

# Corrigé du neuvième devoir à la maison

1. La fonction  $g$  est clairement continue et positive sur  $[0, +\infty[$ . De plus, nous savons qu'elle y est intégrable, c'est un exemple fondamental du cours ; et

$$\int_{[0, +\infty[} g(x) dx = [-e^{-x}]_{[0, +\infty[} = \lim_{x \rightarrow +\infty} (-e^{-x}) + e^0 = 1.$$

Ainsi, d'après la définition de l'énoncé,

$g$  est bien une densité sur  $[0, +\infty[$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . La fonction  $x \mapsto x^n g(x)$  est bien-sûr continue et positive sur  $[0, +\infty[$ . Elle y est intégrable car l'on reconnaît l'intégrande de

$$\Gamma(n+1) = \int_{[0, +\infty[} x^{n+1-1} e^{-x} dx.$$

Donc tous les moments de  $g$  sont finis.

Enfin, avec cette reconnaissance, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$\underline{m_n(g) = \Gamma(n+1) = n!}$$

2. Soit  $n \in \mathbb{N}$ . La fonction  $x \mapsto x^n \varphi(x)$  est continue sur  $\mathbb{R}$ . De plus, elle a la parité de  $n$  : il suffit donc d'étudier son intégrabilité sur  $[0, +\infty[$ .

Pour  $x$  proche de l'infini,  $x^2 \gg x$  donc par croissances comparées,

$$|x^n \varphi(x)| = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^n e^{-\frac{1}{2}x^2} \ll \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^n e^{-\frac{1}{2}x} \ll \frac{1}{x^2}.$$

Or  $x \mapsto 1/x^2$  est intégrable en  $+\infty$  car  $2 > 1$ . Donc  $x \mapsto x^n \varphi(x)$  est intégrable sur  $[0, +\infty[$ , donc sur  $\mathbb{R}$  par parité.

Tous les moments de la densité gaussienne sont bien finis.

*Commentaire.* En passant, pour  $n = 0$ , on retrouve que  $\varphi$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$ , ce que l'énoncé sous-entendait en la nommant densité.

3. Soit  $p \in \mathbb{N}$ . La fonction  $x \mapsto x^{2p+1} \varphi(x)$  est impaire, on l'a dit. Donc son intégrable sur  $\mathbb{R}$  est nulle, car  $\mathbb{R}$  est symétrique autour de 0.

Pour tout  $p \in \mathbb{N}$ ,  $m_{2p+1}(\varphi) = 0$ .

4. Soit  $p \in \mathbb{N}$  :

$$m_{2p}(\varphi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} x^{2p} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx.$$

Faisons une intégration par parties. Pour  $p \geq 1$ ,

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}} x^{2p} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx &= \int_{\mathbb{R}} x^{2p-1} x e^{-\frac{1}{2}x^2} dx \\ &= \left[ -x^{2p-1} e^{-\frac{1}{2}x^2} \right]_{\mathbb{R}} + \int_{\mathbb{R}} (2p-1) x^{2p-2} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx. \end{aligned}$$

Le calcul est valide car les deux intégrales convergent, où l'on reconnaît  $m_{2p}(\varphi)$  et  $m_{2p-2}(\varphi)$ , à un facteur près. Alors, le crochet a forcément un sens, ce que l'on voit directement :

$$\begin{aligned} &\left[ -x^{2p-1} e^{-\frac{1}{2}x^2} \right]_{\mathbb{R}} \\ &= \lim_{x \rightarrow -\infty} x^{2p-1} e^{-\frac{1}{2}x^2} - \lim_{x \rightarrow +\infty} x^{2p-1} e^{-\frac{1}{2}x^2} = 0. \end{aligned}$$

Ainsi,

$$m_{2p}(\varphi) = (2p-1) m_{2p-2}(\varphi).$$

Par une récurrence immédiate, pour tout  $p \in \mathbb{N}^*$ ,

$$m_{2p}(\varphi) = \left( \prod_{k=1}^p (2k-1) \right) m_0(\varphi).$$

D'une part, puisque l'énoncé nomme  $\varphi$  densité gaussienne, il sous-entend que c'est une densité, donc  $m_0(\varphi) = 1$ . D'autre part, en multipliant et divisant par les entiers pairs qui manquent,

$$\underline{m_{2p}(\varphi) = \prod_{k=1}^p (2k-1) = \frac{(2p)!}{2^p p!}}$$

5. On sait que

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{dx}{1+x^2} = \left[ \text{Arctan } x \right]_{\mathbb{R}} = \pi.$$

Alors, la fonction

$$\left[ f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, x \mapsto \frac{1}{\pi(1+x^2)} \right]$$

est une densité sur  $\mathbb{R}$ . Mais en  $+\infty$ ,

$$x f(x) \sim \frac{1}{\pi x},$$

donc  $x \mapsto x f(x)$  n'est pas intégrable sur  $[1, +\infty[$ , donc pas non plus sur  $\mathbb{R}$ .

Donc le moment d'ordre 1 de  $f$  n'est pas fini.

6-8. Considérons un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  et une variable aléatoire réelle discrète  $X$  sur  $\Omega$  qui suive la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, x)$  : c'est possible car  $x \in [0, 1]$ . Alors,

$$\left[ \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} = \sum_{k=0}^n P(X = k) = 1. \right]$$

De même,

$$\begin{aligned} \left[ \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} = \sum_{k=0}^n k P(X = k) \right] \\ = E(X) = nx, \end{aligned}$$

où l'on a reconnu l'espérance de  $X$ . Enfin, avec le théorème du transfert et la formule de König-Huygens,

$$\begin{aligned} \left[ \sum_{k=0}^n k^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \right] \\ = \sum_{k=0}^n k^2 P(X = k) = E(X^2) \\ = V(X) + E(X)^2 \\ = nx(1-x) + (nx)^2 \\ = \underline{nx + n(n-1)x^2}. \end{aligned}$$

*Commentaire.* Si l'on ne voit pas de variable aléatoire cachée dans ces questions, on peut toujours refaire les calculs à la main... Je renvoie bien-sûr au cours pour lesdits calculs.

9. Terminons avec un calcul.

$$\begin{aligned}
& \sum_{k=0}^n (k-nx)^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&= \sum_{k=0}^n (k^2 - 2knx + n^2x^2) \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&= \sum_{k=0}^n k^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&\quad - 2nx \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&\quad + n^2x^2 \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&= nx + n(n-1)x^2 - 2nxx + n^2x^2 \\
&= nx(1-x).
\end{aligned}$$

On sait que  $x(1-x) \leq \frac{1}{4}$ , comme le prouve une rapide étude de fonction par exemple, ou même directement à l'aide d'une identité remarquable. Alors,

$$\left| \sum_{k=0}^n (k-nx)^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \right| \leq \frac{1}{4}n.$$

*Commentaire.* Bien-sûr, dire que  $x(1-x) \leq 1$  est parfaitement acceptable.

10. En utilisant la question 6, écrivons

$$f(x) = f(x) \cdot 1 = f(x) \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k}.$$

Alors,

$$\begin{aligned}
|B_n(x) - f(x)| &= \left| \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} f\left(\frac{k}{n}\right) \right. \\
&\quad \left. - \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} f(x) \right| \\
&= \left| \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \left( f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right) \right| \\
&\leq \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right|.
\end{aligned}$$

Par définition des ensembles  $X$  et  $Y$ ,  $\llbracket 0, n \rrbracket = X \sqcup Y$  donc on peut découper la somme précédente :

$$\begin{aligned}
& \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right| \\
&= \sum_{k \in X} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right| \\
&\quad + \sum_{k \in Y} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right|.
\end{aligned}$$

Majorons séparément ces deux sommes. Pour  $k \in X$ ,

$$\left| x - \frac{k}{n} \right| < \alpha,$$

donc avec la propriété (2) de l'énoncé,

$$\left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right| < \varepsilon.$$

Ainsi, puisque  $X \subset \llbracket 0, n \rrbracket$  et avec la question 6 à nouveau,

$$\begin{aligned}
& \sum_{k \in X} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right| \\
&\leq \sum_{k \in X} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \varepsilon \\
&\leq \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \varepsilon = \varepsilon.
\end{aligned}$$

Par ailleurs, pour  $k \in Y$ ,

$$\left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right| \leq \left| f\left(\frac{k}{n}\right) \right| + |f(x)| \leq 2\|f\|_\infty$$

donc

$$\begin{aligned}
& \sum_{k \in Y} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \left| f\left(\frac{k}{n}\right) - f(x) \right| \\
&\leq 2\|f\|_\infty \sum_{k \in Y} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k}.
\end{aligned}$$

En regroupant ces majorations, on obtient bien

$$|B_n(x) - f(x)| \leq \varepsilon + 2\|f\|_\infty \sum_{k \in Y} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k}.$$

11. Par définition, pour tout  $k \in Y$ ,

$$\left| \frac{k}{n} - x \right| \geq \alpha,$$

ou encore,

$$\left( \frac{k}{n} - x \right)^2 \geq \alpha^2.$$

Alors, avec la question 9,

$$\begin{aligned}
& \sum_{k \in Y} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&= \frac{1}{\alpha^2} \sum_{k \in Y} \alpha^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&\leq \frac{1}{\alpha^2} \sum_{k \in Y} \left( \frac{k}{n} - x \right)^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&= \frac{1}{\alpha^2 n^2} \sum_{k \in Y} (k-nx)^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&\leq \frac{1}{\alpha^2 n^2} \sum_{k=0}^n (k-nx)^2 \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} \\
&\leq \frac{1}{\alpha^2 n^2} \sum_{k=0}^n \frac{n}{4} \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} = \frac{1}{4\alpha^2 n}.
\end{aligned}$$

Ainsi,

$$|B_n(x) - f(x)| \leq \varepsilon + \frac{\|f\|_\infty}{2\alpha^2 n}.$$

Comme ce dernier quotient tend vers 0 avec  $n$ , il existe  $N \in \mathbb{N}$  tel que pour tout  $n \geq N$ ,

$$\frac{\|f\|_\infty}{2\alpha^2 n} \leq \varepsilon.$$

Donc pour tout  $x \in [0, 1]$  et tout  $n \geq N$ ,

$$|B_n(x) - f(x)| \leq 2\varepsilon.$$

Cela entraîne que

$$\|B_n - f\|_\infty \leq 2\varepsilon.$$

**12.** Par hypothèse, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $m_n(f) = m_n(g)$  c'est-à-dire

$$\int_0^1 x^n f(x) dx = \int_0^1 x^n g(x) dx,$$

ou encore

$$\int_0^1 (f(x) - g(x)) x^n dx = 0.$$

Considérons un polynôme

$$P = \sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n,$$

où la somme est finie. Par linéarité de l'intégrale,

$$\begin{aligned} & \left| \int_0^1 (f(x) - g(x)) P(x) dx \right| \\ &= \int_0^1 (f(x) - g(x)) \sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n dx \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} a_n \int_0^1 (f(x) - g(x)) x^n dx = 0. \end{aligned}$$

Il s'agit bien de linéarité, car la somme est finie.

**13.\*** Considérons avec la partie II une suite  $(P_n)$  de polynômes qui converge uniformément sur  $[0, 1]$  vers  $f - g$ . Alors, la suite de fonction  $((f - g)P_n)$  converge uniformément sur  $[0, 1]$  vers  $(f - g)^2$ . Les fonctions  $(f - g)P_n$  sont bien-sûr continues sur  $[0, 1]$ . Alors, d'après le théorème de permutation limite-intégrale sur un segment, on peut affirmer que

$$\begin{aligned} & \left| \lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 (f(x) - g(x)) P_n(x) dx \right| \\ &= \int_0^1 (f(x) - g(x))^2 dx. \end{aligned}$$

**14.** Grâce à la question 12, on en déduit que

$$\int_0^1 (f(x) - g(x))^2 dx = 0.$$

Et comme  $(f - g)^2$  est continue et positive sur  $[0, 1]$ , elle y est donc nulle. Cela signifie que  $f = g$  sur  $[0, 1]$ .

**15.\*** Appliquons directement le théorème de continuité des intégrales dépendant d'un paramètre. Posons  $A = \mathbb{R}$ ,  $I = \mathbb{R}$  et considérons

$$g : A \times I \rightarrow \mathbb{C}, (\xi, t) \mapsto e^{it\xi} \varphi(t),$$

de sorte que

$$\widehat{\varphi} : A \rightarrow \mathbb{C}, \xi \mapsto \int_I g(\xi, t) dt.$$

○ Clairement, pour tout  $t \in \mathbb{R}$ ,  $\xi \mapsto g(\xi, t)$  est continue sur  $A$ .

○ De plus, pour tout  $(\xi, t) \in A \times I$ ,

$$|e^{it\xi} \varphi(t)| = |\varphi(t)|,$$

et l'on a vu à la question 2 que  $\varphi$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$  — ou bien on peut invoquer que c'est l'énoncé qui l'affirme puisque  $\varphi$  est une densité. Alors,  $g$  vérifie l'hypothèse de domination.

D'après le théorème évoqué,

- $\widehat{\varphi}$  est définie et continue sur  $A$ .

**16.\*** Utilisons les mêmes notations et appliquons le théorème de la classe  $\mathcal{C}^1$  des intégrales dépendant d'un paramètre.

○ Pour tout  $t \in I$ ,  $\xi \mapsto g(\xi, t)$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $A$ . De plus, pour tout  $\xi \in A$ ,

$$\frac{\partial g}{\partial \xi}(\xi, t) = ite^{it\xi} \varphi(t) = itg(\xi, t).$$

○ Pour tout  $(\xi, t) \in A \times I$ ,

$$\left| \frac{\partial g}{\partial \xi}(\xi, t) \right| = |t| |\varphi(t)|,$$

et l'on sait depuis la question 2 que  $\varphi$  admet un moment d'ordre 1, c'est-à-dire que  $t \mapsto t\varphi(t)$  est intégrable sur  $I$ . Donc  $\frac{\partial g}{\partial \xi}$  vérifie l'hypothèse de domination.

Avec le théorème annoncé,

- $\widehat{\varphi}$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $A$ ,
- et pour tout  $\xi \in A$ ,

$$\widehat{\varphi}'(\xi) = \int_I \frac{\partial g}{\partial \xi}(\xi, t) dt = \frac{i}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} t e^{it\xi} \varphi(t) dt.$$

**17.** Soit  $\xi \in \mathbb{R}$ . Comme à la question 4, faisons une intégration par parties, dont la justification est aussi immédiate qu'alors.

$$\begin{aligned} & \int_{\mathbb{R}} e^{it\xi} t e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \\ &= \left[ -e^{it\xi} e^{-\frac{1}{2}t^2} \right]_{t=-\infty}^{+\infty} + \int_{\mathbb{R}} i\xi e^{it\xi} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \\ &= 0 + i\xi \int_{\mathbb{R}} e^{it\xi} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt. \end{aligned}$$

Alors,

$$\widehat{\varphi}'(\xi) = -\xi \widehat{\varphi}(\xi).$$

**18.** Il s'ensuit que pour tout  $\xi \in \mathbb{R}$ ,

$$\widehat{\varphi}(\xi) = \widehat{\varphi}(0) e^{-\frac{1}{2}\xi^2}.$$

Or

$$\widehat{\varphi}(0) = \int_{\mathbb{R}} \varphi(t) dt = 1,$$

puisque  $\varphi$  est une densité. Alors

$$\widehat{\varphi}(\xi) = e^{-\frac{1}{2}\xi^2}.$$

**19.** Par définition,  $f$  est positive sur  $\mathbb{R}_+$ . Par opérations usuelles, elle est continue sur  $\mathbb{R}_+^*$ . En outre, pour  $x > 0$ ,

$$\begin{aligned} f(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\ln x)^2 - \ln x\right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\ln x \left(\frac{1}{2} \ln x + 1\right)\right) \end{aligned}$$

Or

$$\lim_{x \rightarrow 0} (-\ln x) = +\infty \text{ et } \lim_{x \rightarrow 0} \left(\frac{1}{2} \ln x + 1\right) = -\infty,$$

donc par produit,

$$\lim_{x \rightarrow 0} -\ln x \left(\frac{1}{2} \ln x + 1\right) = -\infty,$$

et par composition des limites, comme  $\lim_{y \rightarrow -\infty} e^y = 0$ ,

$$\lim_{x \rightarrow 0} f(x) = 0 = f(0),$$

et  $f$  est continue en 0.

Le changement de variable  $\psi : x \mapsto e^x$  est bijectif et de classe  $\mathcal{C}^1$  de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}_+^*$  donc  $f$  est intégrable sur  $\mathbb{R}_+^*$  si et seulement si  $f \circ \psi \cdot |\psi'|$  l'est sur  $\mathbb{R}$ ; et si c'est le cas, leurs intégrales sont égales. Or, pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} f \circ \psi(x) |\psi'(x)| &= \frac{1}{e^x \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} e^x \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} = \varphi(x), \end{aligned}$$

où l'on reconnaît la densité gaussienne. Il s'ensuit d'une part que  $f$  est bien intégrable sur  $\mathbb{R}_+^*$ , donc sur  $\mathbb{R}_+$  puisqu'elle est continue en 0; et d'autre part,

$$\int_{\mathbb{R}_+} f(x) dx = \int_{\mathbb{R}_+^*} f(x) dx = \int_{\mathbb{R}} \varphi(x) dx = 1.$$

Ainsi,  $f$  est une densité sur  $\mathbb{R}_+$ .

**20.** Soit  $n \in \mathbb{N}$ . Pour commencer, l'intégrande de  $I_n$  est continue sur  $\mathbb{R}_+^*$ , par opérations usuelles. De plus, pour  $x > 0$ ,

$$|x^n f(x) \sin(2\pi \ln x)| = x^n f(x) |\sin(2\pi \ln x)| \leq x^n f(x).$$

Comme l'énoncé admet que les moments de la densité  $f$  sont tous finis,  $x \mapsto x^n f(x)$  est intégrable sur  $\mathbb{R}_+^*$ , donc aussi l'intégrande de  $I_n$ .

Ainsi, l'intégrale  $I_n$  converge.

Utilisons le même changement de variable que ci-dessus. Comme on vient de prouver que l'intégrale  $I_n$  converge, d'après le théorème du changement de variable, la nouvelle intégrale que nous écrivons converge aussi, et le calcul suivant est justifié :

$$\begin{aligned} \underline{I_n} &= \int_0^{+\infty} x^n f(x) \sin(2\pi \ln x) dx \\ &= \int_{\mathbb{R}} e^{nx} f(e^x) \sin(2\pi x) e^x dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{nx} e^{-\frac{1}{2}x^2} \sin(2\pi x) dx \\ &= \operatorname{Im} \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{nx} e^{-\frac{1}{2}x^2} e^{i2\pi x} dx \right) \\ &= \operatorname{Im} \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{i(2\pi-in)x} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx \right). \end{aligned}$$

**21.** Avec la partie IV, notamment la propriété admise en fin de question 18, on en déduit que

$$\begin{aligned} &\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} e^{i(2\pi-in)x} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx \\ &= \widehat{\varphi}(2\pi - in) = e^{-\frac{1}{2}(2\pi-in)^2} \\ &= e^{-\frac{1}{2}(4\pi^2 - n^2 - 4\pi in)} \\ &= e^{-\frac{1}{2}(4\pi^2 - n^2) + 2i\pi n}, \\ &= e^{-\frac{1}{2}(4\pi^2 - n^2)} \in \mathbb{R}, \end{aligned}$$

puisque l'exponentielle est  $2i\pi$ -périodique.

Alors,  $I_n = 0$ .

**22.** Soit  $\alpha \in \mathbb{R}$ . Par opérations usuelles,  $g_\alpha$  est continue sur  $\mathbb{R}_+^*$ . De plus, puisque le sinus est borné et que  $f$  tend vers 0 en 0, il en est de même pour  $g_\alpha$ . On prolonge donc  $g_\alpha$  par continuité en 0 en posant  $g_\alpha(0) = 0$ . Ainsi prolongée,  $g_\alpha$  est continue sur  $\mathbb{R}_+$ .

Pour le caractère positif, choisissons  $\alpha \in [-1, 1]$  : pour tout  $x \in \mathbb{R}_+^*$ ,  $\sin(2\pi \ln x) \in [-1, 1]$ , donc  $\alpha \sin(2\pi \ln x) \in [-1, 1]$  et  $1 + \alpha \sin(2\pi \ln x) \in [0, 2]$ . Ainsi,  $g_\alpha$  est positive sur  $\mathbb{R}_+$  (on rappelle que  $g_\alpha(0) = 0$ ).

Enfin, pour tout  $x > 0$ ,

$$g_\alpha(x) = f(x) + \alpha f(x) \sin(2\pi \ln x).$$

On sait que  $f$  est intégrable sur  $\mathbb{R}_+$  et l'on a vu à la question 20 que  $x \mapsto f(x) \sin(2\pi \ln x)$  l'est aussi. Donc  $g_\alpha$  est intégrable sur  $\mathbb{R}_+$  et l'on a, avec la question 21,

$$\begin{aligned} &\int_0^{+\infty} g_\alpha(x) dx \\ &= \underbrace{\int_0^{+\infty} f(x) dx}_{=1} + \alpha \underbrace{\int_0^{+\infty} f(x) \sin(2\pi \ln x) dx}_{=0} = 1. \end{aligned}$$

Ainsi,  $g_\alpha$  est une densité sur  $\mathbb{R}_+$ .

Par un calcul analogue et toujours avec la question 21, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$\begin{aligned} m_n(g_\alpha) &= \int_0^{+\infty} x^n g_\alpha(x) dx \\ &= \int_0^{+\infty} x^n f(x) dx + \alpha \int_0^{+\infty} x^n f(x) \sin(2\pi \ln x) dx \\ &= m_n(f) + \alpha I_n = m_n(f). \end{aligned}$$

Pour tout  $\alpha \in [-1, 1]$ ,  $g_\alpha$  est une densité sur  $\mathbb{R}_+$ , distincte de  $f$  si  $\alpha \neq 0$ , et l'on a  $m_n(g_\alpha) = m_n(f)$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ .