

# Utilisation d'échantillonnage pondéré dans les estimations répétées

Dorota Gajda<sup>1 2</sup>  
Chantal Guihenneuc-Jouyaux<sup>2 3</sup>

<sup>1</sup>IGR <sup>2</sup>INSERM U1018 - EQ01PTB - CESP  
<sup>3</sup>Université Paris Descartes

AppliBUGS, 20 décembre 2012

# Étude empirique d'estimateurs par simulations

- Différentes valeurs des paramètres : L paramétrisations
- Simulation de K jeux de données sous le modèle d'intérêt
- Estimation des paramètres sur chaque jeu de données ( $K \times L$ )
- Etude des performances des estimations des paramètres (pour chaque paramétrisation)

# Étude empirique d'estimateurs par simulations

- Différentes valeurs des paramètres : L paramétrisations
- Simulation de K jeux de données sous le modèle d'intérêt
- Estimation des paramètres sur chaque jeu de données ( $K \times L$ )
- Etude des performances des estimations des paramètres (pour chaque paramétrisation)

# Étude empirique d'estimateurs par simulations

- Différentes valeurs des paramètres : L paramétrisations
- Simulation de K jeux de données sous le modèle d'intérêt
- Estimation des paramètres sur chaque jeu de données ( $K \times L$ )
- Etude des performances des estimations des paramètres (pour chaque paramétrisation)

# Étude empirique d'estimateurs par simulations

- Différentes valeurs des paramètres :  $L$  paramétrisations
- Simulation de  $K$  jeux de données sous le modèle d'intérêt
- Estimation des paramètres sur chaque jeu de données ( $K \times L$ )
- Etude des performances des estimations des paramètres (pour chaque paramétrisation)

# Modèle Bayésien

Modèle paramétrique  $M_\theta$  pour les données ( $X$ )

- idée a priori sur  $\theta$   $\Rightarrow \pi(\theta)$
- information provenant des données  $\Rightarrow \pi(X|\theta)$
- Combinaison des 2 sources d'information  
(a priori + données)= loi a posteriori  $\Rightarrow \pi(\theta|X)$

par Théorème de Bayes

$$\pi(\theta|X) = \frac{\pi(\theta, X)}{\pi(X)} = \frac{\pi(X|\theta) \cdot \pi(\theta)}{\pi(X)}$$

# Estimations répétées

- Étude « empirique » d'estimateurs → via les simulations
- Nécessité d'un grand nombre de réplifications de jeux de données
- Les résultats d'une approche bayésienne
  - loi a posteriori (souvent multidimensionnelle)  
ainsi que ses caractéristiques  
**(en pratique approchées par algorithmes itératifs)**
- Temps de calcul parfois lourd
  - ⇒ Diminution du nombre de réplifications ou
  - ⇒ Étude considérée non faisable

# Étude de simulations dans le cadre Bayésien

- Simuler  $K$  jeux de données  $X^{(K)} = (X_1, \dots, X_N)$  sous le modèle  $M_\theta$  en fixant les paramètres  $\theta = \theta_0$

$$X_i \sim \pi(X|\theta_0)$$

- Fixer une même loi a priori sur les paramètres  $\pi(\theta)$
- Calculer des espérances d'une fonction d'intérêt  $g(\theta)$  :

$$E_{[\theta|X]}[g(\theta)] = \int_{\Theta} g(\theta)\pi(\theta|X)d\theta$$

$$g(\theta) = \theta, \quad g(\theta) = \theta^2, \quad g(\theta) = \dots$$

- Étudier  $L$  scénarios pour les différents choix de  $\theta_0$

## Problème calculatoire

- $\pi(\theta|X^{(K)})$  et/ou les intégrales de  $\pi(\theta|X^{(K)})$  non explicites

# Méthode classique : MCMC systématiquement

- Algorithme permettant de simuler une chaîne de Markov  $\{\theta_1, \dots, \theta_N\}$  ayant pour loi stationnaire la loi a posteriori  $\pi(\theta|X)$

(N=nombre total d'itérations)

- Par théorème ergodique,

Si CM  $\{\theta_1, \dots, \theta_N\} \sim \pi(\theta|X)$  alors

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g(\theta_i) \longrightarrow E_{[\theta|X]}[g(\theta)]$$

pour  $g(\theta) = \theta$ ,  $g(\theta) = \theta^2$ ,  $g(\theta) = \dots$

Méthode itérative pour  $K \times L$  estimations

⇒ procédure coûteuse en temps

# Importance Sampling avec 2 jeux de données

- On a déjà une réalisation Markov. de la loi a posteriori  $\pi(\theta|X^{(1)})$  (MCMC avec  $X^{(1)}$ )
- On veut estimer  $E_{[\theta|X^{(2)}]}[g(\theta)]$  sans faire de MCMC

$$E_{[\theta|X^{(2)}]}[g(\theta)] = \int g(\theta)\pi(\theta|X^{(2)})d\theta = \int g(\theta)\frac{\pi(\theta|X^{(2)})}{\pi(\theta|X^{(1)})}\pi(\theta|X^{(1)})d\theta$$

Par th. ergodique,

si  $\theta_1, \dots, \theta_N \sim \pi(\theta|X^{(1)})$  alors

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g(\theta_i) \frac{\pi(\theta_i|X^{(2)})}{\pi(\theta_i|X^{(1)})} \rightarrow E_{[\theta|X^{(2)}]}[g(\theta)]$$

$\pi(\theta|X^{(1)})$  est appelée **fonction d'importance**

# IS combinée avec MCMC pour $K=101$

## 1<sup>ère</sup> stratégie : "Référence fixe"

**1 × MCMC + 100 × IS**

⇒ la même fonction d'importance  $\pi(\theta|X^{(1)})$  obtenue via MCMC avec  $X^{(1)}$

## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie"

**10 × MCMC + 91 × IS**

⇒ la fonction d'importance est différente  $\pi(\theta|X^{(m_k)})$  où  $X^{(m_k)}$  est choisie parmi  $X^{(1)}, \dots, X^{(10)}$  via un des trois critères (Gajda et al. 2010) :

- critère 1 : minimisation de la norme  $L_1$  :  $\|\pi(\theta^{(m_k)}|X^{(k)}) - \pi(\theta^{(m_k)}|X^{(m_k)})\|_{L_1}$
- critère 2 : minimisation de la KL-divergence :  $KL(\pi(\theta^{(m_k)}|X^{(k)}), \pi(\theta^{(m_k)}|X^{(m_k)}))$
- critère 3 : minimisation de la variance IS

## 3<sup>ème</sup> stratégie : "Mélange de densités"

**10 × MCMC + 91 × IS**

⇒ la fonction d'importance  $\pi_{mix}(\theta) = \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \pi(\theta|X^{(j)})$  (Gajda et al. 2011)

# IS combinée avec MCMC pour $K=101$

## 1<sup>ère</sup> stratégie : "Référence fixe"

**1 × MCMC + 100 × IS**

⇒ la même fonction d'importance  $\pi(\theta|X^{(1)})$  obtenue via MCMC avec  $X^{(1)}$

## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie"

**10 × MCMC + 91 × IS**

⇒ la fonction d'importance est différente  $\pi(\theta|X^{(m_k)})$  où  $X^{(m_k)}$  est choisie parmi  $X^{(1)}, \dots, X^{(10)}$  via un des trois critères (Gajda et al. 2010) :

- critère 1 : minimisation de la norme  $L_1$  :  $\|\pi(\theta^{(m_k)}|X^{(k)}) - \pi(\theta^{(m_k)}|X^{(m_k)})\|_{L_1}$
- critère 2 : minimisation de la KL-divergence :  $KL(\pi(\theta^{(m_k)}|X^{(k)}), \pi(\theta^{(m_k)}|X^{(m_k)}))$
- critère 3 : minimisation de la variance IS

## 3<sup>ème</sup> stratégie : "Mélange de densités"

**10 × MCMC + 91 × IS**

⇒ la fonction d'importance  $\pi_{mix}(\theta) = \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \pi(\theta|X^{(j)})$  (Gajda et al. 2011)

# IS combinée avec MCMC pour $K=101$

## 1<sup>ère</sup> stratégie : "Référence fixe"

**1 × MCMC + 100 × IS**

⇒ la même fonction d'importance  $\pi(\theta|X^{(1)})$  obtenue via MCMC avec  $X^{(1)}$

## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie"

**10 × MCMC + 91 × IS**

⇒ la fonction d'importance est différente  $\pi(\theta|X^{(m_k)})$  où  $X^{(m_k)}$  est choisie parmi  $X^{(1)}, \dots, X^{(10)}$  via un des trois critères (Gajda et al. 2010) :

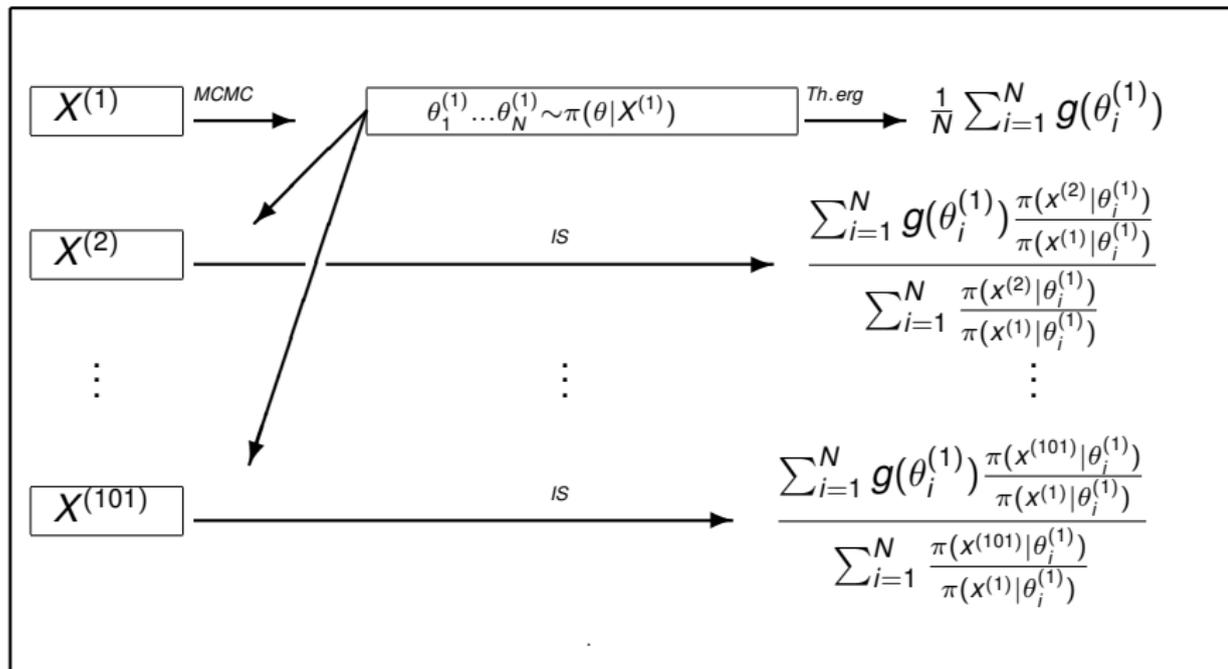
- critère 1 : minimisation de la norme  $L_1$  :  $\|\pi(\theta^{(m_k)}|X^{(k)}) - \pi(\theta^{(m_k)}|X^{(m_k)})\|_{L_1}$
- critère 2 : minimisation de la KL-divergence :  $KL(\pi(\theta^{(m_k)}|X^{(k)}), \pi(\theta^{(m_k)}|X^{(m_k)}))$
- critère 3 : minimisation de la variance IS

## 3<sup>ème</sup> stratégie : "Mélange de densités"

**10 × MCMC + 91 × IS**

⇒ la fonction d'importance  $\pi_{mix}(\theta) = \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \pi(\theta|X^{(j)})$  (Gajda et al. 2011)

# 1<sup>ère</sup> stratégie : "Référence fixe"



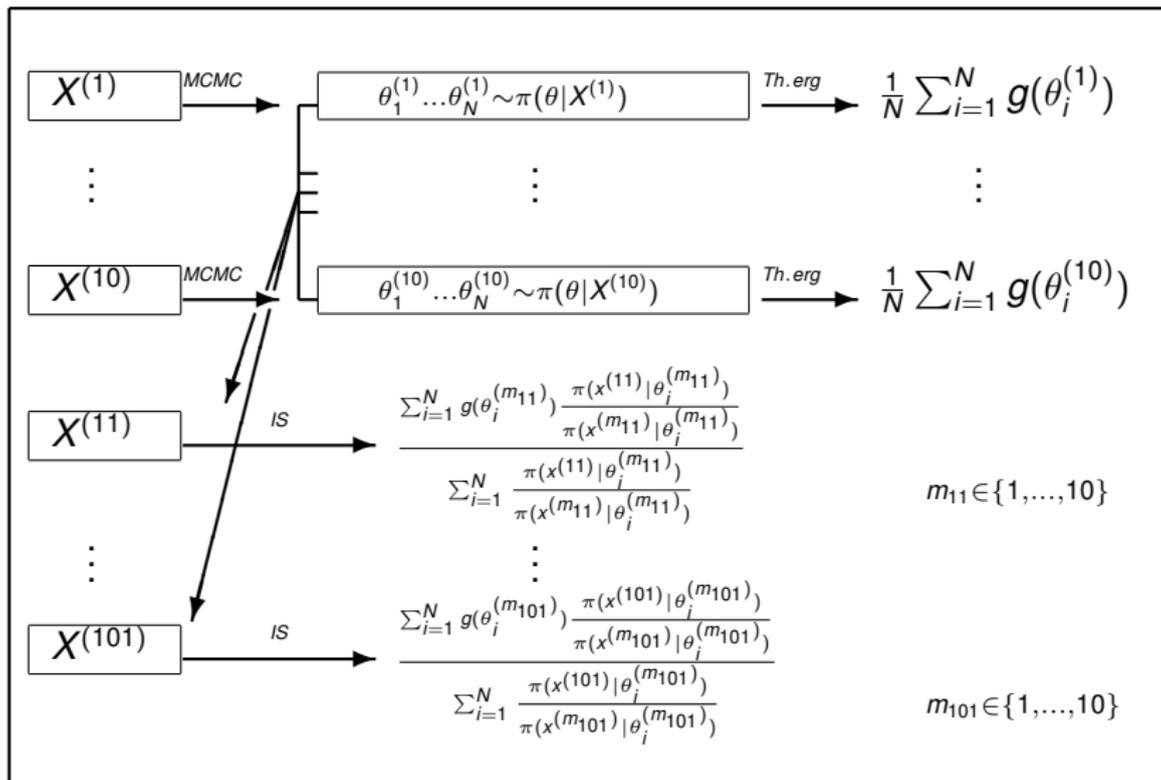
## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie" - objectif

$$\text{supp} \{g\pi(\cdot|X^{(k)})\} \subset \text{supp} \{\pi(\cdot|X^{(1)})\} \quad ???$$

*Objectif : Améliorer le choix de la fonction d'importance*

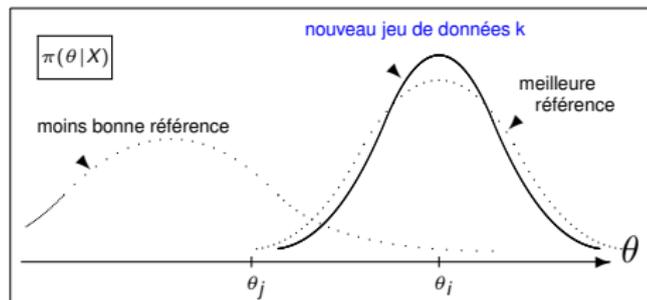
- ⇒ Supports plus proches
- ⇒ Choix de la référence parmi 10 jeux de données présélectionnés pour chaque nouvelle estimation via IS
- ⇒ Étude de l'amélioration des performances par rapport à la 1<sup>ère</sup> stratégie

## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie" - démarche



## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie" - critère 1

Critère 1 basé sur la minimisation de la norme  $L^1$  de la différence entre deux densités a posteriori  $\|\pi(\theta^{(m_k)}|X^{(k)}) - \pi(\theta^{(m_k)}|X^{(m_k)})\|_{L^1}$



avec  $\tilde{w}_i(k, m_k) = \frac{w_i(k, m_k)}{\sum_{i=1}^N w_i(k, m_k)}$  et  $w_i(k, m_k) = \frac{\pi(X^{(k)}|\theta_i^{(m_k)})}{\pi(X^{(m_k)}|\theta_i^{(m_k)})}$

$$\min_{m_k \in \{1, \dots, M\}} \left\{ \sum_{i=1}^N \left| \tilde{w}_i(k, m_k) - \frac{1}{N} \right| \right\}.$$

## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie" - critère 2

Critère 2 basé sur la minimisation de la divergence de Kullback-Leibler entre deux densités a posteriori

$$KL(\pi(\theta|X^{(k)}), \pi(\theta|X^{(m_k)})) = \int \log\left(\frac{\pi(\theta|X^{(k)})}{\pi(\theta|X^{(m_k)})}\right) \pi(\theta|X^{(k)}) d\theta$$

⇒ "contrôle" du comportement des queues de la distribution

avec  $\tilde{w}_i(k, m_k) = \frac{w_i(k, m_k)}{\sum_{i=1}^N w_i(k, m_k)}$  et  $w_i(k, m_k) = \frac{\pi(x^{(k)}|\theta_i^{(m_k)})}{\pi(x^{(m_k)}|\theta_i^{(m_k)})}$

$$\min_{m_k \in \{1, \dots, M\}} \left\{ \sum_{i=1}^N \tilde{w}_i(k, m_k) \ln w_i(k, m_k) - \frac{\ln \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i(k, m_k)}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i(k, m_k)} \right\}$$

## 2<sup>ème</sup> stratégie : "Référence choisie" - critère 3

Critère 3 basé sur la minimisation de la variance de l'estimateur IS

⇒ en pratique (Robert 2007) pour garantir que

$$E_{[\theta|X^{(m_k)}]} \left[ \left( g(\theta) \frac{\pi(\theta|X^{(k)})}{\pi(\theta|X^{(m_k)})} \right)^2 \right] \text{ soit finie}$$

$$\Rightarrow |g(\theta)| \frac{\pi(X^{(k)}|\theta)}{\pi(X^{(m_k)}|\theta)} \text{ "le plus stable"}$$

avec  $u(\theta_i^{(m_k)}) = |g(\theta_i^{(m_k)})| \cdot \pi(X^{(k)}|\theta_i^{(m_k)}) / \pi(X^{(m_k)}|\theta_i^{(m_k)})$

$$\min_{m_k \in \{1, \dots, M\}} \left\{ \frac{\max_{i=1, \dots, N} u(\theta_i^{(m_k)}) - \min_{i=1, \dots, N} u(\theta_i^{(m_k)})}{\sum_{i=1}^N u(\theta_i^{(m_k)})} \right\}$$

## 3<sup>ème</sup> stratégie : "Mélange de densités"

Mélange de densités *a posteriori*  $\Rightarrow \pi_{mix}(\theta) = \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \pi(\theta|X^{(j)})$

- MCMC avec  $X^{(1)}, \dots, X^{(10)}$  ( $\leftarrow n=10N$ =nombre total d'itérations)
- Pour  $k=11, \dots, 101$ ,  
IS pour  $X^{(k)}$  avec la même fonction d'importance  $\pi_{mix}$

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^{10} \sum_{i=1}^N g(\theta_i^{(j)}) \frac{\pi(\theta_i^{(j)}|X^{(k)})}{\pi_{mix}(\theta_i^{(j)})} \rightarrow E_{[\theta|X^{(k)}]} [g(\theta)]$$

avec  $\{\theta_i^{(j)}\} \sim \pi(\theta|X^{(j)}), \quad j = 1, \dots, 10$

- Problème :  $\pi(X^{(j)})$  = constante de normalisation doit être connue sinon estimée (cf. Chen and Shao, 1997)

# Modèles étudiés

- Modèle 1 (Modèle de Poisson) :

$$X_i | \lambda \sim \mathcal{P}(\lambda)$$

- Modèle 2 (Régression de Poisson) :

$$\begin{aligned} X_i | \lambda_i &\sim \mathcal{P}(\lambda_i) \\ \log(\lambda_i) &= a + bZ_i \\ Z_i &\sim \mathcal{N}(0, 1) \end{aligned}$$

- Modèle 3 (Régression de Poisson avec extravariabilité) :

$$\begin{aligned} X_i | \lambda_i &\sim \mathcal{P}(\lambda_i) \\ \log(\lambda_i) &= a + \sum_{j=1}^n b_j Z_{ij} + \epsilon_i \\ Z_{ij} &\sim \mathcal{N}(0, 1) \quad , \quad \epsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2) \end{aligned}$$

# Résultats avec le modèle 1

## Simulation

$$X_i | \lambda_0 \sim \mathcal{P}(\lambda_0) \quad \text{pour} \quad \lambda_0 = 1 \quad \text{ou} \quad \lambda_0 = 20$$

$$X = (X_1, \dots, X_N) \text{ pour } N = 20$$

$\Rightarrow$  on réplique 101 fois :  $X^{(1)}, \dots, X^{(101)}$

## Estimation

$$X_i | \lambda \sim \mathcal{P}(\lambda), \quad \lambda \sim \mathcal{G}(\alpha, \beta) \quad \text{où} \quad \alpha = 0.01 \quad \text{et} \quad \beta = 0.01$$

$\Rightarrow$  on estime 101 espérances

$$E_{[\theta | X^{(1)}]}(g(\theta)), \dots, E_{[\theta | X^{(101)}]}(g(\theta)) \text{ pour chaque fonction } g$$

## Loi a posteriori connue

$$g(\sum_{i=1}^N X_i^{(k)} + \alpha, \beta + N) \quad \Rightarrow \quad E_{[\lambda | X^{(k)}]}[\lambda] = (\sum_{i=1}^N X_i^{(k)} + \alpha) / (\beta + N)$$

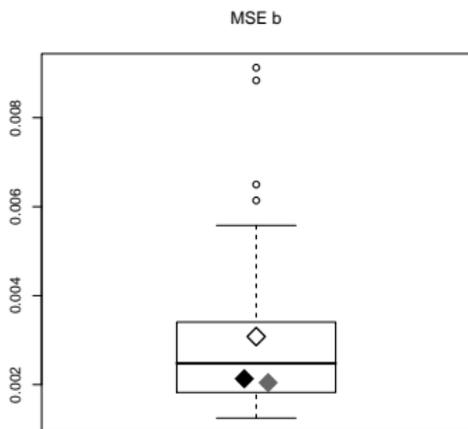
Stratégie		EQM ( $\times 10^{05}$ )
MCMC		9.1
Référence fixe	la pire	10823.4
Référence fixe	la meilleure réf. fixe	103.7
Référence choisie	critère 1 (norme $L^1$ )	4.2
Référence choisie	critère 2 (Dv KL)	12.5
Référence choisie	critère 3 (Min var.)	4.5
Mélange <sup>†</sup>		4.0

<sup>†</sup> avec les constantes de normalisation estimées par « reverse logistic regression »

**TABLE :** Erreurs quadratiques moyennes entre estimation et vraie moyenne a posteriori dans le modèle de Poisson avec  $\lambda = 20$ .

# Comparaison entre référence fixe et référence choisie

Modèle de régression de Poisson  
avec extravariabilité ( $\sigma_\epsilon^2 = 1/2$ )



Stratégie	EQM* ( $\times 10^{-03}$ )
La meilleure réf. "fixe"	1.2
La pire réf. "fixe"	9.1
Réf. "choisie"	
avec le critère 1	2.1
avec le critère 2	3.1
avec le critère 3	2.0

\* EQM de  $b$  entre estimation via IS et MCMC

# Conclusion

- Pour les modèles étudiés, IS donne des bonnes performances
- Importance de choix de la référence
  - référence fixe
    - ⇒ danger d'un choix maladroit
  - référence choisie
    - ⇒ amélioration des résultats
  - stratégie du mélange
    - ⇒ bons résultats
    - ⇒ fonction d'importance identique (+)
    - ⇒ estimation des constantes de normalisation (-)

Merci pour votre attention !