## **TEST** $n^{\circ}1$

## QUESTIONS DE COURS

- a) Donner trois propriétés des fonctions génératrices:
- 1) Si  $X_1, X_2$  sont deux v.a .r de lois  $P_{X_1}$  et  $P_{X_2}$  alors  $\Psi_{X_1}(t) = \Psi_{X_2}(t) \iff P_{X_1} = P_{X_2}$
- 2) Si  $X_1, X_2$  sont deux v.a .r indépendantes alors  $\Psi_{X_1+X_2}(t) = \Psi_{X_1}(t) \Psi_{X_2}(t)$
- 3) Soit X une v.a.r . X admet des moments à l'ordre k si et seulement si  $\Psi_X$  est dérivable jusqu'à l'ordre k et on a:  $\Psi_X^{(k)}(0) = E(X^k)$ .
  - b) Enoncer le théorème de Rao-Blackwell:

Soit T un estimateur sans biais de  $g(\theta)$  et S une statistique exhaustive pour  $\theta$ , alors  $E_{\theta}(E_{\theta}(T/S)) = g(\theta)$  et  $Var_{\theta}(E_{\theta}(T/S)) \leq Var_{\theta}(T)$ .

 $(E_{\theta}(T/S))$  est un autre estimateur sans biais de  $q(\theta)$  de plus petite variance, et donc meilleur)

c) Définir la notion d'estimateur ESBVUM

Un estimateur T de  $g(\theta)$  est dit ESBVUM (estimateur sans biais de variance uniformément mimimale) s'il est sans biais et si pour tout autre estimateur sans biais T'de  $g(\theta)$ , on a

$$Var_{\theta}(T). \leq Var_{\theta}(T') \ \forall \theta \in \Theta.$$

- d) Répondre par vrai ou faux aux questions suivantes:
- 1) Soit  $(X_1, X_2, ...., X_n)$  et  $(Y_1, Y_2, ...., Y_m)$  deux échantillons, respectivement, des v.a indépendantes X de loi  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$  et Y de loi  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ , alors

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{\sum_{i=1}^{m} (Y_i - \overline{Y})^2} \backsim F_{(n,m)} : \text{ Faux}$$

- 2) L'erreur moyenne quadratique de  $\widehat{\theta}$  est égale à son biais plus sa variance: Faux
- 3) Soit  $\widehat{\theta}$  l'EMV de  $\theta$  qu'on suppose de plus sans biais alors  $\exp(\widehat{\theta})$  est l'EMV de  $\exp(\theta)$  et il est sans biais: Faux

## **EXERCICE 1**

On considère un n-échantillon d'une v.a de densité  $f_X(x) = \frac{\alpha \theta^{\alpha}}{x^{\alpha+1}} 1_{\{x>\theta\}}$ 

Déterminer des statistiques exhaustives pour  $\theta$  si  $\alpha$  est connu, pour  $\alpha$  si  $\theta$  est connu puis pour  $(\alpha, \theta)$ .

1

La vraisemblance s'écrit: 
$$L(\theta, \widetilde{x}) = \frac{\alpha^n \theta^{n\alpha}}{(\prod\limits_{i=1}^n x_i)^{\alpha+1}} 1_{\{\min x_i > \theta\}}.$$

$$1^{er} \text{ cas: } \alpha \text{ connu, } \theta \text{ inconnu}$$

$$L(\theta, \widetilde{x}) = \frac{\alpha^n}{(\prod_{i=1}^n x_i)^{\alpha+1}} \theta^{n\alpha} 1_{\{\min x_i > \theta\}} = h(\widetilde{x}) g(\theta, \min x_i) \text{ avec } g(\theta, \min x_i) = \theta^{n\alpha} 1_{\{\min x_i > \theta\}} \text{ donc } T(\widetilde{x}) = \theta^{n\alpha} 1_{\{\min x_i > \theta\}}$$

 $\min x_i$  est exhaustive pour  $\theta$ .

 $2^{\grave{e}me}$  cas:  $\alpha$  inconnu,  $\theta$  connu

$$L(\theta, \widetilde{x}) = 1_{\{\min x_i > \theta\}} \frac{\alpha^n \theta^{n\alpha}}{\left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{\alpha+1}} = h'(\widetilde{x}) g'(\theta, \min x_i) \text{ avec } g'(\theta, \prod_{i=1}^n x_i) = \frac{\alpha^n \theta^{n\alpha}}{\left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{\alpha+1}} \text{ donc } T(\widetilde{x}) = \prod_{i=1}^n x_i$$

est exhaustive pour  $\alpha$ .

## **EXERCICE 2**

Soit  $x_1, x_2, ... x_n$  un n-échantillon d'une v.a X de densité  $f_X(x) = \frac{1}{\rho} x^{\frac{1-\theta}{\theta}}$ 

1) Déterminer l'estimateur du maximum de vraisemblance de  $\theta$ 

$$L(\theta, \widetilde{x}) = \frac{1}{\theta^n} (\prod_{i=1}^n x_i)^{\frac{1-\theta}{\theta}} \implies \log L(\theta, \widetilde{x}) = -n \log \theta + \frac{1-\theta}{\theta} \sum_{i=1}^n \log x_i \implies \frac{\partial}{\partial \theta} \log L(\theta, \widetilde{x}) = -\frac{n}{\theta} - \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n \log x_i$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \log L(\theta, \widetilde{x}) = 0 \iff \widehat{\theta} = -\frac{\sum_{i=1}^{n} \log x_i}{n} \text{ et } \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log L(\widehat{\theta}, \widetilde{x}) = 0$$

 $\widehat{\theta}$  est donc l'EMV de  $\theta$ .

2) Montrer que  $Y = -\log(X)$  suit une loi exponentielle de paramètre  $\theta$ .

On a 
$$F_Y(x) = P(-\log(X) < x) = P(X > e^{-x}) = 1 - F_Y(e^{-x}) \implies f_Y(x) = e^{-x} f_X(e^{-x}) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta}x}$$
.  
Donc  $Y \sim Exp(\frac{1}{\theta})$ .

3) L'estimateur obtenu en 1) est-il sans biais? de variance mimimum? efficace?

$$\widehat{\theta}$$
 est un estimateur sans biais car  $-\sum_{i=1}^n \log X_i \leadsto \gamma(n, \frac{1}{\theta}) \implies E(-\frac{\sum_{i=1}^n \log x_i}{n}) = \theta$ . D'autre part  $f_X$  appartient à la famille des lois exponentielles:

$$\log f_X(x) = -\log \theta + \frac{1-\theta}{\theta} \log x = c(\theta) + \alpha(\theta)a(x) \text{ avec} a(x) = \log x \text{ et } h(x) = 0. \text{ On conclut que}$$

$$-\sum_{i=1}^n \log x_i \text{ est exhaustive pour } \theta, \text{ et de plus complète car cette staztistique est de même dimension que } \theta,$$

$$-\sum_{i=1}^n \log x_i$$

$$-\sum_{i=1}^n \log x_i \text{ est donc l'unique ESBVUM de } \theta.$$