

# Devoir en temps libre n° 4

## Exercice 1 Efficacité et maximum de vraisemblance.

Soit  $\theta \in \mathbb{R}^*$ ,  $X$  une variable aléatoire suivant une loi normale d'espérance  $1/\theta$  et d'écart-type 1 et  $(X_1, \dots, X_n)$  un échantillon indépendant de taille  $n$  de loi parente  $X$ .

1. Quel est l'estimateur  $\hat{\theta}_n$  par maximum de vraisemblance de  $\theta$  ?
2. L'estimateur  $\hat{\theta}_n$  est-il sans biais, asymptotiquement sans biais ? L'estimateur  $\hat{\theta}_n$  est-il efficace, asymptotiquement efficace ?
3. Montrer que :

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta_0) \xrightarrow{\text{loi}} \mathcal{N}(0, \theta_0).$$

Vous pourrez utiliser, sans le démontrer, la propriété suivante.

### Méthode Delta

Soit  $f : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{R}^+$  telle que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} f(n) = +\infty$ ,  $a$  un vecteur de  $\mathbb{R}^p$ ,  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de vecteurs de  $\mathbb{R}^p$  tels que :

$$f(n)(X_n - a) \xrightarrow{\text{loi}} \mathcal{N}(0, \Sigma),$$

où  $\Sigma$  est une matrice réelle définie positive.

Soit  $g : \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}^q$  différentiable en  $a$ ,  $G(a)$  la matrice réelle de taille  $(p, q)$  de ses dérivées premières évaluées en  $a$  :

$$G(a) = \begin{pmatrix} \frac{\partial g_1}{\partial u_1}(a) & \cdots & \frac{\partial g_1}{\partial u_p}(a) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial g_q}{\partial u_1}(a) & \cdots & \frac{\partial g_q}{\partial u_p}(a) \end{pmatrix}.$$

Alors :

$$f(n)(g(X_n) - g(a)) \xrightarrow{\text{loi}} \mathcal{N}(0, G(a)\Sigma G(a)'),$$

où  $G(a)'$  est la transposée de  $G(a)$ .

4. En déduire que l'estimateur  $\hat{\theta}_n$  est normalement asymptotiquement efficace. Qu'en concluez-vous ?

## Exercice 2 Test d'un paramètre d'une loi de Weibull.

Soit  $X$  une variable aléatoire  $X$  qui suit une loi de Weibull de densité :

$$f(x, \theta, \lambda) = \lambda \theta x^{\theta-1} \exp^{-\lambda x^\theta}$$

avec  $\lambda > 0$ ,  $\theta > 0$  et  $x > 0$ .

Le paramètre  $\theta$  est supposé connu.

Soit  $(X_1, \dots, X_n)$  un échantillon de taille  $n$  de loi parente  $X$ .

Nous nous intéressons au problème de test suivant :

$$\begin{cases} H_0 : \lambda = \lambda_0 \\ H_1 : \lambda = \lambda_1 \end{cases} \quad \text{avec } \lambda_1 < \lambda_0.$$

1. Déterminez la loi de la variable  $Z = \lambda X^\theta$ .
2. Déterminez la forme de la région critique du  $W$  du test en utilisant la méthode de Neyman et Pearson.
3. Donnez une réponse au problème de test pour l'application numérique suivante :

$$\lambda_0 = 2 \quad \lambda_1 = 1 \quad \theta = 3 \quad n = 10 \quad \alpha = 0,05 \quad \sum_{i=1}^{10} x_i^3 = 18.$$

**Exercice 3 Tests entre deux hypothèses simples de paramètres multidimensionnels.**

La variable aléatoire  $X$  suit une loi normale  $\mathcal{N}(\mu, \sigma)$ . Soit  $(X_1, \dots, X_n)$  un échantillon de taille  $n$  de loi parente  $X$ .

En utilisant la méthode de Neyman et Pearson, déterminer la forme de la région critique du test suivant :

$$\begin{cases} H_0 : \mu = \mu_0 & \sigma = \sigma_0 \\ H_1 : \mu = \mu_1 & \sigma = \sigma_1 \end{cases} .$$