## MATHÉMATIQUES - Edhec Maths Approfondies 2024 Proposition de corrigé par David Meneu

## EXERCICE 1

Dans cet exercice, n désigne un entier naturel supérieur ou égal à 2.

On note  $I_n$  la matrice identité de  $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  et  $J_n$  la matrice de  $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  dont tous les éléments valent 1.

- 1. a) Les colonnes de  $J_n$  sont toutes égales et non nulles, donc  $\operatorname{rg}(J_n) = 1 < 2$ , ce qui prouve que 0 est valeur propre de  $J_n$  et que dim  $E_0(J_n) = n 1$  d'après le théorème du rang.
  - b) Soit le vecteur  $V_n$ , élément de  $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$  dont toutes les composantes sont égales à 1. Alors  $J_n \times V_n$  est le vecteur colonne dont tous les éléments sont égaux à n, soit :  $J_n \times V_n = n.V_n$ , ce qui prouve, puisque  $V_n$  est non nul, que n est valeur propre de  $J_n$ ,  $V_n$  étant un vecteur propre associé.
  - c) On sait donc jusqu'à présent, que :
    - 0 est valeur propre de  $J_n$  avec dim  $E_0(J_n) = n 1$ .
    - n est valeur propre de  $J_n$  avec  $\dim \underline{E_n(J_n)} \geqslant 1$ .

Or d'après le théorème spectral :  $\sum_{\lambda \in \operatorname{Sp}(J_n)}^{n} \dim E_{\lambda}(J_n) \leqslant n, \text{ donc :}$ 

- $J_n$  n'a pas d'autre valeur propre que 0 et n:  $Sp(J_n) = \{0; n\}$ .
- dim  $E_n(J_n) = 1$  et  $J_n$  est semblable à une matrice dont tous les coefficients sont nuls, sauf celui en bas à droite qui vaut n.

Dans toute la suite, on considère la fonction  $f_n$  définie sur  $\mathbb{R}^n$  par :

$$\forall x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n, \quad f_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k^2 - \left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k\right)^2.$$

- 2. La fonction  $f_n$  est polynômiale en ses variables  $x_1, \ldots, x_n$ : elle est donc de classe  $C^2$  sur  $\mathbb{R}^n$ .
- 3. a) Soit  $i \in [1; n]$ . Pour tout  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  de  $\mathbb{R}^n$ :

$$\partial_i f_n(x) = \frac{1}{n} \times 2x_i - \frac{1}{n} \times 2 \times \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k = \frac{2}{n} x_i - \frac{2}{n^2} \sum_{k=1}^n x_k.$$

b) Soit  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$  un point critique de  $f_n$ : ce point est solution du système

$$\begin{cases} \partial_1 f_n(x) &= 0 \\ \partial_2 f_n(x) &= 0 \\ \vdots \\ \partial_n f_n(x) &= 0 \end{cases} \iff \begin{cases} x_1 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k \\ x_2 &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k \\ \vdots \\ x_n &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k \end{cases} \Longrightarrow x_1 = x_2 = \dots = x_n$$

Réciproquement, pour tout réel a:

$$\forall i \in [1; n], \quad \partial_i f_n(a, a, \dots, a) = \frac{2a}{n} - \frac{2}{n^2} \sum_{k=1}^n a = \frac{2a}{n} - \frac{2}{n^2} \times na = 0,$$

donc  $(a, a, \ldots, a)$  est un point critique de  $f_n$ .

Par double implication, les points critiques de  $f_n$  sont donc exactement les points de la forme  $(a, a, \ldots, a) \in \mathbb{R}^n$ .

4. a) Soit  $(i, j) \in [1; n]^2$ ; pour tout  $x = (x_1, x_2, ..., x_n) \in \mathbb{R}^n$ :

$$\partial_{i,j}^2 f_n(x) = -\frac{2}{n^2} \text{ si } i \neq j, \text{ et } \partial_{i,i}^2 f_n(x) = \frac{2}{n} - \frac{2}{n^2}.$$

b) Il est clair, au vu des calculs précédents, que la Hessienne de  $f_n$  en tout point  $x \in \mathbb{R}^n$ , et notamment en chaque point critique  $(a, a, \dots, a)$ , est :

$$\nabla^2 f_n(a, a, \dots, a) = \frac{2}{n} J_n - \frac{2}{n^2} I_n = \frac{2}{n^2} (nI_n - J_n).$$

c) Les commandes Python suivantes, issues de la bibliothèque numpy, permettent de construire la matrice Hessienne  $\nabla^2 f_n(a, a, \dots, a)$ :

```
n = int(input('entrez la valeur de n : '))
I = np.eye(n,n)
J = np.ones([n,n])
Hessienne = 2/n*I - 2/n**2*J
print(Hessienne)
```

d) Il y a plusieurs façons possibles de rédiger cette question, en voilà une possible. D'après ce qui précède, la matrice  $J_n$  est diagonalisable : il existe  $Q \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  inversible telle que

 $J_n = Q \operatorname{diag}(0, \dots, 0, n) Q^{-1}$  et puisque  $Q I_n Q^{-1} = I_n$ , on peut alors écrire :

$$nI_n - J_n = Q(nI_n - \operatorname{diag}(0, \dots, 0, n))Q^{-1} = Q\operatorname{diag}(n, n, \dots, n, 0)Q^{-1} \Longrightarrow \frac{2}{n^2}(nI_n - J_n) = Q\operatorname{diag}(\frac{2}{n}, \dots, \frac{2}{n}, 0)Q^{-1}.$$

Ainsi,  $\operatorname{Sp}(\nabla^2 f_n(a,\ldots,a)) = \{0;\frac{2}{n}\}$ . Puisque 0 est valeur propre de la Hessienne, on ne peut pas conclure par la méthode utilisant cette matrice, quant à savoir si  $f_n$  possède un extrémum local en ses points critiques.

5. a) Soit  $x=(x_1,x_2,\ldots,x_n)\in\mathbb{R}^n$ . L'inégalité de Cauchy-Schwarz appliquée aux vecteurs  $(1,\ldots,1)$  et x donne :

$$\langle (1, \dots, 1), x \rangle \leqslant ||(1, \dots, 1)|| \cdot ||x|| \iff \langle (1, \dots, 1), x \rangle^2 \leqslant ||(1, \dots, 1)|| \cdot ||x||^2$$

$$\iff \left(\sum_{k=1}^n x_k\right)^2 \leqslant \sum_{k=1}^n 1^2 \times \sum_{k=1}^n x_k^2, \quad \text{CQFD}.$$

b) En multipliant par  $\frac{1}{n^2} > 0$  les deux membres de l'inégalité précédente, on obtient :

$$\left(\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}\right)^{2} \leqslant \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}x_{k}^{2} \iff \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}x_{k}^{2} - \left(\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}x_{k}\right)^{2} \geqslant 0$$

La fonction  $f_n$  est donc minorée par 0 sur  $\mathbb{R}^n$ . Or pour tout réel a:

$$f_n(a,...,a) = \frac{1}{n} \times na^2 - \left(\frac{1}{n} \times na\right)^2 = a^2 - a^2 = 0,$$

donc:  $\forall x \in \mathbb{R}^n$ ,  $\forall a \in \mathbb{R}$ ,  $f_n(x) \ge f_n(a, ..., a)$ , ce qui prouve que la fonction  $f_n$  admet un minimum global sur  $\mathbb{R}^n$ , valant 0 et atteint en chacun de ses points critiques.

- 6. Étude du cas n=2.
  - a) La fonction  $f_2: x = (x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2 \mapsto \frac{1}{2}(x_1^2 + x_2^2) \left(\frac{1}{2}(x_1 + x_2)\right)^2$  est définie en Python par :

def f\_2(x,y):  

$$z = (x**2+y**2)/2 - ((x+y)/2)**2$$
  
return z

b) On sait tracer en Python la nappe de la fonction  $f_2$ : celle-ci a pour points critiques tous les points de la forme (a, a) pour  $a \in \mathbb{R}$ , en lesquels elle atteint son minimum global 0, ce qui correspond à la nappe 1.

# EXERCICE 2

- 1. Question préliminaire. L'énoncé rappelait que la fonction arctangente, notée Arctan, est la bijection réciproque de la restriction de la fonction tangente à l'intervalle  $\left] \frac{\pi}{2}; \frac{\pi}{2} \right[$  et qu'elle est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ .
  - a) D'après le cours :  $\forall x \in \mathbb{R}$ ,  $\operatorname{Arctan}'(x) = \frac{1}{1+x^2}$ .
  - b) Considérons la fonction  $g: x \mapsto \operatorname{Arctan}(x) + \operatorname{Arctan}(\frac{1}{x})$ .

D'après ce qui précède, la fonction g est bien définie et de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $]0; +\infty[$  comme composée et somme de fonctions de classe  $\mathcal{C}^1$ , et :

$$\forall x \in ]0; +\infty[, \quad g'(x) = \operatorname{Arctan}'(x) - \frac{1}{x^2} \cdot \operatorname{Arctan}'\left(\frac{1}{x}\right) = \frac{1}{1+x^2} - \frac{1}{x^2} \cdot \frac{1}{1+\frac{1}{x^2}} = \frac{1}{1+x^2} - \frac{1}{1+x^2} = 0.$$

La fonction g, de classe  $\mathcal{C}^1$  et de dérivée nulle sur  $]0;+\infty[$ , est par conséquent constante sur cet intervalle.

Puisque  $g(1) = 2 \operatorname{Arctan}(1) = 2 \times \frac{\pi}{4} = \frac{\pi}{2}$ , alors on a bien :

$$\forall x \in ]0; +\infty[, Arctan(x) + Arctan(\frac{1}{x}) = \frac{\pi}{2}.$$

c) La fonction Arctan étant de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ , elle admet un développement limité à l'ordre 1 en 0 donné par :

$$Arctan(x) = Arctan(0) + x \cdot Arctan'(0) + o(x) = 0 + x \cdot 1 + o(x) = x + o(x),$$

ce qui donne bien l'équivalent :

$$Arctan(x) \sim x$$
.

2. On considère la fonction f définie par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad f(x) = \frac{2}{\pi(e^x + e^{-x})}.$$

a) La fonction  $f: x \mapsto \frac{2}{\pi(e^x + e^{-x})}$  est clairement définie et continue sur  $\mathbb{R}$  comme quotient de fonction qui le sont, le dénominateur restant strictement positif sur tout  $\mathbb{R}$ .

Cette même fonction est aussi clairement paire sur  $\mathbb{R}$ , donc l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$  converge si et seulement si  $\int_{0}^{+\infty} f(x) dx$  converge. Cette dernière intégrale est impropre en  $+\infty$ , et :

$$f(x) \underset{x \to +\infty}{\sim} \frac{2}{\pi e^x} = \frac{2}{\pi} e^{-x}.$$

Or l'intégrale  $\int_0^{+\infty} e^{-x} dx$  converge et vaut  $\Gamma(1) = 0! = 1$ , donc par comparaison d'intégrales de fonctions continues positives, l'intégrale  $\int_0^{+\infty} f(x) dx$  converge, et par conséquent  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$  converge aussi.

b) La fonction f est clairement continue et positive sur  $\mathbb{R}$ , il reste donc à calculer la valeur de l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 2 \int_{0}^{+\infty} f(x) dx$ .

La fonction  $\varphi: x \mapsto e^x$  est de classe  $\mathcal{C}^1$ , strictement croissante et bijective de  $[0; +\infty[$  dans  $[1; +\infty[$ , le changement de variable  $t=e^x$  est donc licite.

En écrivant  $f(x)dx = \frac{2e^x}{\pi(e^{2x}+1)}dx$ , on obtient :

$$\int_0^{+\infty} f(x) \mathrm{d}x = \int_1^{+\infty} \frac{2}{\pi(t^2 + 1)} \mathrm{d}t = \frac{2}{\pi} \times \lim_{A \to +\infty} \left[ \operatorname{Arctan}(t) \right]_0^A = \frac{2}{\pi} \times \left( \frac{\pi}{2} - 0 \right) = 1,$$

ce qui achève de démontrer que f est une densité de probabilité.

Dans la suite, on s'intéresse à une variable aléatoire X, définie sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ , admettant f pour densité.

3. La fonction de répartition F de X est définie par  $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt$  pour tout réel x.

La fonction  $\varphi: t \mapsto e^t$  est toujours de classe  $\mathcal{C}^1$ , strictement croissante et bijective de  $]-\infty;x]$  dans  $]0;e^x]$ , de sorte que pour tout réel x, le changement de variable  $u=e^t$  donne, comme en 2.b):

$$F(x) = \int_0^{e^x} \frac{2}{\pi(u^2 + 1)} du = \frac{2}{\pi} \left[ Arctan(u) \right]_0^{e^x} = \frac{2}{\pi} Arctan(e^x).$$

4. Simulation.

L'énoncé pose U = F(X), et admet que U est une variable aléatoire, elle aussi définie sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ .

a) La fonction F est, d'après son expression obtenue à la question 3, à un facteur strictement positif près  $\frac{2}{\pi}$ , la composée de deux bijections strictement croissantes : exp de  $\mathbb R$  dans  $]0; +\infty[$  et Arctan qui réalise une bijection de  $]0; +\infty[$  dans l'intervalle  $]\lim_{x\to 0^+} \operatorname{Arctan}(x); \lim_{x\to +\infty} \operatorname{Arctan}(x)[=]0; \frac{\pi}{2}[$ .

Le facteur strictement positif  $\frac{2}{\pi}$  assure bien que F est une bijection continue, strictement croissante de  $\mathbb{R}$  dans ]0;1[.

b) Calculons la fonction de répartition de U: puisque F est à valeurs dans  $]0\,;1[$ , alors  $U(\Omega)\subset]0\,;1[$  et on peut déjà affirmer en conséquence que :

$$\forall x \in ]-\infty;0], \quad F_U(x)=0 \quad \text{et} \quad \forall x \in [1;+\infty[, \quad F_U(x)=1.$$

Pour tout  $x \in ]0;1[:$ 

$$F_U(x) = \mathbf{P}(U \leqslant x) = \mathbf{P}(F(X) \leqslant x) \stackrel{(*)}{=} \mathbf{P}(X \leqslant F^{-1}(x)) = F(F^{-1}(x)) = x$$

(\*) : car  $F^{-1}$  est une bijection continue, strictement croissante sur  $]0\,;1[.$ 

On reconnaît en la fonction  $F_U: x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ x & \text{si } 0 < x < 1 \text{ la fonction de répartition de la loi} \\ 1 & \text{si } x \geqslant 1 \end{cases}$ 

uniforme à densité sur ]0;1[ : c'est la loi suivie par la variable aléatoire U.

c) Soit  $x \in ]0;1[$ ; par bijectivité de exp et Arctan, on peut écrire, pour  $y \in \mathbb{R}$ :

$$y = F(x) \iff \frac{\pi}{2}y = \operatorname{Arctan}(e^x) \iff e^x = \tan\left(\frac{\pi}{2}y\right) \iff x = \underbrace{\ln\left(\tan\left(\frac{\pi}{2}y\right)\right)}_{=F^{-1}(y)}.$$

D'après ce qui précède, il suffit donc de simuler une variable aléatoire U de loi uniforme à densité sur ]0;1[ : dans ce cas, la variable aléatoire  $F^{-1}(U)$  suit la même loi que X.

Le script ci-dessous renvoie alors une simulation de la variable aléatoire X.

```
import numpy.random as rd
import numpy as np

U = rd.random()
X = np.log(np.tan(np.pi/2*U))
print(X)
```

5. a) La variable aléatoire X admet une espérance si et seulement si l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$  est absolument convergente.

Comme la fonction f est paire, alors la fonction  $x \mapsto xf(x)$  est impaire sur  $\mathbb{R}$ , où elle est également continue; il suffit donc d'étudier la convergence de l'intégrale  $\int_0^{+\infty} xf(x)dx$ , intégrale d'une fonction continue et positive sur  $[0; +\infty[$ .

Grâce au travail déjà fait à la question 2.a), on peut écrire :

$$xf(x) \underset{x \to +\infty}{\sim} \frac{2}{\pi} \times xe^{-x}.$$

Or l'intégrale  $\int_0^{+\infty} xe^{-x} dx$  converge (c'est  $\Gamma(2)$ , elle vaut 1!=1) : le théorème de comparaison des intégrales de fonctions continues, positives assure alors que  $\int_0^{+\infty} xf(x)dx$  est (absolument) convergente.

L'imparité de la fonction  $x\mapsto xf(x)$  assure finalement que  $\int_{-\infty}^{+\infty}xf(x)\mathrm{d}x$  est absolument convergente, donc que X admet une espérance qui vaut :

$$\mathbf{E}(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = 0 \quad \text{(par imparité)}.$$

b) La variable aléatoire  $X^2$  admet une espérance si et seulement si l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx$  converge. La fonction  $x \mapsto x^2 f(x)$  est continue, positive et paire sur  $\mathbb{R}$ , donc il suffit d'étudier la convergence simple de  $\int_{0}^{+\infty} x^2 f(x) dx$ .

Or  $x^2f(x) \underset{x \to +\infty}{\sim} \frac{2}{\pi} \times x^2e^{-x}$ , et  $\int_0^{+\infty} x^2e^{-x} \mathrm{d}x$  converge (valant  $\Gamma(3) = 2! = 2$ ) : le théorème de comparaison des intégrales de fonctions continues, positives assure que  $\int_0^{+\infty} x^2f(x)\mathrm{d}x$  converge, donc  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2f(x)\mathrm{d}x$  aussi, et donc que  $X^2$  admet une espérance.

6. Dans cette question, l'énoncé se proposait de déterminer la variance de X.

On pose 
$$I = \int_0^{+\infty} \frac{t^2}{e^t + e^{-t}} dt$$
.

a) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . L'intégrale  $\int_0^{+\infty} nt^2 e^{-nt} \mathrm{d}t$  est, d'après le théorème de transfert, égale au moment d'ordre 2 d'une variable aléatoire Y suivant la loi exponentielle  $\mathcal{E}(n)$  de paramètre n. D'après le cours sur cette loi, cette intégrale est par conséquent convergente, et vaut selon la formule de Koenig-Huygens :

$$\int_0^{+\infty} nt^2 e^{-nt} dt = \mathbf{E}(Y^2) = \mathbf{V}(Y) + \mathbf{E}(Y)^2 = \frac{1}{n^2} + \left(\frac{1}{n}\right)^2 = \frac{2}{n^2}.$$

En divisant chaque membre de ces égalités par n, on obtient bien :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad \int_0^{+\infty} t^2 e^{-nt} dt = \frac{2}{n^3}.$$

b) Soit  $p \in \mathbb{N}$ ; la convergence des intégrales impropres étudiées à la question précédente, assure qu'on peut utiliser la linéarité de l'intégrale pour écrire :

$$\sum_{k=0}^{p} (-1)^k \int_0^{+\infty} t^2 e^{-(2k+1)t} dt = \int_0^{+\infty} t^2 e^{-t} \sum_{k=0}^{p} (-e^{-2t})^k dt = \int_0^{+\infty} \frac{t^2}{e^t} \times \frac{1 - (-e^{-2t})^{p+1}}{1 + e^{-2t}} dt$$

$$= \int_0^{+\infty} \left( \frac{t^2}{e^t (1 + e^{-2t})} + (-1)^{p+2} \frac{t^2 e^{-t} \times e^{-(2p+2)t}}{1 + e^{-2t}} \right) dt$$

$$= \underbrace{\int_0^{+\infty} \frac{t^2}{e^t + e^{-t}} dt}_{=I} + (-1)^p \int_0^{+\infty} \frac{t^2 e^{-(2p+3)t}}{1 + e^{-2t}} dt.$$

c) Pour tout réel  $t \ge 0$ :  $1 + e^{-2t} > 1$  et  $t^2 e^{-(2p+3)t} \ge 0$ , donc  $0 \le \frac{t^2 e^{-(2p+3)t}}{1 + e^{-2t}} \le t^2 e^{-(2p+3)t}$ . Les fonctions comparées sont continues sur  $[0; +\infty[$ , et les intégrales convergent, donc par positivité et croissance de l'intégrale :

$$0 \leqslant \int_0^{+\infty} \frac{t^2 e^{-(2p+3)t}}{1 + e^{-2t}} \leqslant \int_0^{+\infty} t^2 e^{-(2p+3)t} dt = \frac{2}{(2p+3)^3}$$

Il reste à dire que puisque  $\lim_{p\to+\infty}\frac{2}{(2p+3)^3}=0$ , le théorème d'encadrement permet de conclure que

$$\lim_{p \to +\infty} \int_0^{+\infty} \frac{t^2 e^{-(2p+3)t}}{1 + e^{-2t}} dt = 0.$$

d) En remarquant que  $I = \frac{\pi}{2} \int_0^{+\infty} t^2 f(t) dt = \frac{\pi}{4} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 f(t) dt = \frac{\pi}{4} \mathbf{E}(X^2) = \frac{\pi}{4} \mathbf{V}(X)$  par parité de  $t \mapsto t^2 f(t)$  et vu que  $\mathbf{E}(X) = 0$ , alors :

$$\mathbf{V}(X) = \frac{4}{\pi}I = \frac{4}{\pi} \left( (-1)^p \int_0^{+\infty} \frac{t^2 e^{-(2p+3)t}}{1 + e^{-2t}} dt - \sum_{k=0}^p (-1)^k \times \frac{2}{(2k+1)^3} \right).$$

Puisque  $(-1)^p$  est borné entre -1 et 1, le résultat de 6.c) assure que  $\lim_{p\to+\infty}(-1)^p\int_0^{+\infty}\frac{t^2e^{-(2p+3)t}}{1+e^{-2t}}\mathrm{d}t=0$ .

L'énoncé admettant que  $\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(-1)^k}{(2k+1)^3} = \frac{\pi^3}{32}$ , on peut passer à la limite lorsque p tend vers  $+\infty$  dans l'égalité précédente, pour obtenir :

$$\mathbf{V}(X) = \frac{4}{\pi} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(-1)^k}{(2k+1)^3} = \frac{4}{\pi} \times \frac{\pi^3}{32} = \frac{\pi^2}{8}.$$

- 7. On pose  $Y = e^X$  et on admet que Y est une variable aléatoire, définie elle aussi sur l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ .
  - a) La variable aléatoire Y est par stricte positivité de l'exponentielle, à valeurs dans  $]0; +\infty[$ , donc on peut déjà dire que :  $\forall x \in ]-\infty; 0], \ G(x) = \mathbf{P}(Y \leqslant x) = 0.$

Pour tout réel x > 0: ln étant une biection continue, strictement croissante de  $]0; +\infty[$  dans  $\mathbb{R},$ 

$$G(x) = \mathbf{P}(e^X \leqslant x) = \mathbf{P}(X \leqslant \ln(x)) = \frac{2}{\pi} \operatorname{Arctan}(e^{\ln(x)}) = \frac{2}{\pi} \operatorname{Arctan}(x).$$

La fonction de répartition G de Y est de classe  $C^1$  donc continue sur  $]-\infty;0[$  comme fonction constante sur cet intervalle, et sur  $]0;+\infty[$  car Arctan l'est.

De plus,  $\lim_{x\to 0^-} G(x) = 0 = G(0)$  et  $\lim_{x\to 0^+} G(x) = \lim_{x\to 0^+} \frac{2}{\pi} \operatorname{Arctan}(x) = \frac{2}{\pi} \operatorname{Arctan}(0) = 0$ , donc G est continue en 0, donc sur  $\mathbb{R}$ , de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$  sauf peut-être en 0.

La variable aléatoire Y est donc à densité.

b) On considère une suite  $(Y_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  de variables aléatoires, toutes définies sur l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ , indépendantes, et suivant la même loi que Y.

On pose  $M_n = \max(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  et on admet que  $M_n$  est une variable aléatoire à densité, définie elle aussi sur l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ .

La fonction de répartition  $G_n$  de  $M_n$  est alors définie par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad G_n(x) = \mathbf{P}(M_n \leqslant x) = \mathbf{P}(\max(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \leqslant x)$$

$$= \mathbf{P}(\bigcap_{k=1}^n [Y_i \leqslant x]) \text{ par indépendance des } (Y_i)_{1 \leqslant i \leqslant n}$$

$$= (G(x))^n \quad \text{ car les } Y_i \text{ suivent toutes la loi de } Y$$

$$= \begin{cases} \left(\frac{2}{\pi} \operatorname{Arctan}(x)\right)^n & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x \leqslant 0 \end{cases}$$

c) D'après ce qui précède, puisque  $\mathbf{P}(M_n=0) \leqslant \mathbf{P}(M_n \leqslant 0) = 0$ , chacune des variables aléatoires  $\left(\frac{n}{M_n}\right)_{n \in \mathbb{N}^*}$  est presque-sûrement bien définie et à valeurs strictement positives, de sorte que  $\mathbf{P}\left(\frac{n}{M_n} \leqslant x\right) = 0$  pour tout  $x \in ]-\infty;0]$ . Soit x>0:

$$\mathbf{P}\left(\frac{n}{M_n} \leqslant x\right) = \mathbf{P}\left(\frac{n}{x} \leqslant M_n\right) \qquad \text{car } x > 0 \text{ et } M_n > 0 \text{ p.s.}$$

$$= 1 - G_n\left(\frac{n}{x}\right) \qquad \text{car } M_n \text{ est à densit\'e (admis par l'énonc\'e)}$$

$$= 1 - \left(\frac{2}{\pi}\operatorname{Arctan}\left(\frac{n}{x}\right)\right)^n \qquad \text{car } x > 0 \text{ donc } \frac{n}{x} > 0$$

$$= 1 - \left(1 - \frac{2}{\pi}\operatorname{Arctan}\left(\frac{x}{n}\right)\right)^n \qquad \text{d'après 1.b}$$

$$= 1 - e^{n\ln\left(1 - \frac{2}{\pi}\operatorname{Arctan}\left(\frac{x}{n}\right)\right)}$$

Or  $\lim_{n\to+\infty}\frac{2}{\pi}\mathrm{Arctan}\left(\frac{x}{n}\right)=\frac{2}{\pi}\mathrm{Arctan}(0)$ , donc d'après l'équivalent classique  $\ln(1+u)\underset{u\to 0}{u}$ :

$$\ln\left(1-\frac{2}{\pi}\operatorname{Arctan}\left(\frac{x}{n}\right)\right) \underset{n\to+\infty}{\sim} -\frac{2}{\pi}\operatorname{Arctan}\left(\frac{x}{n}\right) \underset{n\to+\infty}{\sim} -\frac{2x}{\pi n}$$

d'après l'équivalent obtenu en 1.c). Par compatibilité de l'équivalence avec le produit, on en déduit :

$$n \ln \left(1 - \frac{2}{\pi} \operatorname{Arctan}\left(\frac{x}{n}\right)\right) \underset{n \to +\infty}{\sim} -\frac{2x}{\pi},$$

donc pour tout réel x > 0 (fixé) :

$$\lim_{n \to +\infty} 1 - e^{n \ln \left(1 - \frac{2}{\pi} \operatorname{Arctan}\left(\frac{x}{n}\right)\right)} = 1 - e^{-\frac{2}{\pi}x}.$$

Ainsi:

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad \lim_{n \to +\infty} \mathbf{P}\left(\frac{n}{M_n} \leqslant x\right) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{2}{\pi}x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x \leqslant 0 \end{cases} = H(x).$$

On reconnaît en la fonction H, la fonction de répartition de la loi exponentielle  $\mathcal{E}\left(\frac{2}{\pi}\right)$ , qui est continue sur  $\mathbb{R}$  puisque c'est une loi à densité.

On peut donc affirmer que la suite de variables aléatoires  $\left(\frac{n}{M_n}\right)_{n\in\mathbb{N}^*}$  converge en loi vers une variable aléatoire qui suit cette loi exponentielle.

## EXERCICE 3

Dans cet exercice,  $(E, \langle \cdot, \cdot \rangle)$  est un espace euclidien de dimension dim  $E \geqslant 2$  et p est un entier naturel non nul tel que  $p < \dim E$ .

On considère p réels  $\lambda_1, \ldots, \lambda_p$  tous différents de 0, une famille orthonormale  $(u_1, \ldots, u_p)$  de p vecteurs de E, et enfin on pose  $U = \text{Vect}(u_1, \ldots, u_p)$ .

On se propose d'étudier l'application f qui à tout vecteur x de E, associe :

$$f(x) = \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle u_i, x \rangle u_i.$$

### Partie 1: étude de f

1. La bilinéarité du produit scalaire permet de vérifier facilement que f est une application linéaire définie sur E:

$$\forall (x,y) \in E^2, \ \forall \alpha \in \mathbb{R}, \quad f(\alpha \cdot x + y) = \sum_{i=1}^p \lambda_i \langle u_i, \alpha \cdot x + y \rangle u_i = \sum_{i=1}^p \lambda_i (\alpha \langle u_i, x \rangle + \langle u_i, y \rangle) u_i$$

$$= \alpha \cdot \sum_{i=1}^{p} \langle u_i, x \rangle u_i + \sum_{i=1}^{p} \langle u_i, y \rangle u_i = \alpha \cdot f(x) + f(y).$$

Pour tout  $x \in E$ : les  $\lambda_i$  et  $\langle u_i, x \rangle$  sont des réels et les  $u_i$  sont des vecteurs de E,

donc  $f(x) = \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle u_i, x \rangle u_i$  est un vecteur de E: f est un endomorphisme de E.

Soit ensuite  $(x, y) \in E^2$  quelconque :

$$\langle f(x), y \rangle = \langle \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle u_i, x \rangle u_i, y \rangle = \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle u_i, x \rangle \cdot \langle u_i, y \rangle$$
 par bilinéarité du produit scalaire

$$\langle x, f(y) \rangle = \langle x, \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle u_i, y \rangle u_i \rangle = \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle x, u_i \rangle \cdot \langle u_i, y \rangle$$

Donc par symétrie du produit scalaire, on a bien :  $\forall (x,y) \in E^2$ ,  $\langle f(x), y \rangle = \langle x, f(y) \rangle$  donc f est bien un endomorphisme symétrique de E.

2. Lorsque les réels  $\lambda_1, \ldots, \lambda_p$  sont tous égaux à 1 :

$$\forall x \in E, \quad f(x) = \sum_{i=1}^{p} \langle u_i, x \rangle u_i$$

qui correspond, puisque  $(u_1, \ldots, u_p)$  est une famille orthonormée, à la formule définissant la projection orthogonale sur  $U = \text{Vect}(u_1, \ldots, u_p)$ .

On revient au cas général pour toute la suite.

3. a) Soit  $x \in E$ :

$$x \in \text{Ker}(f) \iff \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle u_i, x \rangle u_i = 0_E \iff \forall i \in [1; p], \ \lambda_i \langle u_i, x \rangle = 0 \iff \forall i \in [1; p], \ \langle u_i, x \rangle = 0$$

- (1): la famille  $(u_1, \ldots, u_p)$  est orthonormale donc libre
- (2) : les réels  $(\lambda_i)_{1 \leq i \leq p}$  sont tous différents de 0.

On en déduit donc que :  $\operatorname{Ker}(f) = U^{\perp}$ , puisqu'un vecteur appartient au noyau de f si et seulement s'il est orthogonal à chacun des vecteurs de la base  $(u_1, \ldots, u_p)$  de U.

Puisqu'on est en dimension finie, on a alors :

$$\dim \operatorname{Ker}(f) = \dim U^{\perp} = \dim E - \dim U = \dim E - p$$

puisque  $(u_1, \ldots, u_p)$ , orthonormale, est une base de l'espace vectoriel U qu'elle engendre.

b) Le théorème du rang appliqué à l'endomorphisme f de E, espace de dimension finie, donne alors :

$$rg(f) = \dim E - \dim Ker(f) = p.$$

Or il est clair que :  $\forall x \in E, \ f(x) = \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \langle u_i, x \rangle u_i \in \text{Vect}(u_1, \dots, u_p) = U \text{ donc } \text{Im}(f) \subset U.$ 

Et comme dim  $Im(f) = rg(f) = p = \dim U$ , alors :

$$\operatorname{Im}(f) = U.$$

4. Toujours du fait que la famille  $(u_1, \ldots, u_p)$  est orthonormale : pour tout entier  $j \in [1; p]$ ,

$$f(u_j) = \sum_{i=1}^p \lambda_i \langle u_i, u_j \rangle u_j = \lambda_j . u_j \quad \text{puisque } \langle u_i, u_j \rangle = \begin{cases} 0 & \text{si } i \neq j \\ 1 & \text{si } i = j \end{cases}$$

Or  $u_j$  est non nul (puisque  $||u_j|| = 1$ ), donc pour tout  $j \in [1; p]$ ,  $u_j$  est un vecteur propre de f pour la valeur propre  $\lambda_j$ .

subsection\*Partie 2 : convergence d'une suite de vecteurs de E

5. Supposons qu'une suite  $(y_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  de vecteurs de E converge, au sens de la définition donnée par l'énoncé, vers deux vecteurs y et  $y^*$  de E, c'est-à-dire :

$$\lim_{n \to +\infty} ||y_n - y|| = 0 \text{ et } \lim_{n \to +\infty} ||y_n - y^*|| = 0.$$

On a alors :  $0 \le ||y-y^*|| = ||(y-y_n) + (y_n-y^*)|| \le ||y_n-y|| + ||y_n-y^*||$  d'après l'inégalité triangulaire.

Mais alors, le passage à la limite dans cette double inégalité lorsque n tend vers  $+\infty$  donne :

$$0 \le ||y - y^*|| \le 0 \iff ||y - y^*|| = 0 \iff y - y^* = 0_E \iff y = y^*,$$

ce qui prouve l'unicité de la limite de la suite  $(y_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$ , si elle existe.

On pose  $K = \sqrt{\sum_{i=1}^{p} \lambda_i^2}$  et on suppose que K est strictement inférieur à 1.

6. Soit  $x \in E$ . Étant donné que les vecteurs  $(u_i)_{1 \leqslant i \leqslant p}$  sont deux à deux orthogonaux, d'après le théorème de Pythagore :

$$||f(x)||^2 = \sum_{i=1}^p \lambda_i^2 \langle u_i, x \rangle^2 ||u_i||^2 = \sum_{i=1}^p \lambda_i^2 \langle u_i, x \rangle^2.$$

Or pour tout  $i \in [1; p]$ ,  $\lambda_i^2 \leqslant \sum_{j=1}^p \lambda_j^2 = K^2$ , donc :  $||f(x)||^2 \leqslant K^2 \sum_{j=1}^p \langle u_i, x \rangle^2$ .

Or la famille  $(u_1, \ldots, u_p)$  est orthonormale; on peut donc la compléter en une base  $(u_1, \ldots, u_p, u_{p+1}, \ldots, u_n)$  de E, de sorte, d'après les formules en base orthonormale, que :

$$||x||^2 = \sum_{i=1}^n \langle u_i, x \rangle^2 = \sum_{i=1}^p \langle u_i, x \rangle^2 + \underbrace{\sum_{i=p+1}^n \langle u_i, x \rangle^2}_{\geq 0} \geqslant \sum_{i=1}^p \langle u_i, x \rangle^2,$$

ce qui prouve bien que :  $\forall x \in E, ||f(x)||^2 \leq K^2||x||^2 \Longrightarrow \forall x \in E, ||f(x)|| \leq K||x||$  par croissance de la fonction racine carrée sur  $\mathbb{R}^+$ , et par positivité de la norme et du réel K.

- 7. On considère une suite  $(x_n)_{n\in\mathbb{N}}$  de vecteurs de E définie par la donnée du vecteur  $x_0$  et par la relation  $x_{n+1} = f(x_n)$ , valable pour tout entier naturel n.
  - a) On montre par une récurrence simple que la propriété  $\mathcal{P}(n)$ : " $||x_n|| \leq K^n ||x_0||$ " est vraie pour tout  $n \in \mathbb{N}$ .
    - I. Pour n = 0:  $K^0||x_0|| = ||x_0||$  donc  $\mathcal{P}(0)$  est vraie.
    - H. Supposons  $\mathcal{P}(n)$  vraie pour un certain  $n \in \mathbb{N}$ , et montrons qu'alors  $\mathcal{P}(n+1)$  est encore vraie,  $\overline{\text{soit}} : ||x_{n+1}|| \leqslant K^{n+1}||x_0||.$

- On sait d'après 6. que :  $||x_{n+1}|| = ||f(x_n)|| \leqslant K||x_n||$ , or (H.R.) :  $||x_n|| \leqslant K^n ||x_0|| \stackrel{K>0}{\Longrightarrow} K||u_n|| \leqslant K^{n+1} ||u_0|| \Longrightarrow ||x_{n+1}|| \leqslant K^{n+1} ||u_0||$  par transitivité de l'inégalité, donc  $\mathcal{P}(n+1)$  est vraie si  $\mathcal{P}(n)$  l'est.
- C. La propriété est initialisée et héréditaire : elle est donc vraie pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , d'après le principe de récurrence.
- b) Puisque 0 < K < 1, alors  $\lim_{n \to +\infty} K^n = 0 = \lim_{n \to +\infty} K^n ||x_0||$ , donc d'après le résultat précédent, par encadrement (une norme est toujours positive):

$$\lim_{n \to +\infty} ||y_n|| = 0 \iff \lim_{n \to +\infty} ||y_n - 0_E|| = 0,$$

ce qui prouve d'après la définition donnée au début de cette partie 2, que la suite  $(y_n)_{n\in\mathbb{N}}$  de vecteurs de E, converge vers le vecteur nul de E.

- c) Toujours du fait que 0 < K < 1: la série géométrique  $\sum_{n \ge 0} K^n ||x_0||$  est convergente, donc
  - d'après 7.a) et le théorème de comparaison des séries à termes positifs, la série  $\sum_{n \geq 0} ||x_n||$  converge.

## PROBLÈME

#### Partie 1

Pour tout entier naturel n, on pose  $u_n = \int_0^1 \frac{1}{(1+t^2)^n} dt$ . On a donc  $u_0 = 1$ .

1. a) Soit  $n \in \mathbb{N}$ . Pour tout  $t \in [0; 1], 1 + t^2 \ge 1$  donc:

$$(1+t^2)^{n+1} \geqslant (1+t^2)^n \geqslant 1 \Longrightarrow 0 < \frac{1}{(1+t^2)^{n+1}} \leqslant \frac{1}{(1+t^2)^n}$$

par stricte décroissance de l'inverse sur  $\mathbb{R}_{+}^{*}$ .

Les fonctions comparées sont continues sur [0;1] et 0<1, donc par croissance et positivité de l'intégrale :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad 0 \leqslant \int_0^1 \frac{1}{(1+t^2)^{n+1}} dt \leqslant \int_0^1 \frac{1}{(1+t^2)^n} dt \iff \forall n \in \mathbb{N}, \quad 0 \leqslant u_{n+1} \leqslant u_n,$$

ce qui prouve bien que la suite  $(u_n)_{n\in\mathbb{N}}$  est décroissante et positive.

- b) La suite  $(u_n)_{n\in\mathbb{N}}$  est décroissante et minorée par 0 : d'après le théorème de limite monotone, la suite  $(u_n)_{n\in\mathbb{N}}$  est donc convergente (de limite  $\ell \geq 0$ ).
- 2. a) Définissons sur [0;1], la fonction  $g: x \mapsto e^{x/2} 1 x$ . Cette fonction est dérivable sur [0;1] comme somme de fonctions qui le sont, et  $\forall x \in [0;1], \ g'(x) = \frac{1}{2}e^{x/2} 1 \leqslant \frac{e^{1/2}}{2} 1$  par croissance de l'exponentielle sur  $\mathbb{R}$ .

Or  $e^{1/2} = \sqrt{e}$ , et on sait que  $2 < e < 3 \Longrightarrow 1 < \sqrt{e} < 2 \Longrightarrow \frac{e^{1/2}}{2} - 1 < 0$ , ce qui prouve que g'(x) < 0 pour tout  $x \in [0;1]$ , et donc que g est strictement décroissante sur [0;1].

Ainsi:  $\forall x \in [0; 1], \ g(x) \leq g(0) = e^0 - 1 = 0 \Longrightarrow \forall x \in [0; 1], \ e^{x/2} \leq 1 + x.$ 

b) Pour tout  $t \in [0;1], t^2 \in [0;1]$  donc d'après ce qui précède,

$$0 < e^{t^2/2} \le 1 + t^2 \Longrightarrow 0 < (e^{t^2/2})^n \le (1 + t^2)^n$$

par croissance de la fonction puissance n-ième sur  $\mathbb{R}^+$ . Par stricte décroissance de l'inverse sur  $\mathbb{R}^*_+$ :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \ \forall t \in [0; 1], \quad 0 < \frac{1}{(1+t^2)^n} \leqslant e^{-nt^2/2}.$$

Les fonctions comparées sont continues sur [0;1] et 0<1, donc par croissance de l'intégrale :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \int_0^1 \frac{1}{(1+t^2)^n} dt = u_n \leqslant \int_0^1 e^{-nt^2/2} dt.$$

c) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ ; la fonction  $t \mapsto \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{2\pi}}e^{-nt^2/2}$  correspond à une densité de la loi normale centrée d'écart-type  $\frac{1}{\sqrt{n}}$ , de sorte que :

$$\frac{\sqrt{n}}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-nt^2/2} dt = 1 \iff \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-nt^2/2} dt = \sqrt{\frac{2\pi}{n}}.$$

d) La fonction  $t \mapsto e^{-nt^2/2}$  est continue et positive sur  $\mathbb{R}$ , donc :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-nt^2/2} dt = \underbrace{\int_{-\infty}^{0} e^{-nt^2/2} dt}_{\geqslant 0} + \int_{0}^{1} e^{-nt^2/2} dt + \underbrace{\int_{1}^{+\infty} e^{-nt^2/2} dt}_{\geqslant 0} \geqslant \int_{0}^{1} e^{-nt^2/2} dt,$$

donc par transitivité de l'inégalité :  $\forall n \in \mathbb{N}^*, \ 0 \leqslant u_n \leqslant \sqrt{\frac{2\pi}{n}}$ .

Puisque  $\lim_{n\to+\infty}\sqrt{\frac{2\pi}{n}}=0$ , le théorème d'encadrement assure que :  $\lim_{n\to+\infty}u_n=0$ .

#### Partie 2

3. Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . La fonction  $t \mapsto \frac{1}{(1+t^2)^n}$  est bien définie et continue sur  $[0; +\infty[$ , donc

l'intégrale  $\int_0^{+\infty} \frac{1}{(1+t^2)^n} dt$  est impropre en  $+\infty$ .

Pour tout réel  $t\geqslant 1$ :  $0<\frac{1}{(1+t^2)^n}\leqslant \frac{1}{(t^2)^n}=\frac{1}{t^{2n}}.$ 

Or  $n \ge 1$  donc  $2n \ge 2 > 1$ : l'intégrale de Riemann  $\int_1^{+\infty} \frac{1}{t^{2n}} dt$  est convergente, donc par comparaison d'intégrales de fonctions positives et continues,  $\int_1^{+\infty} \frac{1}{(1+t^2)^n} dt$  converge, et par conséquent

l'intégrale  $\int_0^{+\infty} \frac{1}{(1+t^2)^n} dt$  converge aussi.

Pour toute la suite, on pose, pour tout n de  $\mathbb{N}^*$ :

$$I_n = \int_1^{+\infty} \frac{1}{(1+t^2)^n} dt$$
 et  $J_n = \int_0^{+\infty} \frac{1}{(1+t^2)^n} dt$ .

4. a) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Comme on l'a vu précédemment :  $\forall t \geqslant 1, \ 0 < \frac{1}{(1+t^2)^n} \leqslant \frac{1}{t^{2n}}$ .

Les fonctions comparées sont continues sur  $[1; +\infty[$  et les intégrales convergent, donc par croissance et positivité de l'intégrale :

$$0 \leqslant I_n \leqslant \int_1^{+\infty} \frac{1}{t^{2n}} dt = \frac{1}{2n-1}.$$

- b) Il est alors évident que puisque  $\lim_{n\to+\infty}\frac{1}{2n-1}$ , par encadrement :  $\lim_{n\to+\infty}I_n=0$ .
- c) Il est clair, d'après la relation de Chasles, que :

 $\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad \int_0^{+\infty} \frac{1}{(1+t^2)^n} dt = \int_0^1 \frac{1}{(1+t^2)^n} dt + \int_1^{+\infty} \frac{1}{(1+t^2)^n} dt \iff \forall n \in \mathbb{N}^*, \quad J_n = u_n + I_n,$ 

donc d'après les résultats de 2.d) et 4.b) :  $\lim_{n \to +\infty} J_n = 0$ .

5. a) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ , et soit A > 0. Dans l'intégrale  $\int_0^A \frac{1}{(1+t^2)^n} \mathrm{d}t$ , on réalise une intégration par parties en posant :

$$u(t) = \frac{1}{(1+t^2)^n} = (1+t^2)^{-n} \longrightarrow u'(t) = -2nt(1+t^2)^{-n-1} = -\frac{2nt}{(1+t^2)^{n+1}}$$
$$v'(t) = 1 \longrightarrow v(t) = t$$

Les fonctions u et v sont de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $[0\,;+\infty[$ , donc par intégration par parties :

$$\int_0^A \frac{1}{(1+t^2)^n} dt = \left[ \frac{t}{(1+t^2)^n} \right]_0^A + 2n \int_0^A \frac{t^2}{(1+t^2)^{n+1}} dt$$

$$= \frac{A}{(1+A^2)^n} + 2n \int_0^A \frac{1+t^2-1}{(1+t^2)^{n+1}} dt = \frac{A}{(1+A^2)^n} + 2n \int_0^A \left( \frac{1}{(1+t^2)^n} - \frac{1}{(1+t^2)^{n+1}} \right) dt.$$

Puisque  $\frac{A}{(1+A^2)^n} \sim \frac{A}{A^{2n}} = \frac{1}{A^{2n-1}} \xrightarrow[A \to +\infty]{} 0$  (vu que  $2n-1 \geqslant 1$ ), et puisque les intégrales L et L convergent alors en pout passer à la limite lorsque A tond vers

intégrales  $J_n$  et  $J_{n+1}$  convergent, alors on peut passer à la limite lorsque A tend vers  $+\infty$  pour obtenir la relation :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad J_n = 2n(J_n - J_{n+1}).$$

b) Par définition:

$$J_1 = \int_0^{+\infty} \frac{1}{1+t^2} dt = \lim_{A \to +\infty} \left( \operatorname{Arctan}(A) - \operatorname{Arctan}(0) \right) = \frac{\pi}{2}.$$

c) D'après 5.a): pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $\frac{J_n}{n} = 2(J_n - J_{n+1})$ , donc

$$\sum_{n=1}^{N} \frac{J_n}{n} = 2\sum_{n=1}^{N} (J_n - J_{n+1}) = 2(J_1 - J_{N+1}) = \pi - 2J_{N+1}.$$

Puisque  $\lim_{n\to+\infty} J_n = 0$  (question 4.c)), alors la série de terme général  $\frac{J_n}{n}$  est bien convergente, et :

$$\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{J_n}{n} = \lim_{N \to +\infty} (\pi - 2J_{N+1}) = \pi.$$

d) La relation de la question 5.a) se réécrit :  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $2nJ_{n+1} = (2n-1)J_n \iff J_{n+1} = \left(1 - \frac{1}{2n}\right)J_n$ , ou encore :  $\forall n \geqslant 2$ ,  $J_n = \left(1 - \frac{1}{2n-2}\right)J_{n-1}$ .

On en déduit le script Python suivant qui permet de calculer la valeur de  $J_n$ :

```
def suiteJ(n):
    J = np.pi/2
    for k in range(2,n+1):
        J = (1-1/(2*k-2))*J
    return J
```

- 6. On peut ici raisonner par récurrence sur n, pour montrer que  $\mathcal{P}(n)$ : " $J_{n+1} = \frac{\pi}{2} \times \frac{\binom{2n}{n}}{4^n}$ ", est vrai pour tout  $n \in \mathbb{N}$ .
  - I. Pour n = 0: d'une part,  $J_{0+1} = \frac{\pi}{2}$  et d'autre part,  $\binom{0}{0} = 1 = 4^0$ , donc  $\mathcal{P}(0)$  est vraie.

H. Supposons  $\mathcal{P}(n)$  vraie pour un certain entier  $n \in \mathbb{N}$ , et montrons qu'alors  $\mathcal{P}(n+1)$  est vraie, soit :  $J_{n+2} = \frac{\pi}{2} \times \frac{\binom{2n+2}{n+1}}{4^{n+1}}$ .

On sait d'après 5.c) que :  $J_{n+2} = \left(1 - \frac{1}{2n+2}\right)J_{n+1} = \frac{2n+1}{2n+2}J_{n+1}$ , donc par hypothèse de récurrence :

$$J_{n+2} = \frac{\pi}{2} \times \frac{\frac{2n+1}{2n+2} {2n \choose n}}{4^n} = \frac{\pi}{2} \times \frac{\frac{(2n+1)\times(2n)!}{2(n+1)\times n!n!}}{4^n}$$
$$= \frac{\pi}{2} \times \frac{\frac{(2n+2)\times(2n+1)!}{2(n+1)\times 2\times(n+1)!n!}}{4^n} = \frac{\pi}{2} \times \frac{\frac{(2n+2)!}{(n+1)!(n+1)!}}{4^{n+1}}$$
$$= \frac{\pi}{2} \times \frac{{2n+2 \choose n+1}}{4^{n+1}},$$

donc  $\mathcal{P}(n+1)$  est vraie si  $\mathcal{P}(n)$  l'est.

C. La propriété est initialisée et héréditaire : elle est donc vraie pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , d'après le principe de récurrence.

#### Partie 3

On désigne par n un entier naturel non nul et on note  $X_n$  (resp.  $Y_n$ ) le nombre de "piles" (resp. "faces") obtenus lors des 2n premiers lancers supposés indépendants d'une pièce équilibrée.

7. a) Chaque lancer de pièce peut être considéré comme une épreuve de Bernoulli dont le succès "obtenir pile" est de probabilité  $\frac{1}{2}$ . La variable aléatoire  $X_n$  compte le nombre de succès lors de la répétition de 2n épreuves identiques et indépendantes : cette variable suit donc la loi binomiale de paramètres  $(2n, \frac{1}{2})$ .

$$X_n(\Omega) = [0; 2n], \ \forall k \in X_n(\Omega), \ \mathbf{P}(X_n = k) = {2n \choose k} (\frac{1}{2})^{2n}.$$

b) L'événement  $[X_n = Y_n]$  est égal à l'événement  $[X_n = n]$  puisqu'on veut autant de piles que de faces en 2n lancers, donc :

$$\mathbf{P}(X_n = Y_n) = \mathbf{P}(X_n = n) = \binom{2n}{n} \left(\frac{1}{2}\right)^{2n} = \frac{\binom{2n}{n}}{4^n} = \frac{2}{\pi} J_{n+1}$$

d'après le résultat de la question 6.

D'après 4.c), on a donc :  $\lim_{n\to+\infty} \mathbf{P}(X_n=Y_n)=0.$ 

- c) La pièce lancée est équilibrée, et il y a par symétrie autant de situations où au cours des 2n lancers, la pièce donne strictement plus de piles que de faces, que de situations où la pièce donne strictement plus de faces que de piles. Ceci suffit à justifier que :  $\mathbf{P}(X_n < Y_n) = \mathbf{P}(X_n > Y_n)$ .
- d) Les événements ( $[X_n < Y_n], [X_n = Y_n], [X_n > Y_n]$ ) forment un système complet d'événements, donc pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ :

$$\mathbf{P}(X_n < Y_n) + \mathbf{P}(X_n = Y_n) + \mathbf{P}(X_n > Y_n) = 1 \iff 2\mathbf{P}(X_n < Y_n) = 1 - \mathbf{P}(X_n = Y_n)$$

$$\iff \mathbf{P}(X_n < Y_n) = \frac{1}{2} (1 - \mathbf{P}(X_n = Y_n)).$$

Puisque  $\lim_{n \to +\infty} \mathbf{P}(X_n = Y_n) = 0$  (question 7.b)), alors on a bien  $\lim_{n \to +\infty} \mathbf{P}(X_n < Y_n) = \frac{1}{2}$ .

- 8. Pour tout entier  $k \in \mathbb{N}^*$ , on considère la variable aléatoire  $Z_k$  qui vaut 1 si le k-ième lancer donne "pile", et 0 sinon.
  - a) Il est clair que  $\sum_{k=1}^{2n} Z_k$  est une variable aléatoire qui compte le nombre de "piles" obtenus au cours des 2n lancers de la pièce : chaque "pile" obtenu à un lancer k donne la valeur 1 à la variable  $Z_k$  correspondante, qui contribue ainsi d'une unité à la somme, sinon  $Z_k$  prend la valeur 0 et la somme ne change pas de cette valeur en intégrant ce terme. Ainsi :  $\sum_{k=1}^{2n} Z_k = X_{2n}$ .
  - b) Comme en 7.c), on justifie que  $\mathbf{P}(X_n \leqslant Y_n) = \mathbf{P}(X_n \leqslant n)$ , qui vaut aussi :

$$\mathbf{P}\Big(\sum_{k=1}^{2n} Z_k \leqslant n\Big) = \mathbf{P}\Big(\frac{1}{2n}\sum_{k=1}^{2n} Z_k \leqslant \frac{1}{2}\Big).$$

Or les variables  $(Z_k)_{k\in\mathbb{N}^*}$  sont mutuellement indépendantes et identiquement distribuées selon la loi de Bernoulli de paramètre  $\frac{1}{2}$ : elles admet une espérance valant  $\frac{1}{2}$  et une variance non nulle  $\frac{1}{4} > 0$ .

Le théorème central limite s'applique donc, qui assure que la variable aléatoire  $\frac{\frac{1}{2n}\sum\limits_{k=1}^{2n}Z_k-\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}$ converge en loi vers une variable aléatoire suivant la loi normale centrée, réduite, de sorte que :

$$\lim_{n \to +\infty} \mathbf{P} \left( \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} Z_k \leqslant \frac{1}{2} \right) = \lim_{n \to +\infty} \mathbf{P} \left( \frac{\frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} Z_k - \frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} \leqslant 0 \right) = \Phi(0),$$

où  $\Phi$  désigne la fonction de répartition de la loi normale centrée, réduite.

Comme 
$$\Phi(0) = \frac{1}{2}$$
, on a bien :  $\lim_{n \to +\infty} \mathbf{P}(X_n \leqslant Y_n) = \frac{1}{2}$ .

Comme  $\Phi(0) = \frac{1}{2}$ , on a bien :  $\lim_{n \to +\infty} \mathbf{P}(X_n \leqslant Y_n) = \frac{1}{2}$ . c) Dans l'égalité d'événements  $[X_n \leqslant Y_n] = [X_n < Y_n] \cup [X_n = Y_n]$ , l'union est disjointe donc  $\mathbf{P}(X_n < Y_n) = \mathbf{P}(X_n \leqslant Y_n) - \mathbf{P}(X_n = Y_n).$ Les résultats des questions 7.b) et 8.b) redonnent bien :

$$\lim_{n \to +\infty} \mathbf{P}(X_n < Y_n) = \frac{1}{2} - 0 = \frac{1}{2}.$$