

**Question 1.** Soit  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  un échantillon d'une variable aléatoire  $X$ . On suppose que  $X$  suit une loi paramétrisée par  $\gamma$ . La vraisemblance de  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  est donnée par

- ☐  $\mathbb{P}(x_1, x_2, \dots, x_n, \gamma)$
- ☐  $\mathbb{P}(x_1, x_2, \dots, x_n | \gamma)$
- ☐  $\mathbb{P}(\gamma | x_1, x_2, \dots, x_n)$
- ☐  $\prod_{i=1}^n \mathbb{P}(x_i | \gamma)$
- ☐  $\prod_{i=1}^n \mathbb{P}(\gamma | x_i)$

**Question 2.** Soit  $X$  une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ . L'estimateur par maximum de vraisemblance de  $\lambda$  est donné par

- ☐  $L_n = n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n X_i$ , où  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  est un échantillon aléatoire de  $X$
- ☐  $\hat{\lambda} = n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n x_i$ , où  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  est un échantillon aléatoire de  $X$
- ☐  $L_n = \frac{n}{\sum_{i=1}^n X_i}$ , où  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  est un échantillon aléatoire de  $X$
- ☐  $\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i}$ , où  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  est un échantillon aléatoire de  $X$ .

**Question 3. ★** L'estimateur de Bayes est plus proche de l'espérance a priori que de l'estimateur par maximum de vraisemblance quand la taille de l'échantillon est

- ☐ grande
- ☐ petite
- ☐ ça dépend.

## Solution

**Question 1.** Par définition (cf. équation (3.7) du poly),

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \gamma) = \mathbb{P}(x_1, x_2, \dots, x_n | \gamma) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(x_i | \gamma).$$

**Question 2.** Par définition la vraisemblance d'un échantillon  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  est donnée par

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \lambda) = \prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n \prod_{i=1}^n e^{-\lambda x_i},$$

et donc sa *log-vraisemblance* vaut

$$\ell(x_1, x_2, \dots, x_n; \lambda) = \ln \left( \lambda^n \prod_{i=1}^n e^{-\lambda x_i} \right) = n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n x_i.$$

La fonction  $\lambda \mapsto n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n x_i$  est concave sur  $]0, +\infty[ \rightarrow \mathbb{R}$  et on peut donc la maximiser en annulant sa dérivée.

On obtient *l'estimation par maximum de vraisemblance* de  $\lambda$  suivante :

$$\hat{\lambda}_{\text{MLE}} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i}$$

et, si on appelle  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  un échantillon aléatoire de  $X$ , on obtient *l'estimateur par maximum de vraisemblance* de  $\lambda$  :

$$L_n = \frac{n}{\sum_{i=1}^n X_n}.$$

**Question 3.** La tendance que nous avons observée sur l'exemple de la section 3.6 (cf. « Remarque importante ») se vérifie en général : plus on observe d'échantillons, plus on s'éloigne de l'a priori pour se rapprocher d'un estimateur issu uniquement des données.