

## 1 Warm-up

Soit  $(Z, X)$  un couple de variables aléatoires sur  $\mathbb{R}^d \times \mathbb{R}^m$ . On note  $(z, x) \mapsto p(z, x)$  la densité jointe de la loi de  $(Z, X)$  par rapport à la mesure de Lebesgue. On considère également une famille  $\mathcal{Q}$  de densités par rapport à la mesure de Lebesgue sur  $\mathbb{R}^d$ . Dans la suite les densités conditionnelles et marginales associées à  $(z, x) \mapsto p(z, x)$  sont également notées  $p$ . Pour tout  $q \in \mathcal{Q}$ , on note  $\mathbb{E}_q$  l'espérance lorsque la loi de  $Z$  a pour densité  $q$ . On introduit alors la ELBO (Evidence Lower Bound) de la façon suivante: pour tout  $q \in \mathcal{Q}$ ,  $x \in \mathbb{R}^m$ ,

$$\mathcal{L}_x(q) = \mathbb{E}_q \left[ \log \frac{p(Z, x)}{q(Z)} \right] = \int \log \frac{p(z, x)}{q(z)} q(z) dz.$$

1. Montrer que pour tout  $q \in \mathcal{Q}$ ,  $x \in \mathbb{R}^m$ ,  $\text{KL}(q \| p(\cdot | x)) = \log p(x) - \mathcal{L}_x(q)$ .
2. En déduire que  $\mathcal{L}_x(q) \leq \log p(x)$ .
3. Supposons que  $q$  soit de la forme  $q : (z_1, \dots, z_d) \mapsto \prod_{j=1}^d q_j(z_j)$  où les  $\{q_j\}_{1 \leq j \leq d}$  sont des densités par rapport à la mesure de Lebesgue sur  $\mathbb{R}$ . Fixons  $1 \leq j_0 \leq d$  et tous les  $q_j$ ,  $j \neq j_0$ . Montrez que la densité proportionnelle à  $z_{j_0} \mapsto \exp\{\mathbb{E}_{-j_0}[\log p(z_{j_0}, Z_{-j_0}, x)]\}$  est solution de

$$q_{j_0}^* \in \text{Argmax}_{q_{j_0}} \mathcal{L}_x(q),$$

où  $Z_{-j_0} = (Z_j)_{j \neq j_0}$  et  $\mathbb{E}_{-j_0}$  est l'espérance lorsque la densité de  $Z_{-j_0}$  est  $\prod_{j=1, j \neq j_0}^d q_j$ .

## 2 Inférence variationnelle : modèle gaussien

Soient  $\alpha_0$  et  $\beta_0$  deux réels strictement positifs et  $\mu_0$  un réel. On considère les variables aléatoires suivantes :  $\sigma^2 \sim \mathcal{IG}(\alpha_0, \beta_0)$ ,  $\mu \sim \mathcal{N}(\mu_0, \sigma^2)$  et  $X = (X_i)_{1 \leq i \leq n} \sim \otimes_{i=1}^n \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  où  $\mathcal{IG}$  est la loi inverse gamma de paramètres  $\alpha_0$  et  $\beta_0$  de densité  $z \mapsto \beta_0^{\alpha_0} \Gamma^{-1}(\alpha_0) z^{-(\alpha_0+1)} \exp(-\beta_0/z)$  sur  $\mathbb{R}_+^*$ .

1. Écrire la densité jointe des variables  $Z = (\mu, \sigma^2)$  et  $X$ .
2. On considère une famille variationnelle où les densités sont de la forme  $q : (\mu, \sigma^2) \mapsto q_1(\mu)q_2(\sigma^2)$ . Écrire la ELBO associée.
3. Écrire la mise à jour de  $q_1$  dans une étape de l'algorithme CAVI.
4. Écrire la mise à jour de  $q_2$  dans une étape de l'algorithme CAVI.

## 3 Inférence variationnelle pour les modèles exponentiels

On considère un couple de variables aléatoires  $(Z, X) \in \mathbb{R}^d \times \mathbb{R}^m$ . On note  $(z, x) \mapsto p(z, x)$  la densité jointe de ce couple par rapport à la mesure de Lebesgue. Nous souhaitons utiliser dans cet exercice une approche variationnelle pour estimer la loi a posteriori  $p(z|x)$ . Pour cela on se donne une famille de densités sur  $\mathbb{R}^d$ :

$$\mathcal{Q} = \left\{ (z_1, \dots, z_d) \mapsto \prod_{j=1}^d q_j(z_j); q_j \text{ est une densité sur } \mathbb{R} \right\}.$$

1. Rappeler l'algorithme CAVI (Coordinate Ascent Variational Inference) pour estimer itérativement  $q^*$ .
2. Supposons que le modèle soit tel que pour tout  $j \in \mathbb{R}$ ,

$$p(z_j | z_{-j}, x) = h(z_j) \exp(\eta(z_{-j})^\top s(z_j) - a(z_{-j})),$$

où  $z_{-j} = (z_u)_{1 \leq u \leq d, u \neq j}$  et où  $\eta$ ,  $s$  et  $a$  sont des fonctions connues (la dépendance en  $x$  de ces fonctions est omise par simplicité). Montrer que si les densités  $(q_u)_{1 \leq u \leq d, u \neq j}$  sont fixées alors la mise à jour de l'algorithme CAVI de la  $j$ -ème densité est (à une constante multiplicative près),

$$q_j^*(z_j) \mapsto h(z_j) \exp \{ \mathbb{E}_{-j} [\eta(Z_{-j})^\top s(Z_j)] \},$$

où  $\mathbb{E}_{-j}$  est l'espérance sous la loi de densité  $\prod_{u=1, u \neq j}^d q_u(z_u)$ .

3. La convergence de l'algorithme CAVI dépend-elle de l'initialisation des densité  $(q_u)_{1 \leq u \leq d}$  ?