## ÉCHANTILLONNEUR DE GIBBS

## Warm-up

Soit (X,Y) un couple de variables de loi gaussienne centrée de matrice de covariance

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \,,$$

où  $\rho \in (0,1)$ . Écrire un échantillonneur de Gibbs permettant de simuler approximativement la loi de (X,Y).

Introduisons le vecteur  $Z = X - \rho Y$ . Alors,

$$Cov(Z, Y) = Cov(X, Y) - \rho Cov(Y, Y) = 0$$
.

Ainsi, puisque le vecteur (Y, Z) est gaussien, Y et Z sont indépendantes. On écrit ensuite

$$\mathbb{E}[X|Y] = \mathbb{E}[Z + \rho Y|Y] = \mathbb{E}[Z] + \rho Y = \rho Y.$$

et

$$\mathbb{V}[X|Y] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X|Y])^2|Y] = \mathbb{E}[(X - \rho Y)^2|Y] = \mathbb{E}[Z^2|Y] = \mathbb{V}[Z] = 1 - \rho^2.$$

La loi conditionnelle de X sachant Y, notée  $\pi_{X|Y}(\cdot|Y)$ , est donc une gaussienne de moyenne  $\rho Y$  et de variance  $1-\rho^2$ . On obtient un résultat similaire pour la loi de Y sachant X, notée  $\pi_{Y|X}(\cdot|X)$ , par symétrie. Ainsi une itération d'un échantillonneur de Gibbs lorsque l'état courant est  $(X_k, Y_k)$  serait :

- Simular  $X_{k+1} \sim \pi_{X|Y}(\cdot|Y_k)$ .
- Simular  $Y_{k+1} \sim \pi_{Y|X}(\cdot|X_{k+1})$ .

## Échantillonneur pour un mélange gaussien

Soit  $K \geq 2$  et  $n \geq 1$ . On considère le vecteur aléatoire  $(\theta, X, Z)$  où  $X = (X_1, \ldots, X_n)$  et  $Z = (Z_1, \ldots, Z_n)$  ayant la loi suivante.

- On simule  $p=(p_1,\dots,p_K)$  un vecteur ayant la loi de densité proportionnelle à (loi de Dirichlet)  $p\mapsto \prod_{k=1}^K p_k^{\gamma_k-1}$ .
- On simule  $s_{1:K}^2$ , mutuellement indépendantes, et telles que pour tout  $1 \le k \le K$ ,  $s_k^2$  a une loi inverse-gamma de paramètres,  $\lambda_k/2$  et  $\beta_k/2$ , i.e. de densité proportionnelle à  $u \mapsto u^{-\lambda_k/2-1} \exp(-\beta_k/(2u))$  sur  $\mathbb{R}_+^*$ .
- Pour tout  $1 \le k \le K$ , la loi conditionnelle de  $m_k$  sachant  $s_k^2$  est gaussienne de moyenne  $\alpha_k$  et de variance  $s_k^2/\lambda_k$ .
- Conditionnellement à  $\theta = (p_1, \dots, p_K, m_1, \dots, m_K, s_1^2, \dots, s_K^2)$ , les  $(Z_i, X_i)_{1 \leq i \leq n}$  sont indépendantes et telles que :
  - pour tout  $1 \le k \le K$ ,  $\mathbb{P}(Z_i = k | \theta) = p_k$ ;
  - conditionnellement à  $\theta$  et  $Z_i, X_i$  suit une loi gaussienne de moyenne  $m_{Z_i}$  et de variance  $s_{Z_i}^2$ .

La densité jointe peut alors s'écrire :

$$\pi: (\theta, x, z) \mapsto \pi(p) \left\{ \prod_{k=1}^{K} \pi(s_k^2) \pi(m_k | s_k^2) \right\} \left\{ \prod_{i=1}^{n} \pi(z_i | \theta) \pi(x_i | z_i, \theta) \right\},$$

où  $\pi(w_1|w_2)$  est une notation générique pour la densité de la loi conditionnelle de la variable  $W_1$  sachant  $W_2$ .

1. Montrer que la loi a posteriori de  $\theta$  s'écrit :

$$\pi(\theta|x) \propto \pi(\theta) \prod_{i=1}^{n} \left( \sum_{k=1}^{K} p_k \varphi_{m_k, s_k^2}(x_i) \right),$$

où  $\varphi_{m_k,s_k^2}$  est la densité gaussienne de moyenne  $m_k$  et de variance  $s_k^2$ .

Pour écrire cette loi conditionnelle, il suffit d'écrire que la densité conditionnelle est proportionnelle 'a la densité jointe et ensuite de ne conserver que les quantités qui dépendent de  $\theta$ . On obtient alors,

$$\pi(\theta|x) \propto \pi(\theta, x) \propto \pi(\theta)\pi(x|\theta) ,$$

$$\propto \pi(\theta) \prod_{i=1}^{n} \pi(x_i|\theta) ,$$

$$\propto \pi(\theta) \prod_{i=1}^{n} \left( \sum_{k=1}^{K} p_k \varphi_{m_k, s_k^2}(x_i) \right) .$$

2. Écrire la densité de la loi conditionnelle de Z sachant  $(X, \theta)$ .

En procédant comme à la question précédente, on obtient

$$\pi(z|\theta, x) \propto \pi(\theta, z, x) \propto \pi(z|\theta)\pi(x|z, \theta),$$

$$\propto \prod_{i=1}^{n} \pi(z_{i}|\theta)\pi(x_{i}|z_{i}\theta),$$

$$\propto \prod_{i=1}^{n} \left(\sum_{k=1}^{K} \mathbb{1}_{z_{i}=k} p_{k} \varphi_{m_{k}, s_{k}^{2}}\right).$$

3. Écrire la densité de la loi conditionnelle de  $\theta$  sachant (Z, X).

La densité de la loi conditionnelle de  $\theta$  sachant (Z,X) s'écrit

$$\pi(\theta|z,x) \propto \pi(\theta,z,x) \propto \pi(\theta)\pi(z|\theta)\pi(x|z,\theta) \propto \pi(p|z)\pi(m,s^2|x,z)$$

On peut ensuite calculer chacune de ces deux densités. Tout d'abord,

$$\pi(p|z) \propto \pi(\theta, z, x) \propto \pi(p)\pi(z|p) ,$$

$$\propto \prod_{k=1}^{K} p_k^{\gamma_k - 1} \prod_{i=1}^{n} p_{z_i} \propto \prod_{k=1}^{K} p_k^{\gamma_k + n_k - 1} ,$$

où  $n_k$  est le nombre de  $z_i$  égaux à k. Ainsi,  $\pi(p|z)$  est la densité de la loi de Dirichlet de

paramètres  $(\gamma_1 + n_1, \dots, \gamma_K + n_K)$ . D'autre part,

$$\pi(m, s^{2}|x, z) \propto \pi(s^{2})\pi(m|s^{2})\pi(z|m, s^{2})\pi(x|z, m, s^{2}),$$

$$\propto \left\{ \prod_{i=1}^{n} s_{z_{i}}^{-1} \exp\left(-\frac{(x_{i} - m_{z_{i}})^{2}}{2s_{z_{i}}^{2}}\right) \right\} \left\{ \prod_{k=1}^{K} (s_{k}^{2})^{-\lambda_{k}/2 - 1} \exp(-\beta_{k}/(2s_{k}^{2})) \right\}$$

$$\times \prod_{k=1}^{K} s_{k}^{-1} \exp\left(-\frac{\lambda_{k}(m_{k} - \alpha_{k})^{2}}{2s_{k}^{2}}\right),$$

$$\propto \prod_{k=1}^{K} (s_{k}^{2})^{-n_{k}/2 - \lambda_{k}/2 - 3/2} \exp(-\beta_{k}/(2s_{k}^{2}))$$

$$\times \prod_{k=1}^{K} \exp\left(\frac{-1}{2s_{k}^{2}} \left(\lambda_{k}(m_{k} - \alpha_{k})^{2} + \sum_{i=1}^{n} \mathbb{1}_{z_{i} = k}(x_{i} - m_{k})^{2}\right)\right).$$

On remarque alors que

$$\begin{split} \lambda_k (m_k - \alpha_k)^2 + \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} (x_i - m_k)^2 \\ &= (n_k + \lambda_k) m_k^2 - 2m_k \left( \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i + \lambda_k \alpha_k \right) + \lambda_k \alpha_k^2 + \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i^2 , \\ &= (n_k + \lambda_k) \left( m_k - \frac{\sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i + \lambda_k \alpha_k}{n_k + \lambda_k} \right)^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i + \lambda_k \alpha_k \right)^2}{n_k + \lambda_k} + \lambda_k \alpha_k^2 + \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i^2 , \\ &= (n_k + \lambda_k) \left( m_k - \tau_k \right)^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i + \lambda_k \alpha_k \right)^2}{n_k + \lambda_k} + \lambda_k \alpha_k^2 + \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i^2 , \end{split}$$

où  $\tau_k = (\sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i=k} x_i + \lambda_k \alpha_k)/(n_k + \lambda_k)$ . Ainsi

$$\pi(m, s^{2}|x, z) \propto \prod_{k=1}^{K} (s_{k}^{2})^{-n_{k}/2 - \lambda_{k}/2 - 3/2} \exp\left(-\frac{\rho_{k}}{2s_{k}^{2}}\right) \times \prod_{k=1}^{K} \exp\left(\frac{-(n_{k} + \lambda_{k})}{2s_{k}^{2}} \left(m_{k} - \tau_{k}\right)^{2}\right),$$

où

$$\rho_k = \beta_k + \lambda_k \alpha_k^2 + \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{z_i = k} x_i + \lambda_k \alpha_k\right)^2}{n_k + \lambda_k}.$$

Finalement, sous  $\pi(m, s^2|x, z)$ , les  $s_k^2$  sont indépendants de loi  $\mathcal{IG}((n_k + \lambda_k)/2; \rho_k/2)$  et les  $m_k$  sont indépendants conditionnellement aux  $s_k^2$  et de loi  $\mathcal{N}(\tau_k; s_k^2/(n_k + \lambda_k))$ ,  $1 \le k \le K$ .

4. Écrire le pseudo-code de l'échantillonneur de Gibbs.

Il suffit, à chaque itération, de simuler la variable sélectionnée conditionnellement aux autres en utilisant les questions précédentes.