

## Préparation aux Concours (CNC)

# Probabilités Continues

CNC 2024

### Exercice

On pose  $I_0 = \int_0^{+\infty} e^{-3x} dx$  et pour tout entier naturel non nul  $n$ ,  $I_n = \int_0^{+\infty} x^n e^{-3x} dx$ .

- Montrer que  $I_0$  est une intégrale convergente et que  $I_0 = \frac{1}{3}$ .
  - Vérifier que, pour tout entier naturel  $n$ ,  $x^n e^{-3x} = o\left(\frac{1}{x^2}\right)$  quand  $x$  tend vers  $+\infty$ .
  - En déduire que, pour tout entier naturel  $n$ ,  $I_n$  est une intégrale convergente.
- Montrer, en utilisant une intégration par parties, que pour tout entier naturel  $n$  et pour tout réel positif  $A$ ,

$$\int_0^A x^{n+1} e^{-3x} dx = \frac{-A^{n+1}}{3} e^{-3A} + \frac{(n+1)}{3} \int_0^A x^n e^{-3x} dx$$

- Montrer que, pour tout entier naturel  $n$ ,  $I_{n+1} = \frac{(n+1)}{3} I_n$ .
- En déduire que, pour tout entier naturel  $n$ ,  $I_n = \frac{n!}{3^{n+1}}$ .
- Soit  $X$  la variable aléatoire de densité la fonction  $f$  définie par,

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \frac{9}{4}(1+x)e^{-3x} & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

- Déterminer l'espérance  $\mathbb{E}(X)$  de la variable aléatoire  $X$ .
- Déterminer la variance  $\mathbb{V}(X)$  de la variable aléatoire  $X$ .

## Problème.

Pour tout réel strictement positif  $t$ , on considère les deux fonctions  $f_t$  et  $g_t$  qui sont définies sur  $\mathbb{R}$  par,

$$f_t(x) = e^{-t\frac{x^2}{2}} \quad \text{et} \quad g_t(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ txf_t(x) & \text{si } x > 0 \end{cases}.$$

On rappelle que  $\int_0^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{\frac{\pi}{2}}$ .

Dans toute la suite du problème, on prend  $t$  un réel strictement positif

### Partie 1 : Etude d'une variable aléatoire

On rappelle qu'une fonction  $f$  de  $\mathbb{R}$  vers  $\mathbb{R}$  continue par morceaux est une densité de probabilité si  $f$  est positive sur  $\mathbb{R}$ , l'ensemble des points de discontinuité de  $f$  est une partie finie de  $\mathbb{R}$ ,  $f$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$  et  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ .

1. a) Montrer que, pour tout entier  $n$  tel que  $n \geq 0$ , l'intégrale  $I_n = \int_0^{+\infty} x^n f_t(x)dx$  est convergente.  
b) Déterminer  $I_0$  en fonction de  $t$ , (on pourra faire le changement de variable ( $u = x\sqrt{t}$ )).  
c) Déterminer  $I_1$  sous forme d'une expression simple de  $t$ .

2. a) Montrer que, pour tout entier  $n$  tel que  $n \geq 2$  et pour tout réel  $u \in [0, +\infty[$ ,

$$\int_0^u x^n f_t(x)dx = \frac{-u^{n-1}}{t} f_t(u) + \frac{n-1}{t} \int_0^u x^{n-2} f_t(x)dx$$

- b) En déduire que, pour tout entier  $n$  tel que  $n \geq 2$ ,  $I_n = \frac{n-1}{t} I_{n-2}$ .
3. a) Montrer que  $g_t$  est une densité de probabilité. Dans la suite, on note  $X_t$  une variable aléatoire définie sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  admettant  $g_t$ , pour densité.  
b) Déterminer  $F_t$  la fonction de répartition de la variable aléatoire  $X_t$ .  
c) Montrer que la variable aléatoire  $X_t$  admet une espérance  $\mathbb{E}(X_t)$  et déterminer sa valeur.  
d) Montrer que la variable aléatoire  $X_t$  admet une variance  $\mathbb{V}(X_t)$  et déterminer sa valeur.  
e) Déterminer la valeur de  $t$  pour que l'écart type  $\sigma(X_t)$  de  $X_t$  soit égal à 1.
4. Pour tout entier naturel  $k$ , on note les deux événements  $A_k$  et  $B_k$  de la façon suivante :

$$A_k = (\sqrt{2k} < X_t \leq \sqrt{2k+1}) \quad \text{et} \quad B_k = (\sqrt{2k+1} < X_t \leq \sqrt{2k+2})$$

- a) Déterminer  $\mathbb{P}(A_k)$  et  $\mathbb{P}(B_k)$ .
- b) i) Montrer que  $\sum_{n \geq 0} \mathbb{P}(A_n)$  est une série convergente et déterminer sa somme.  
ii) Montrer que  $\sum_{n \geq 0} \mathbb{P}(B_n)$  est une série convergente et déterminer sa somme.
- iii) Est ce qu'on peut avoir  $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n\right)$ ? Justifier votre réponse.

# Corrigé

## Quelques rappels sur les variables aléatoires à densité :

- Une variable aléatoire  $X$  est dite à densité si il existe une fonction  $f$  définie de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}$ , continue par morceaux et admet un nombre fini de points de discontinuité, intégrable sur  $\mathbb{R}$  et  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$  telle que pour tous réels  $a \leq b$  on a  $\mathbb{P}(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x)dx$ .
- La fonction de répartition de  $f$ , notée  $F_X$ , est définie par  $F_X : x \mapsto \int_{-\infty}^x f(t)dt$ .  
Pour tous réels  $a \leq b$  on a  $\mathbb{P}(a \leq X \leq b) = F_X(b) - F_X(a)$ . En tout point  $x$  où  $f$  est continue on a  $F_X'(x) = f(x)$ .
- Si la fonction  $t \mapsto tf(t)$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$  alors l'espérance de  $X$  est donnée par  $\mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} tf(t)dt$ .
- Si la fonction  $t \mapsto t^2f(t)$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$  alors la variance de  $X$  est donnée par  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))^2) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2$   
et l'écart-type est égale à  $\sigma_X = \sqrt{\mathbb{V}(X)}$ .

## Exercice

- a) On a pour  $A \geq 0$   $\int_0^A e^{-3x} dx = \frac{1 - e^{-3A}}{3}$ , donc l'intégrale  $I_0$  converge et  $I_0 = \frac{1}{3}$ .
  - b) On sait que, pour tout entier naturel  $n$ ,  $x^{n+2}e^{-3x} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 0$  donc  $x^n e^{-3x} = o\left(\frac{1}{x^2}\right)$ .
  - c) Soit  $n \in \mathbb{N}$ . La fonction  $x \mapsto \frac{1}{x^2}$  est intégrable au voisinage de l'infinie, donc la fonction  $x \mapsto x^n e^{-3x}$  est intégrable sur  $[0, +\infty[$ , d'où la convergence de l'intégrale  $I_n$ .
2. Soit  $n \in \mathbb{N}$  et  $A \geq 0$ , une intégration par parties donne

$$\begin{aligned} \int_0^A x^{n+1} e^{-3x} dx &= \int_0^A x^{n+1} \left( \frac{-e^{-3x}}{3} \right)' dx \\ &= \frac{-1}{3} [x^{n+1} e^{-3x}]_0^A + \frac{(n+1)}{3} \int_0^A x^n e^{-3x} dx \end{aligned}$$

ainsi  $\int_0^A x^{n+1} e^{-3x} dx = \frac{-A^{n+1}}{3} e^{-3A} + \frac{(n+1)}{3} \int_0^A x^n e^{-3x} dx$

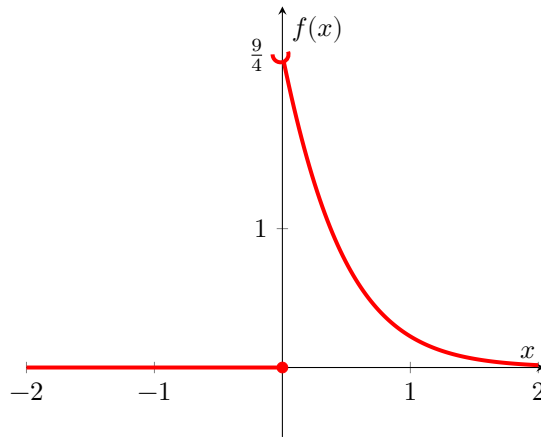
3. Dans la relation précédente on fait tendre un  $A$  vers  $+\infty$ , on obtient pour tout entier naturel  $n$ ,  $I_{n+1} = \frac{(n+1)}{3} I_n$ .

4. Soit  $n \in \mathbb{N}$ . De la question précédente on a

$$I_n = \frac{n}{3} \frac{n-1}{3} \dots \frac{1}{3} I_0 = \frac{n!}{3^n} I_0$$

puisque  $I_0 = \frac{1}{3}$  alors  $I_n = \frac{n!}{3^{n+1}}$ .

5. Soit  $f(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \frac{9}{4}(1+x)e^{-3x} & \text{si } x > 0 \end{cases}$ , dont une représentation graphique :



$f$  est une fonction de densité car

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \frac{9}{4} (I_0 + I_1) = \frac{9}{4} \left( \frac{1}{3} + \frac{1}{9} \right) = 1.$$

a) D'après 1.b) on a  $x f(x) \underset{x \rightarrow +\infty}{=} o\left(\frac{1}{x^2}\right)$  donc la fonction  $x \mapsto x f(x)$  est intégrable sur  $[0, +\infty[$  donc intégrable sur  $\mathbb{R}$  par suite  $X$  admet une espérance.

On a

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \\ &= \frac{9}{4} \int_0^{+\infty} x(1+x)e^{-3x} dx \\ &= \frac{9}{4} (I_1 + I_2) \\ &= \frac{9}{4} \left( \frac{1}{9} + \frac{2}{27} \right) \end{aligned}$$

ainsi  $\mathbb{E}(X) = \frac{5}{12}$ .

b) De même la fonction  $x \mapsto x^2 f(x)$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$  donc  $X$  admet une variance.

On a

$$\mathbb{E}(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \frac{9}{4} (I_2 + I_3) = \frac{1}{3}$$

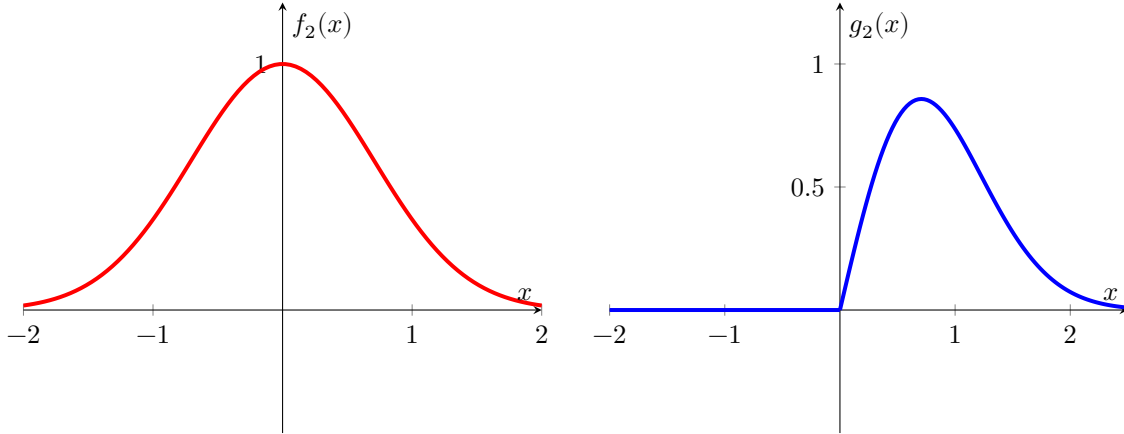
et  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = \frac{23}{144}$ .

## Problème.

Pour tout réel strictement positif  $t$ , on considère les deux fonctions  $f_t$  et  $g_t$  qui sont définies sur  $\mathbb{R}$  par,

$$f_t(x) = e^{-t\frac{x^2}{2}} \quad \text{et} \quad g_t(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ tx f_t(x) & \text{si } x > 0 \end{cases}.$$

Une représentation graphique dans le cas  $t = 2$  :



Dans toute la suite du problème, on prend  $t$  un réel strictement positif

### Partie 1: Etude d'une variable aléatoire

1. a) Soit  $t > 0$ . La fonction  $x \mapsto x^n e^{-t\frac{x^2}{2}}$  est continue sur  $[0, +\infty[$  et  $x^n e^{-t\frac{x^2}{2}} = o\left(\frac{1}{x^2}\right)$  quand  $x \rightarrow +\infty$ , donc elle est intégrable sur  $[0, +\infty[$ , ainsi l'intégrale  $I_n = \int_0^{+\infty} x^n f_t(x) dx$  est convergente, pour tout entier  $n$ .

b) On a

$$I_0 = \int_0^{+\infty} e^{-t\frac{x^2}{2}} dx \stackrel{u=x\sqrt{t}}{=} \frac{1}{\sqrt{t}} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du$$

donc  $I_0 = \sqrt{\frac{\pi}{2t}}$ .

c) On a

$$\begin{aligned} I_1 &= \int_0^{+\infty} x e^{-t\frac{x^2}{2}} dx \\ &= \frac{-1}{t} \int_0^{+\infty} \left( e^{-t\frac{x^2}{2}} \right)' dx \\ &= \frac{-1}{t} \left( \lim_{A \rightarrow +\infty} e^{-t\frac{A^2}{2}} - 1 \right) \end{aligned}$$

donc  $I_1 = \frac{1}{t}$ .

2. a) Soit  $n \geq 2$  et  $u \in [0, +\infty[$ , on a

$$\begin{aligned} \int_0^u x^n f_t(x) dx &= \int_0^u x^n e^{-t\frac{x^2}{2}} dx \\ &= \frac{-1}{t} \int_0^u x^{n-1} \left( e^{-t\frac{x^2}{2}} \right)' dx \end{aligned}$$

une intégration par parties donne

$$\int_0^u x^n f_t(x) dx = \frac{-1}{t} \left[ x^{n-1} e^{-t \frac{x^2}{2}} \right]_0^u + \frac{n-1}{t} \int_0^u x^{n-2} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

ainsi  $\int_0^u x^n f_t(x) dx = \frac{-u^{n-1}}{t} f_t(u) + \frac{n-1}{t} \int_0^u x^{n-2} f_t(x) dx$ .

- b) Puisque  $\frac{-u^{n-1}}{t} f_t(u) \xrightarrow{u \rightarrow +\infty} 0$  et les intégrales sont convergentes, alors par passage à la limite on trouve

$$\int_0^{+\infty} x^n f_t(x) dx = \frac{n-1}{t} \int_0^{+\infty} x^{n-2} f_t(x) dx$$

Ainsi pour tout entier  $n \geq 2$ ,  $I_n = \frac{n-1}{t} I_{n-2}$ .

3. a) La fonction  $g_t$  est continue positive sur  $\mathbb{R}$ . Soit  $A > 0$  on a

$$\int_{-A}^A g_t(x) dx = \int_0^A t x f_t(x) dx$$

l'intégrale  $\int_0^{+\infty} t x f_t(x) dx$  est convergente donc l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} g_t(x) dx$  est convergente, par passage à la limite on a

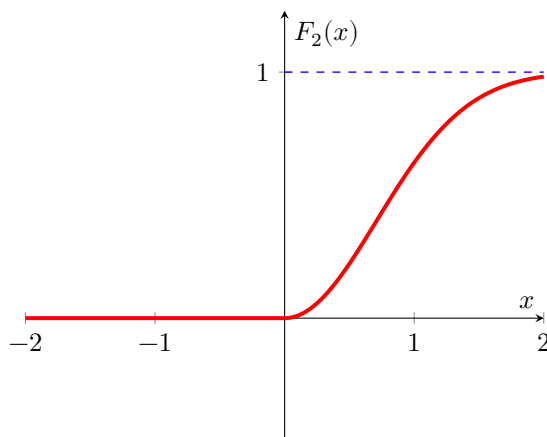
$$\int_{-\infty}^{+\infty} g_t(x) dx = \int_0^{+\infty} t x f_t(x) dx = t I_1 = 1$$

Ainsi  $g_t$  est une densité de probabilité.

- b) Soit  $x \in \mathbb{R}$ , on a

$$\begin{aligned} F_t(x) &= \int_{-\infty}^x g_t(u) du \\ &= \int_0^x t u e^{-t \frac{u^2}{2}} du \\ &= \int_0^x - \left( e^{-t \frac{u^2}{2}} \right)' du \end{aligned}$$

ainsi  $F_t(x) = 1 - e^{-t \frac{x^2}{2}}$ .



- c) Pour tout  $x \geq 0$ , on a  $x g_t(x) = t x^2 f_t(x)$  donc la fonction  $x \mapsto x g_t(x)$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$ , par suite  $X_t$  admet une espérance et

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x g_t(x) dx \\ &= t \int_0^{+\infty} x^2 f_t(x) dx \\ &= t I_2 \end{aligned}$$

les questions 2)b) et 1)b) donnent :  $I_2 = \frac{1}{t}I_0 = \frac{1}{t}\sqrt{\frac{\pi}{2t}}$ .

Ainsi  $\mathbb{E}(X_t) = \sqrt{\frac{\pi}{2t}}$ .

- d) Comme précédemment la fonction  $x \mapsto x^2 g_t(x)$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$ , donc  $X_t$  admet une variance  $\mathbb{V}(X_t)$ .  
On a

$$\begin{aligned}\mathbb{E}((X_t)^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 g_t(x) dx \\ &= t \int_0^{+\infty} x^3 f_t(x) dx \\ &= tI_3\end{aligned}$$

avec  $I_3 = \frac{2}{t}I_1$  et  $I_1 = \frac{1}{t}$  donc  $\mathbb{E}((X_t)^2) = \frac{2}{t}$ .

Et on a  $\mathbb{V}(X_t) = \mathbb{E}((X_t)^2) - \mathbb{E}(X_t)^2$  donc  $\mathbb{V}(X_t) = \frac{4 - \pi}{2t}$ .

- e) On a  $\sigma(X_t) = \sqrt{\frac{4 - \pi}{2t}}$ , donc  $\sigma(X_t) = 1$  si et seulement si  $t = \frac{4 - \pi}{2}$ .

4. Pour tout entier naturel  $k$ , on note les deux événements  $A_k$  et  $B_k$  de la façon suivante:

$$A_k = (\sqrt{2k} < X_t \leq \sqrt{2k+1}) \text{ et } B_k = (\sqrt{2k+1} < X_t \leq \sqrt{2k+2})$$

- a) On a

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A_k) &= \mathbb{P}(\sqrt{2k} < X_t \leq \sqrt{2k+1}) \\ &= \int_{\sqrt{2k}}^{\sqrt{2k+1}} g_t(x) dx \\ &= F_t(\sqrt{2k+1}) - F_t(\sqrt{2k})\end{aligned}$$

on sait que  $F_t(x) = 1 - e^{-t\frac{x^2}{2}}$ , donc  $\mathbb{P}(A_k) = e^{-tk}(1 - e^{-\frac{t}{2}})$ .

De même  $\mathbb{P}(B_k) = F_t(\sqrt{2k+2}) - F_t(\sqrt{2k+1})$  et  $\mathbb{P}(B_k) = e^{-t(k+\frac{1}{2})}(1 - e^{-\frac{t}{2}})$ .

- b) i) La série  $\sum_{n \geq 0} e^{-tn}$  est géométrique est convergente donc la série  $\sum_{n \geq 0} \mathbb{P}(A_n)$  est convergente

et  $\sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_n) = \frac{1 - e^{-\frac{t}{2}}}{1 - e^{-t}} = \frac{1}{1 + e^{-\frac{t}{2}}}$ .

- ii) De même on a la série  $\sum_{n \geq 0} \mathbb{P}(B_n)$  est convergente et  $\sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B_n) = e^{-\frac{t}{2}} \frac{1 - e^{-\frac{t}{2}}}{1 - e^{-t}} = \frac{e^{-\frac{t}{2}}}{1 + e^{-\frac{t}{2}}}$ .

- iii) Les événements  $(A_k)_{k \geq 0}$  sont deux à deux disjoints donc  $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_n) = \frac{1}{1 + e^{-\frac{t}{2}}}$ .

De même on a  $(B_k)_{k \geq 0}$  sont deux à deux disjoints et  $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n\right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B_n) = \frac{e^{-\frac{t}{2}}}{1 + e^{-\frac{t}{2}}}$ .

Donc on a  $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n\right)$  si et seulement si  $t = 0$ , ce qui contredit le fait que  $t > 0$ .

Remarquons que  $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) > \frac{1}{2}$  et  $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n\right) = 1 - \mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) < \frac{1}{2}$  ce qui justifie le résultat.

Les deux réunions ne sont pas complémentaires car  $\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) \cup \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n\right) \cup \mathbb{R}^- = \mathbb{R}$  et  $\mathbb{P}(\mathbb{R}^-) = 0$ .