
Modèles hiérarchiques : quelle loi a priori pour le modèle de variance ?

Jean-Louis Foulley et Jean-Michel MARIN

INRA Jouy-en-Josas

Institut de Mathématiques et Modélisation
Université Montpellier 2

Modèle linéaire mixte de base

Pour tout $i = 1, \dots, I$ et $j = 1, \dots, J$:

$$y_{ij} = \theta + u_i + \epsilon_{ij},$$

avec

$$u_i \sim \mathcal{N}_1(0, \sigma^2),$$

$$\epsilon_{ij} \sim \mathcal{N}_1(0, \tau^2),$$

et $\theta \in \mathbb{R}$.

$\mathbf{y} = (y_{11}, \dots, y_{IJ})$ et $\mathbf{u} = (u_1, \dots, u_I)$:

$$f(\mathbf{y}|\mathbf{u}, \theta, \tau^2) = (2\pi\tau^2)^{-IJ/2} \exp\left(-0.5\tau^{-2} \sum_{i,j} (y_{ij} - \theta - u_i)^2\right),$$

et

$$f(\mathbf{u}|\sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-I/2} \exp\left(-0.5\sigma^{-2} \sum_i u_i^2\right).$$

On obtient :

$$f(\mathbf{y}|\theta, \tau^2, \sigma^2) = (2\pi)^{-IJ/2} \sigma^{-I} \tau^{-IJ} (J\tau^{-2} + \sigma^{-2})^{-I/2}$$

$$\times \exp \left(-0.5\tau^{-2} \sum_{i,j} (y_{ij} - \bar{y}_{i\cdot})^2 \right)$$

$$\times \exp \left(-J/(2(\tau^2 + \sigma^2 J)) \sum_i (\bar{y}_{i\cdot} - \theta)^2 \right),$$

où $\bar{y}_{i\cdot} = \sum_j y_{ij}/J$.

On en déduit la loi a priori de Jeffreys pour $(\theta, \tau^2, \sigma^2)$:

$$\pi^J(\theta, \tau^2, \sigma^2) \propto \tau^{-2} \sigma^{-2}.$$

Question $\pi^J(\theta, \tau^2, \sigma^2 | \mathbf{y})$ existe-t-elle ?

$$\begin{aligned} \pi^J(\theta, \tau^2, \sigma^2 | \mathbf{y}) &\propto \sigma^{-2-I} \tau^{-2-IJ} (J\tau^{-2} + \sigma^{-2})^{-I/2} \\ &\times \exp \left(-0.5\tau^{-2} \sum_{i,j} (y_{ij} - \bar{y}_{i\cdot})^2 \right) \exp \left(-J/(2(\tau^2 + \sigma^2 J)) \sum_i (\bar{y}_{i\cdot} - \theta)^2 \right), \end{aligned}$$

$$\pi^J(\tau^2, \sigma^2 | \mathbf{y}) \propto \sigma^{-2-I} \tau^{-2-IJ} (J\tau^{-2} + \sigma^{-2})^{-I/2} (\tau^2 + J\sigma^2)^{1/2}$$
$$\times \exp \left(-0.5\tau^{-2} \sum_{i,j} (y_{ij} - \bar{y}_{i\cdot})^2 \right) \exp \left(-J/(2(\tau^2 + \sigma^2 J)) \sum_i (\bar{y}_{i\cdot} - \bar{y})^2 \right),$$

où $\bar{y} = \sum_{i,j} y_{ij}/(IJ)$.

Ainsi la loi a posteriori de $(\theta, \tau^2, \sigma^2)$ n'existe pas. En effet, pour $\tau \neq 0$, $\pi^J(\tau^2, \sigma^2 | \mathbf{y})$ se comporte comme σ^{-2} au voisinage de 0 !

Choix de lois a priori pour le paramètre σ^2

1) Uniforme

1.1) sur un compact, choix de la borne supérieure ?

1.2) sur \mathbb{R}_+^* : le mode de la loi a posteriori est égal au REML. Attention les estimateurs MAP ne correspondent à aucune fonction de perte ; Par ailleurs, Gelman (2006) :

“Another noninformative prior distribution sometimes proposed in the Bayesian literature is uniform on σ^2 . We do not recommend this, as it seems to have the miscalibration toward higher values and also requires $I \geq 4$ groups for a proper posterior distribution.”

2) Inverse Gamma (lois conjuguées)

- 2.1) $\mathcal{IG}(\epsilon, \epsilon)$ avec ϵ suffisamment petit, ϵ doit être calibré en fonction de la somme des carrés résiduels ;
- 2.2) $\mathcal{IG}(0.5\eta, 0.5\eta\zeta^2)$ permet d'inclure de l'information a priori ;

3) Half Cauchy prior Gelman (2006).