

Correction Examen 11/06/2003

Exercice 1

1 Soit $f_n(x_1, \dots, x_n; \theta)$ la densité de probabilité du vecteur aléatoire (X_1, \dots, X_n) :

$$\begin{aligned} f_n(x_1, \dots, x_n; \theta) &= \prod_{i=1}^n f_\theta(x_i) \\ &= \theta^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\theta-1} 1_{\max(x_1, \dots, x_n) < 1} 1_{\min(x_1, \dots, x_n) > 0} \end{aligned}$$

Soit $V_n(\theta; x_1, \dots, x_n)$ la fonction de vraisemblance associée à l'échantillon (x_1, \dots, x_n) .

Pour une réalisation (x_1, \dots, x_n) du vecteur aléatoire (X_1, \dots, X_n) , il s'agit d'une fonction du paramètre $\theta > 0$:

$$\begin{aligned} V(\theta; x_1, \dots, x_n) &= \theta^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\theta-1} \\ &= \theta^n \exp \left((\theta - 1) \sum_{i=1}^n \log(x_i) \right) \end{aligned}$$

La vraisemblance associée à (x_1, \dots, x_n) ne dépend donc de l'échantillon qu'au travers de $\sum_{i=1}^n \log(x_i)$.

2 Soit $Y_i = -\log(X_i)$ et $f_\theta(y)$ la densité de probabilité de Y_i . D'après le théorème du changement de variable :

$$\begin{aligned} f_\theta(y) &= \exp(-y) \theta (\exp(-y))^{\theta-1} 1_{]0, +\infty[}(y) \\ &= \theta \exp(-\theta y) 1_{]0, +\infty[}(y) \end{aligned}$$

Ainsi, Y_i suit une loi exponentielle de paramètre θ .

3 Soit $L_V(\theta; x_1, \dots, x_n)$ la fonction de log-vraisemblance associée à l'échantillon (x_1, \dots, x_n) :

$$L_V(\theta; x_1, \dots, x_n) = n \log(\theta) + (\theta - 1) \sum_{i=1}^n x_i$$

Soit θ^* l'estimation du maximum de vraisemblance de θ . D'après la condition nécessaire du premier ordre θ^* est tel que :

$$\begin{aligned} \frac{n}{\theta^*} + \sum_{i=1}^n \log(x_i) &= 0. \\ \iff \theta^* &= -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \log(x_i)}. \end{aligned}$$

Aussi, comme $-\frac{n}{\theta^2} < 0$, $L_V()$ est une fonction strictement concave et θ^* est l'estimation du maximum de vraisemblance de θ .

Ainsi, l'estimateur du maximum de vraisemblance de θ est

$$\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n) = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \log(X_i)}.$$

4 Soit $Z = \frac{n}{\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)} = -\sum_{i=1}^n \log(X_i) = \sum_{i=1}^n -\log(X_i) = \sum_{i=1}^n Y_i$.

Dans la mesure où les variables aléatoires Y_i sont iid comme $Y \sim \mathcal{E}(\theta)$, alors $Z \sim \mathcal{G}(n, \theta)$ et ainsi :

$$f_{\theta}(z) = \frac{\theta^n}{(n-1)!} z^{n-1} \exp(-\theta z) 1_{]0; +\infty[}(z).$$

5 Soit $I = \frac{1}{\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)} = -\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$.

$$\mathbb{E}(I) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(-\log(X_i)) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{\theta}\right).$$

Et ainsi I est un estimateur non biaisé de $\frac{1}{\theta}$.

6

$$\mathbb{V}(I) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \mathbb{V}(-\log(X_i)) = \frac{1}{n\theta^2}.$$

La variance minimale de tout estimateur non biaisé de $\frac{1}{\theta}$ est égale à $\frac{g'(\theta)}{I_n(\theta)}$ (borne FDCR) où $g(\theta) = \frac{1}{\theta}$ et $I_n(\theta) = -\mathbb{E} \left[\frac{d^2 LV(\theta; X_1, \dots, X_n)}{d\theta^2} \right]$ (information de Fisher apportée par l'échantillon sur θ).

Nous avons $I_n(\theta) = \frac{n}{\theta^2}$ et $g'(\theta) = -\frac{1}{\theta^2}$.

Ainsi la borne FDCR est égale à $\frac{1}{n\theta^2} = \mathbb{V}(I)$. Par conséquent, I est un estimateur efficace de $\frac{1}{\theta}$.

7 Soit $T = \frac{n\theta}{\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)}$. Soit $f_T(t)$ la densité de probabilité de T . Nous avons :

$$f_T(t) = \frac{1}{(n-1)!} t^{n-1} \exp(-t) 1_{]0, +\infty[}(t).$$

Ainsi, $T \sim \mathcal{G}(n, 1)$ loi de probabilité indépendante de θ .

Soient t_1 et t_2 les fractiles d'ordre $\alpha/2$ et $1 - \alpha/2$ d'une loi $\mathcal{G}(n, 1)$:

$$\mathbb{P}(t_1 \leq T \leq t_2) = 1 - \alpha.$$

On en déduit un intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$ pour le paramètre θ :

$$IC_{1-\alpha}(\theta) = \left[t_1 \frac{\theta^*}{n}, t_2 \frac{\theta^*}{n} \right].$$

Questions à choix multiples

1. $\alpha = \frac{1}{n}$.
2. $I = \exp(-1)$.
4. $\mathcal{E}(\theta)$.
5. $[\overline{X}_n - 1.96/\sqrt{n}, \overline{X}_n + 1.96/\sqrt{n}]$.