{\gamma} \theta_{\gamma}$



Application

- Application de la méthode sur des cas analytiques et un cas réservoir
- Définition du critère de la qualité de prédiction :

$$Q2 = 1 - \frac{1/N\sum_{i=1}^{N} (f(t_i) - \hat{f}(t_i))^2}{\operatorname{var}(f(t_i))}$$







Modèle de Sobol à 8 paramètres (Saltelli 2000)

$$f(x) = \prod_{j=1}^{8} \frac{|4x_j - 2| + a_j}{1 + a_j}$$

$$a_j = \{0, 1, 2, 4.5, 99, 99, 99, 99\}$$

Q2	n=600
COSSO	0.99

Sur 1000 points de confirmation







Modèle de Sobol à 8 paramètres (Saltelli 2000)





Modèle de Morris à 20 paramètres (Saltelli 2000) $Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{20} \beta_i \omega_i + \sum_{i< j}^{20} \beta_{i,j} \omega_i \omega_j + \sum_{i< j< l}^{20} \beta_{i,j,l} \omega_i \omega_j \omega_l + \sum_{i< j< l< s}^{20} \beta_{i,j,l,s} \omega_i \omega_j \omega_l \omega_s$

Tel que

$$\omega_{j} = \begin{cases} 2 \times (1.1X_{j} / (X_{j} + 0.1) - 0.5) \text{ pour } j = 3,5,7 \\ 2 \times (X_{j} - 0.5) & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\begin{cases} \beta_{i} = 20 \text{ pour } i = 1,...,10 \\ \beta_{i,j} = -15 \text{ pour } i, j = 1,...,6 \\ \beta_{i,j,l} = -10 \text{ pour } i, j, l = 1,...,5 \\ \beta_{i,j,l,s} = 5 \text{ pour } i, j, l, s = 1,...,4 \end{cases}$$





- Les dix premiers paramètres sont influents :
 - Les six premiers ont une influence significative principalement dû à leurs interaction
 - Les quatre autres sont influents grâce à leurs effets principaux

Q2	n=150	n=300
COSSO	0.82	0.93
Krigeage	0.83	0.89

Sur 1000 points de confirmation





Modèle de Sobol à 25 paramètres (Saltelli 2000)

$$f(x) = \prod_{j=1}^{25} \frac{|4x_j - 2| + a_j}{1 + a_j} + \varepsilon$$

Tel que :
$$a_j = \{0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 99, ..., 99\}$$

 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$

$$SNR = 5:1$$

	n=150	n=300	n=450
COSSO	0.38	0.69	0.76
Krigeage	0.26	0.60	0.67



Sur 1000 points de confirmation



Modèle de Sobol à 25 paramètres (Saltelli 2000)

$$f(x) = \prod_{j=1}^{25} \frac{|4x_j - 2| + a_j}{1 + a_j} + \varepsilon$$

Tel que :
$$a_j = \{0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,99,...,99\}$$

 $\varepsilon \sim N(0,\sigma^2)$
 $SNR = \frac{var(f)}{\sigma^2}$
 $\boxed{n=150 \quad n=300 \quad n=450}$
 $COSSO \quad 0.38 \quad 0.69 \quad 0.76$
Krigeage $0.26 \quad 0.60 \quad 0.67$

Sur 1000 points de confirmation



Application : Réservoir synthétique

- Basé sur un champ réel
- 6 puits de production
- La présence d'un aquifère ne nécessite pas le forage d'injecteurs
- Modèle d'une des sorties du simulateur à 27 paramètres

Q2	100
COSSO	0.82
Krigeage	0.72

Sur 1000 points de confirmation





2339 2347 2355 2363 2371 2379 2387 2395 2403 2411



PUNQS XY plane 1

Tops



Perspectives

- Amélioration de l'estimation des hyper-paramètres
- Accélération de la convergence de l'algorithme itératif
- Utilisation du COSSO pour effectuer l'analyse de sensibilité: calcul des indices de sensibilité à partir des coefficients de noyaux
- Extension de la méthode aux réponses fonctionnelles (*i.e.* cumulé d'huile en fonction du temps)

