

Corrigé de la feuille d'exercices numéro 6  
 Calculs d'espérances. Calculs de lois.

1. On fait des intégrations par parties :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \int_{\mathbb{R}} \lambda x e^{-\lambda x} \mathbf{1}_{x \geq 0} dx \\ &= \int_0^{+\infty} \lambda x e^{-\lambda x} dx \\ &= [-x e^{-\lambda x}]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx \\ &= 0 + \left[-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x}\right]_0^{+\infty} = \frac{1}{\lambda}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{Var}(X) &= \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 \\ &= \int_0^{+\infty} x^2 \lambda e^{-\lambda x} dx - \frac{1}{\lambda^2} \\ &= [-x^2 e^{-\lambda x}]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} 2x e^{-\lambda x} dx - \frac{1}{\lambda^2} \\ &= 0 + \left[-2x \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda}\right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} 2 \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} dx - \frac{1}{\lambda^2} \\ &= 0 + \left[-2 \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda^2}\right]_0^{+\infty} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}\end{aligned}$$

Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$  continue bornée.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(f(2X)) &= \int_0^{+\infty} f(2x) \lambda e^{-\lambda x} dx \\ (\text{changement de variable } t = 2x) &= \int_0^{+\infty} f(t) \lambda e^{-\lambda t/2} \frac{1}{2} dt.\end{aligned}$$

Cela est vrai  $\forall f$  donc la densité de la loi de  $2X$  est  $x \mapsto \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda x/2}$ .

Calculons :  $E(2X) = 2E(X) = \frac{2}{\lambda}$  (par linéarité de l'espérance) et  $\text{Var}(2X) = \mathbb{E}((2X)^2) - \mathbb{E}(2X)^2 = 4\mathbb{E}(X^2) - 4(\mathbb{E}(X))^2 = 4\text{Var}(X) = \frac{4}{\lambda^2}$  (par linéarité de l'espérance).

2. (a) Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$  continue bornée.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(f(\sigma U + m)) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(\sigma x + m) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \\ (\text{changement de variable } t = \sigma x + m) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt\end{aligned}$$

Cela est vrai  $\forall f$  donc la densité de la loi de  $\sigma U + m$  est la même que celle de la loi de  $X$  donc  $\sigma U + m$  et  $X$  ont même loi

(b)  $E(X) = \mathbb{E}(\sigma U + m) = \sigma \mathbb{E}(U) + m = m$  (car  $\mathbb{E}(U) = 0$  car intégrale de fonction impaire)  
et

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \text{Var}(\sigma U + m) = \mathbb{E}((\sigma U + m)^2) - \mathbb{E}(\sigma U + m)^2 \\ &= \sigma^2 \mathbb{E}(U^2) + m^2 + 2m\sigma \mathbb{E}(U) - m^2 = \sigma^2 \mathbb{E}(U^2) \\ &= \sigma^2 \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \\ &= \sigma^2 \left[ -x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right]_0^{+\infty} + \sigma^2 \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \\ &= 0 + \sigma^2 . \end{aligned}$$

(c) Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$  continue bornée.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(f(Y)) &= \mathbb{E}(f(aX + b)) \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(at + b) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt \\ (\text{changement de variable } x = at + b) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \frac{1}{\sqrt{2\pi a^2 \sigma^2}} e^{-\frac{(x-b-m)^2}{2a^2\sigma^2}} dx \end{aligned}$$

Cela est vrai  $\forall f$  donc la densité de la loi de  $Y$  est  $x \mapsto \frac{1}{\sqrt{2\pi a^2 \sigma^2}} e^{-\frac{(x-b-m)^2}{2a^2\sigma^2}}$ .

(d)  $\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(aX + b) = a\mathbb{E}(X) + b = am + b$  et

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= \text{Var}(aX + b) = \mathbb{E}((aX + b)^2) - \mathbb{E}(aX + b)^2 \\ &= a^2 \mathbb{E}(X^2) + b^2 + 2ab\mathbb{E}(X) - a^2 \mathbb{E}(X)^2 - b^2 - 2ab\mathbb{E}(X) \\ &= a^2 \mathbb{E}(X^2) - a^2 \mathbb{E}(X)^2 = a^2 \text{Var}(X) = a^2 \sigma^2 . \end{aligned}$$

3.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \sum_{k \geq 0} k \frac{\theta^k e^{-\theta}}{k!} \\ &= \sum_{k \geq 1} \theta \frac{\theta^{k-1} e^{-\theta}}{(k-1)!} \\ &= \theta \sum_{q \geq 0} \frac{\theta^q e^{-\theta}}{q!} \end{aligned}$$

$$(\text{somme de série exponentielle}) = \theta$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(e^{-uX}) &= \sum_{k \geq 0} e^{-uk} \frac{\theta^k e^{-\theta}}{k!} \\ &= \sum_{k \geq 0} (e^{-u}\theta)^k \frac{e^{-\theta}}{k!} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (\text{somme de série exponentielle}) &= \exp(e^{-u}\theta) e^{-\theta} \\ &= \exp(\theta(e^{-u} - 1)) \end{aligned}$$

4. Soit  $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^+$  continue bornée.

$$\mathbb{E}(f(X + 2Y, X - Y)) = \int_{\mathbb{R}^2} f(x + 2y, x - y) \frac{3}{4} \exp(-|x + 2y| - |x - y|) dx dy$$

On fait un changement de variable en :

$$\begin{cases} u = x + 2y \\ v = x - y \end{cases} \quad \begin{cases} x = \frac{u+2v}{3} \\ y = \frac{u-v}{3} \end{cases} .$$

L'application :

$$\begin{aligned} \phi : \mathbb{R}^2 &\rightarrow \mathbb{R}^2 \\ (u, v) &\mapsto \left( \frac{u+2v}{3}, \frac{u-v}{3} \right) \end{aligned}$$

est bijective. On calcule le jacobien (c'est à dire que l'on écrit dans une matrice les dérivées partielles de  $\phi$  en  $u$  et  $v$ ) :

$$J(u, v) = \begin{bmatrix} 1/3 & 1/3 \\ 2/3 & -1/3 \end{bmatrix}$$

On fait le changement de variable dans l'intégrale :

$$\mathbb{E}(f(X + 2Y, X - Y)) = \int_{\mathbb{R}^2} f(u, v) \frac{3e^{-|u|}e^{-|v|}}{4} |\det(J(u, v))| dudv = \int_{\mathbb{R}^2} f(u, v) \frac{e^{-|u|}e^{-|v|}}{4} dudv .$$

Cela est vrai  $\forall f$  donc la densité de la loi de  $(X + 2Y, X - Y)$  est  $(u, v) \mapsto \frac{e^{-|u|}e^{-|v|}}{4}$ .  
Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$  continue bornée.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(f(X)) &= \\ \int_{\mathbb{R}^2} f(x) \frac{3}{4} \exp(-|x+2y| - |x-y|) dx dy &= \\ \text{(Fubini-Tonelli)} & \\ \frac{3}{4} \int_{\mathbb{R}} f(x) \left( \int_{\mathbb{R}} \exp(-|x+2y| - |x-y|) dy \right) dx & \end{aligned}$$

On veut calculer  $\psi(x) := \int_{\mathbb{R}} \exp(-|x+2y| - |x-y|) dy$ . Commençons par montrer que c'est une fonction paire. On fait un changement de variable en  $t = -y$  dans l'intégrale suivante :

$$\begin{aligned} \psi(-x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-|-x+2y| - |-x-y|) dy = \int_{+\infty}^{-\infty} \exp(-|-x-2t| - |-x+t|) (-1) dt \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-|x+2t| - |x-t|) dt = \psi(x) . \end{aligned}$$

On se contente donc de calculer  $\psi(x)$  pour  $x \geq 0$  :

$$\begin{aligned} \psi(x) &= \int_{-\infty}^{-x/2} e^{(x+2y)} e^{-(x-y)} dy + \int_{-x/2}^x e^{-(x+2y)} e^{-(x-y)} dy + \int_x^{+\infty} e^{-(x+2y)} e^{(x-y)} dy \\ &= \frac{e^{-3x/2}}{3} + e^{-3x/2} - e^{-3x} + \frac{e^{-3x}}{3} \\ &= \frac{4e^{-3x/2}}{3} - \frac{2}{3}e^{-3x} . \end{aligned}$$

Donc par parité,  $\psi(x) = \frac{4e^{-3|x|/2}}{3} - \frac{2}{3}e^{-3|x|} \forall x \in \mathbb{R}$ . Donc :

$$\mathbb{E}(f(X)) = \frac{3}{4} \int_{\mathbb{R}} f(x) \left( \frac{4e^{-3|x|/2}}{3} + e^{-5|x|/2} - \frac{2}{3}e^{-3|x|} \right) .$$

Cela est vrai  $\forall f$  donc la densité de la loi de  $X$  est  $x \mapsto e^{-3|x|/2} - \frac{e^{-3|x|}}{2}$ .

Des calculs analogues conduisent à la densité suivante pour  $Y$  :  $y \mapsto \frac{3}{4}e^{-3|y|}(1 + 3|y|)$ .

5. Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^+$  continue bornée.

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}(f(1/Y)) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(1/x) \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx \\
 &= \int_{-\infty}^0 f(1/x) \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx + \int_0^{+\infty} f(1/x) \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx \\
 \text{(changement de variable en } u = 1/x) &= \int_0^{-\infty} f(u) \frac{1}{\pi(1+1/u^2)} \left(-\frac{1}{u^2}\right) du \\
 \text{(changement de variable en } v = 1/x) &\quad + \int_{+\infty}^0 f(v) \frac{1}{\pi(1+1/v^2)} \left(-\frac{1}{v^2}\right) dv \\
 &= \int_{-\infty}^0 f(u) \frac{1}{\pi(1+u^2)} du + \int_0^{+\infty} f(v) \frac{1}{\pi(1+v^2)} dv \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(u) \frac{1}{\pi(1+u^2)} du
 \end{aligned}$$

(Remarque : on est obligé de découper l'intégrale en deux morceaux pour faire des changements de variables bien définis.) On a donc que  $u \mapsto \frac{1}{\pi(1+u^2)}$  est la densité de  $1/Y$ .