



**Examen, 20 mai 2005, durée 3 heures.**

- Ce sujet comporte 3 pages.
- Documents autorisés : photocopié du cours IPE, photocopié Simulation, notes manuscrites du cours d'IS.
- Calculatrices autorisées.

**Ex 1.** *Estimation du paramètre de position de la loi log-normale (8 points)*

On rappelle qu'une variable aléatoire  $Y$  suit la loi gaussienne  $\mathcal{N}(m, \sigma)$ , de paramètres  $m \in \mathbb{R}$  et  $\sigma \in \mathbb{R}_+$ , si elle admet pour densité la fonction

$$g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \quad y \mapsto \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y-m)^2}{2\sigma^2}\right).$$

On sait qu'alors  $Y$  admet des moments de tout ordre et que

$$\mathbf{E}Y = m, \quad \text{Var } Y = \sigma^2.$$

Ces affirmations préliminaires sur les lois gaussiennes, n'ont pas à être redémontrées dans les copies.

- 1) Exprimez  $\mathbf{E}(Y^2)$  en fonction des paramètres  $m$  et  $\sigma$ .
- 2) On dit qu'une variable aléatoire  $X$  suit la loi log-normale de paramètres  $m$  et  $\sigma$ , avec  $m \in \mathbb{R}$  et  $\sigma \in \mathbb{R}_+$ , si elle admet pour densité la fonction

$$f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \quad x \mapsto \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln x - m)^2}{2\sigma^2}\right) \mathbf{1}_{]0, +\infty[}(x).$$

La fonction  $f$  est donc nulle sur  $\mathbb{R}_-$  et strictement positive sur  $\mathbb{R}_+$ . Vérifiez à l'aide d'un changement de variable que  $f$  est bien une densité de probabilité sur  $\mathbb{R}$ .

- 3) Vérifiez de même que la variable aléatoire  $\ln X$  a des moments de tout ordre et que

$$\mathbf{E}(\ln X) = m, \quad \text{Var}(\ln X) = \sigma^2.$$

- 4) On se propose dans la suite de l'exercice d'étudier l'estimation du paramètre  $m$ . Pour cela on dispose d'un échantillon *observé*  $X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)$  avec  $n$  grand. On considère donc que les variables aléatoires  $X_i$  utilisées ici sont indépendantes et de même loi que  $X$  et ceci, quelles que soient les valeurs prises par les paramètres  $m$  et  $\sigma$ . En utilisant la question précédente, proposez en justifiant votre réponse, un estimateur  $T_n$  de  $m$  qui soit *fortement consistant*, *i.e.* presque-sûrement convergent vers  $m$  lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$ .

5) Expliquez brièvement comment construire à partir de la valeur observée  $T_n(\omega)$  un intervalle de confiance au niveau  $1 - \varepsilon$  pour  $m$ , en distinguant les deux cas  $\sigma$  connu, puis  $\sigma$  inconnu. Indiquez quels sont les théorèmes limites utilisés pour cela.

6) On suppose que  $\sigma$  est connu et  $m$  inconnu. Déterminez l'estimateur de  $m$  par la méthode du maximum de vraisemblance.

Les deux exercices suivants sont liés. On pourra traiter l'exercice 3 en admettant les résultats de l'exercice 2.

**Ex 2.** Estimation de quantiles (7 points)

Soit  $F$  une fonction de répartition continue et strictement croissante sur  $\mathbb{R}$ . On sait qu'elle réalise alors une bijection de  $\mathbb{R}$  sur  $]0, 1[$  et que son inverse (au sens classique)  $F^{-1}$  est *continue* sur  $]0, 1[$  et strictement croissante sur cet intervalle. Pour tout  $u \in ]0, 1[$ , on définit le quantile associé  $q$  par

$$q := F^{-1}(u).$$

On se propose d'estimer  $q$  pour  $u$  fixé à partir d'une suite de variables aléatoires  $(X_k)_{k \geq 1}$ , définies sur le même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , indépendantes et de même loi de fonction de répartition  $F$ .

On rappelle que la fonction de répartition empirique  $F_n$  construite sur l'échantillon  $X_1, \dots, X_n$  est définie par

$$\forall \omega \in \Omega, \quad t \mapsto F_n(\omega, t) := \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbf{1}_{]-\infty, X_k(\omega)]}(t)$$

et que pour tout  $\omega \in \Omega$ ,  $F_n(\omega, \cdot)$  est une fonction de répartition donc en particulier *croissante* au sens large sur  $\mathbb{R}$  et *continue à droite* en tout point de  $\mathbb{R}$ . Pour  $t$  fixé dans  $\mathbb{R}$ , l'application partielle  $F_n(\cdot, t)$ , notée plus simplement  $F_n(t)$  et définie par  $F_n(t) : \Omega \rightarrow [0, 1]$ ,  $\omega \mapsto F_n(\omega, t)$  est une variable aléatoire.

Pour estimer  $q$ , on introduit la suite de variables aléatoires  $Q_n$  définies par

$$Q_n = F_n^{-1}(u) := \inf\{t \in \mathbb{R}; F_n(t) \geq u\}.$$

1) Soit  $(Y_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires et  $Y$  une variable aléatoire, définies sur le même  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . On suppose que  $Y_n$  converge presque-sûrement vers  $Y$  quand  $n$  tend vers  $+\infty$  et que  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  est une fonction continue sur  $\mathbb{R}$ . Expliquez pourquoi  $g(Y_n)$  converge p.s. vers  $g(Y)$ . Justifiez de même la convergence p.s. de  $g(Y_n)$  vers  $g(c)$  lorsque  $Y_n$  converge p.s. vers la constante  $c$  et  $g$  est une fonction borélienne<sup>1</sup>  $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ , continue au point  $c$ .

2) Justifiez les inégalités entre variables aléatoires (*i.e.* vraies pour tout  $\omega \in \Omega$ ) :

$$\forall n \geq 1, \quad F_n(Q_n) \geq u, \quad \text{et} \quad F_n\left(Q_n - \frac{1}{n}\right) < u.$$

---

1. On est ainsi assurés que  $g(Y_n)$  est une v.a.

3) On définit la variable aléatoire positive  $\Delta_n$  par

$$\forall \omega \in \Omega, \quad \Delta_n(\omega) := \|F_n(\omega, \cdot) - F\|_\infty = \sup_{t \in \mathbb{R}} |F_n(\omega, t) - F(t)|.$$

Montrez que pour tout  $n \geq 1$ ,

$$F(Q_n) \geq u - \Delta_n \quad \text{et} \quad F\left(Q_n - \frac{1}{n}\right) < u + \Delta_n$$

et en déduire l'encadrement (vrai pour tout  $n \geq 1$  et tout  $\omega \in \Omega$ ) :

$$F^{-1}(u - \Delta_n) \leq Q_n \leq \frac{1}{n} + F^{-1}(u + \Delta_n).$$

4) Expliquez pourquoi  $F^{-1}(u - \Delta_n)$  converge presque-sûrement vers  $q = F^{-1}(u)$  lorsque  $n$  tend vers l'infini.

5) Montrez que  $Q_n$  converge p.s. vers  $q$  lorsque  $n$  tend vers l'infini.

**Ex 3.** Estimation des paramètres d'une loi de Cauchy (5 points)

La loi de Cauchy  $\text{Cau}(a, b)$  de paramètres  $a \in \mathbb{R}$  et  $b \in \mathbb{R}_+^*$  a pour densité

$$f_{a,b} : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \quad x \mapsto \frac{1}{\pi b \left(1 + \left(\frac{x-a}{b}\right)^2\right)}.$$

1) Vérifiez que la fonction de répartition  $F_{a,b}$  de la loi  $\text{Cau}(a, b)$  est donnée par

$$\forall t \in \mathbb{R}, \quad F_{a,b}(t) = \frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{t-a}{b}\right) + \frac{1}{2}.$$

En déduire que si  $Y$  suit la loi  $\text{Cau}(0, 1)$ , pour tout réel  $a$  et tout réel  $b > 0$ , la v.a.  $X := a + bY$  suit la loi  $\text{Cau}(a, b)$ .

2) On se propose d'estimer  $a$  et  $b$  au vu d'un échantillon observé  $X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)$  avec  $n$  grand. On considère donc que les variables aléatoires  $X_i$  utilisées ici sont indépendantes et de même loi  $\text{Cau}(a, b)$ , les paramètres  $a$  et  $b$  étant inconnus. Comme  $a$  est un paramètre de position, on envisage son estimation par la moyenne empirique

$$M_n := \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k.$$

Cet estimateur est-il fortement consistant ?

3) Expliquez brièvement pourquoi  $F_{a,b}$  est continue sur  $\mathbb{R}$  et strictement croissante sur  $\mathbb{R}$ . Elle admet donc un inverse au sens classique  $F_{a,b}^{-1} : ]0, 1[ \rightarrow \mathbb{R}$ . On définit alors les *quartiles*  $q_1, q_2, q_3$  de la loi  $\text{Cau}(a, b)$  par

$$q_i := F_{a,b}^{-1}\left(\frac{i}{4}\right), \quad \text{pour } i = 1, 2, 3.$$

Le deuxième quartile  $q_2$  est la *médiane* et  $q_3 - q_1$  est appelé *écart inter-quartiles*. Ce paramètre donne une idée de la dispersion de la loi autour de sa médiane. Calculez les quartiles et l'écart inter-quartiles de la loi  $\text{Cau}(a, b)$  en fonction des paramètres  $a$  et  $b$ .

4) En utilisant le résultat de l'exercice 2, proposez des estimateurs fortement consistants des paramètres  $a$  et  $b$ .