

Statistique**Examen du 11 juin 2003**

Sans document (durée deux heures).

Calculatrice non programmable autorisée. Exercices indépendants.

EXERCICE 1 [9 points]

Soit (X_1, \dots, X_n) un échantillon id de loi de densité

$$f_\theta(x) = \theta x^{\theta-1}, \quad 0 < x < 1,$$

avec $\theta > 0$.

- [1] Montrer que la vraisemblance associée à l'échantillon (x_1, \dots, x_n) ne dépend de l'échantillon qu'au travers de

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

- [1] Montrer que $-\log(X_i)$ est de loi exponentielle de paramètre θ .
- [1] Donner l'estimateur du maximum de vraisemblance de θ , $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$.

- [1] Montrer que $n/\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ est une variable aléatoire de densité sur \mathbb{R}^+

$$\frac{\theta^n}{(n-1)!} y^{n-1} \exp\{-\theta y\}.$$

- [1] Dédire de la question 2 que $1/\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ est un estimateur sans biais de $1/\theta$.
- [2] Dédire de la question 2 la variance de $1/\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ et montrer qu'elle atteint la borne de Cramér–Rao.
- [2] Montrer que $n\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)/\theta$ a une loi indépendante de θ et en déduire *la forme* d'un intervalle de confiance sur θ .

EXERCICE 2 [6 points]

Soit $n > 0$ un entier. On définit la variable aléatoire

$$T_n = \sum_{i=1}^n Y_i, \quad Y_i \sim \mathcal{G}(i/n),$$

où les Y_i sont des variables aléatoires indépendantes géométriques. *On rappelle que, pour une variable géométrique $X \sim \mathcal{G}(p)$, $P(X = k) = p(1-p)^{k-1}$ ($k = 1, 2, \dots$), $\mathbb{E}[X] = 1/p$, $\text{var}(X) = (1-p)/p^2$, et sa fgm est*

$$\mathbb{E}[\exp(tX)] = pe^t/[1 - (1-p)e^t] \quad (t < -\log(1-p)).$$

1. [1] Représenter $\mathbb{E}[T_n]$ et $\text{var}(T_n)$ sous forme de sommes.
2. [1] En utilisant la fonction génératrice des moments, montrer que T_n n'est pas une variable aléatoire de loi géométrique.
3. [1] Montrer que

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{i} \geq \int_1^{n+1} \frac{1}{x} dx = \log(n+1)$$

et que

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{i} \leq 1 + \int_1^n \frac{1}{x} dx = 1 + \log(n)$$

[0.5] En déduire que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[T_n]/(n \log n) = 1.$$

4. [0.5] Montrer que, pour toute variable aléatoire X et tout $a \in \mathbb{R}$,

$$\mathbb{E}[(X - a)^2] = \text{var}(X) + (\mathbb{E}[X] - a)^2.$$

5. [2] En déduire que

$$T_n/(n \log n)$$

converge en probabilité vers 1 quand n tend vers l'infini. (*Indication*: On pourra utiliser, sans les redémontrer, l'inégalité $P(|S| > \epsilon) \leq \mathbb{E}[S^2]/\epsilon^2$ et l'identité

$$\sum_{i=1}^{\infty} i^{-2} = \pi^2/6.)$$

Questionnaire à choix multiples (5 points)

(Une seule réponse valable par question à cocher sur cette feuille;
réponse positive : +1, non réponse : 0 et réponse négative : -1)

Attention: Reportez le détail des calculs sur votre copie

1. Si (X_1, \dots, X_n) est un échantillon normal $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$, un estimateur sans biais de σ^2 est $\alpha \sum_{i=1}^n X_i^2$ avec

- $\alpha = 1/(n-1)$ $\alpha = 1/n$ $\alpha = 1/(n+1)$
 $\alpha = 1/(n+2)$ $\alpha = n$ $\alpha = n-1$

2. L'intégrale $I = \int_0^1 \int_0^1 ye^{-xy} dx dy$ vaut

- $I = 1/2$ $I = e^{-1}$ $I = e^{-1}/2$
 $I = 1 - e^{-1}$ $I = e^{-2}$ $I = 1/2 - e^{-2}$

3. Si U et V sont des variables uniformes $\mathcal{U}([0, 1])$ indépendantes, $Z = \log(U/V)$ a comme densité

- $f(z) = \exp(-|z|/2)/4$ $f(z) = 2 \exp(|z|)$
 $f(z) = 1/\pi(1+z^2)$ $f(z) = \exp(-|z|)/2$

4. Si X_1, \dots, X_n est un échantillon iid de loi exponentielle $\mathcal{Exp}(\theta)$, $n \min(X_1, \dots, X_n)$ converge en loi vers une loi

- $\mathcal{N}(\theta, \theta^2)$ $\mathcal{Exp}(\theta)$ $\mathcal{Ga}(\theta, \theta)$
 $\mathcal{N}(\theta, \theta)$ $\mathcal{Exp}(n\theta)$ $\mathcal{Ga}(n, n\theta)$

5. Si \bar{X}_n est une variable aléatoire de loi $\mathcal{N}(\theta, 1/n)$, un intervalle de confiance de niveau $\alpha = 0.95$ sur θ est donné par

- $[\bar{X}_n - 1.96/n, \bar{X}_n + 1.96/n]$ $[\bar{X}_n - 1.96\sqrt{n}, \bar{X}_n + 1.96\sqrt{n}]$
 $[\bar{X}_n - 1.96/n^2, \bar{X}_n + 1.96/n^2]$ $[\bar{X}_n - 1.96/\sqrt{n}, \bar{X}_n + 1.96/\sqrt{n}]$