

Probabilités DM2

A rendre Semaine 14

Exercice 1. Contre-exemple aux théorèmes des moments.

Partie A) Soit X une variable aléatoire de loi Normale $\mathcal{N}(0, 1)$. On note ϕ_X la fonction caractéristique de X .

1) a) Montrer que ϕ_X est dérivable sur \mathbb{R} et que ϕ_X vérifie l'équation différentielle

$$y'(t) + ty(t) = 0.$$

Résoudre l'équation différentielle puis en déduire que pour tout réel t , $\phi_X(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$.

b) Montrer que X a des moments de tous ordres donnés par :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \mathbf{E}(X^{2k+1}) = 0 \quad \text{et} \quad \mathbf{E}(X^{2k}) = \frac{(2k)!}{2^k \cdot k!}.$$

2) En déduire la fonction caractéristique d'une loi Normale $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ pour $m \in \mathbb{R}$ et $\sigma > 0$.

3) En déduire que si Y et Z sont deux variables aléatoires suivant chacune une loi normale et indépendantes alors $Y + Z$ suit encore une loi normale.

Partie B) Dans le cours, on a vu que pour une variable aléatoire bornée, la connaissance de tous ses moments caractérise sa loi. Dans cette partie, nous allons montrer que de manière générale le résultat est faux : les moments d'une variable aléatoire ne caractérisent pas sa loi.

On dit que Z suit la loi log-normale (de paramètres 0 et 1) si Z s'écrit $Z = e^X$ avec X de loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

1) Montrer que Z a pour densité

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{z} e^{-\frac{(\ln z)^2}{2}} \mathbf{1}_{]0, +\infty[}(z).$$

2) Soient $a \in \mathbb{R}$ et $\alpha \in \mathbb{R}$, on pose alors : $f_{a,\alpha}(x) = f(x) (1 + a \sin(\alpha \ln x))$.

Donner les conditions nécessaires et suffisantes sur a et α pour que $f_{a,\alpha}$ soit une densité de probabilité. (On pourra remarquer que $\int_{\mathbb{R}} e^{-u^2/2} \sin(\alpha u) du = 0$.)

3) On prend maintenant $a \in [-1, 1]$ et $\alpha = 2\pi$. Montrer que pour tout $k \in \mathbb{N}$,

$$\int_{\mathbb{R}} e^{ku} e^{-u^2/2} \sin(2\pi u) du = 0.$$

(Indication : On pourra par exemple écrire $\int_{\mathbb{R}} e^{ku} e^{-u^2/2} e^{i\alpha u} du$ à l'aide de la fonction caractéristique d'une loi normale bien choisie.)

4) En déduire que si Z_a est une variable aléatoire de densité $f_{a,2\pi}$, alors Z_a et Z ont mêmes moments et que les moments ne caractérisent pas la loi.

Exercice 2. 1) Soit X une variable aléatoire admettant un moment d'ordre 2. Soit $a > 0$, montrer que

$$\mathbb{E} [X^2 \mathbf{1}_{\{|X| \geq \sqrt{na}\}}] \rightarrow 0 \quad \text{quand} \quad n \rightarrow +\infty.$$

2) Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires réelles indépendantes et de même loi. On suppose que la loi commune possède un moment d'ordre 2 fini. Pour tout $n \geq 1$, on pose

$$M_n = \max_{1 \leq k \leq n} |X_k|.$$

Le but de cette question est de montrer que (M_n/\sqrt{n}) converge en probabilité vers 0.

a) Montrer que $\forall \varepsilon > 0$, $\mathbb{P} \left(\frac{M_n}{\sqrt{n}} \geq \varepsilon \right) = 1 - (\mathbb{P}(|X_1| < \varepsilon\sqrt{n}))^n$.

b) Pour tout $\varepsilon > 0$ et tout $n \geq 1$, on note $\alpha_n(\varepsilon) := \mathbb{E} [X_1^2 \mathbf{1}_{\{|X_1| \geq \varepsilon \sqrt{n}\}}]$, montrer que

$$\mathbb{P}(|X_1| < \varepsilon \sqrt{n}) \geq 1 - \frac{\alpha_n(\varepsilon)}{n\varepsilon^2}.$$

c) Conclure.

Exercice 3. Loi forte des grands nombres version avec existence de la transformée de Laplace.

Soit X une variable aléatoire réelle telle que : $\mathbb{E}[e^{tX}]$ est fini pour tout $t \geq 0$. (Noter que ceci implique en particulier que X est intégrable).

Soit $(X_k)_{k \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes et de même loi que X .

On note $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$, le but est de montrer que S_n/n converge presque sûrement vers $m = \mathbb{E}[X]$. Pour simplifier, on suppose également que $m = 0$.

a) Soit $\varepsilon > 0$. Montrer que, pour tout $t \geq 0$,

$$\mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) \leq e^{-\varepsilon n t} (\mathbb{E}[e^{tX}])^n.$$

b) On pose $\alpha = \inf_{t \geq 0} e^{-\varepsilon t} \mathbb{E}[e^{tX}]$, montrer que $\alpha < 1$ (on pourra dériver en 0 la fonction $h : t \mapsto e^{-\varepsilon t} \mathbb{E}[e^{tX}]$) et que

$$\mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) \leq \alpha^n.$$

c) En déduire que $\sum_{n \geq 1} \mathbb{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) < +\infty$. Puis justifier que $\sum_{n \geq 1} \mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq \varepsilon\right) < +\infty$.

d) Conclure.

Exercice 4. 1) Montrer que pour tout $x > 0$,

$$e^{-\frac{x^2}{2}} \left(\frac{1}{x} - \frac{1}{x^3}\right) \leq \int_x^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \leq e^{-\frac{x^2}{2}} \frac{1}{x}.$$

(Pour la minoration, on pourra commencer par faire une intégration par parties. Pour les deux inégalités on pourra penser à faire apparaître $\frac{t}{x}$.)

2) Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes de même loi $\mathcal{N}(0, 1)$. Soit $\varepsilon > 0$. Pour $n \geq 1$, on pose

$$A_n = \left\{ \frac{X_n}{\sqrt{2 \ln n}} \geq 1 - \varepsilon \right\}$$

Montrer que $\mathbb{P}(\limsup A_n) = 1$.

3) Soit $\varepsilon > 0$. Pour $n \geq 1$, on pose

$$B_n = \left\{ \frac{X_n}{\sqrt{2 \ln n}} \geq 1 + \varepsilon \right\}$$

Montrer que $\mathbb{P}(\limsup B_n) = 0$.

4) En déduire que

$$\mathbb{P}\left(\left\{ \limsup \left(\frac{X_n}{\sqrt{2 \ln n}} \right) = 1 \right\}\right) = 1.$$