
Exercice 1 (edhec 2018)

1) $\det A = 1 \times 6 - 2 \times 3 = 0$. Donc A n'est pas inversible.

2) λ est valeur propre de A

$\iff A - \lambda I$ n'est pas inversible

$\iff \det(A - \lambda I) = 0$

$\iff (1 - \lambda)(6 - \lambda) - 2 \times 3 = 0$

$\iff \lambda^2 - 7\lambda = 0$

$\iff \lambda(\lambda - 7) = 0$

$\iff \lambda = 0$ ou $\lambda = 7$.

Déterminons les sous-espaces propres de A associés à 0 et à 7.

Soit $U = \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}$.

$U \in E_0(A) \iff AU = 0$

$$\iff \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\iff \begin{cases} x + 2y = 0 \\ 3x + 6y = 0 \end{cases}$$

$$\iff x = -2y$$

Donc $E_0(A) = \left\{ \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} \mid x = -2y \right\} = \left\{ \begin{pmatrix} -2y \\ y \end{pmatrix}, y \in \mathbf{R} \right\} = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} -2 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$.

$U \in E_7(A) \iff (A - 7I)U = 0$

$$\iff \begin{pmatrix} -6 & 2 \\ 3 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\iff \begin{cases} -6x + 2y = 0 \\ 3x - y = 0 \end{cases}$$

$$\iff y = 3x$$

Donc $E_7(A) = \left\{ \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} \mid y = 3x \right\} = \left\{ \begin{pmatrix} x \\ 3x \end{pmatrix}, x \in \mathbf{R} \right\} = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 3 \end{pmatrix} \right)$.

3) Pour toutes M et N dans $\mathcal{M}_2(\mathbf{R})$, pour tout réel λ , on a :

$$f(\lambda M + N) = A(\lambda M + N) = \lambda AM + AN = \lambda AM + AN = \lambda f(M) + f(N).$$

Donc f est linéaire.

De plus, $\forall M \in \mathcal{M}_2(\mathbf{R}), f(M) \in \mathcal{M}_2(\mathbf{R})$.

Donc f est un endomorphisme de $\mathcal{M}_2(\mathbf{R})$.

4)a) Soit $M = \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix}$.

$$\begin{aligned}
M \in \text{Ker } f &\iff f(M) = 0 \\
&\iff AM = 0 \\
&\iff \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \\
&\iff \begin{pmatrix} x + 2z & y + 2t \\ 3x + 6z & 3y + 6t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \\
&\iff \begin{cases} x + 2z = 0 \\ y + 2t = 0 \\ 3x + 6z = 0 \\ 3y + 6t = 0 \end{cases} \\
&\iff \begin{cases} x = -2z \\ y = -2t \end{cases}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Donc Ker } f &= \left\{ \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix} \mid x = -2z, y = -2t \right\} \\
&= \left\{ \begin{pmatrix} -2z & -2t \\ z & t \end{pmatrix}, (z, t) \in \mathbf{R}^2 \right\} \\
&= \left\{ z \begin{pmatrix} -2 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} + t \begin{pmatrix} 0 & -2 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, (z, t) \in \mathbf{R}^2 \right\} \\
&= \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} -2 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & -2 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right).
\end{aligned}$$

Donc $\left(\begin{pmatrix} -2 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & -2 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right)$ est une famille génératrice de $\text{Ker } f$.

C'est aussi une famille libre car les deux matrices ne sont pas colinéaires.

Donc $\left(\begin{pmatrix} -2 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & -2 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right)$ est une base de $\text{Ker } f$ et $\dim \text{Ker } f = 2$.

b) Le théorème du rang donne : $\dim \mathcal{M}_2(\mathbf{R}) = \dim \text{Ker } f + \dim \text{Im } f$.

Donc $\dim \text{Im } f = \dim \mathcal{M}_2(\mathbf{R}) - \dim \text{Ker } f = 4 - 2 = 2$.

$$c) f(E_1) = AE_1 = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 3 & 0 \end{pmatrix} = E_1 + 3E_3,$$

$$f(E_2) = AE_2 = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 3 \end{pmatrix} = E_2 + 3E_4,$$

$$f(E_3) = AE_3 = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 6 & 0 \end{pmatrix} = 2E_1 + 6E_3,$$

$$f(E_4) = AE_4 = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & 6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 2 \\ 0 & 6 \end{pmatrix} = 2E_2 + 6E_4.$$

D'après le cours, $\text{Im } f = \text{Vect} (f(E_1), f(E_2), f(E_3), f(E_4))$.

Or, $f(E_3) = 2f(E_1)$ et $f(E_4) = 2f(E_2)$.

Donc $Imf = \text{Vect}(f(E_1), f(E_2)) = \text{Vect}\left(\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 3 & 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 3 \end{pmatrix}\right)$.

$\left(\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 3 & 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 3 \end{pmatrix}\right)$ est une famille génératrice de Imf de cardinal 2 coïncidant avec la dimension de Imf . C'est donc une base de Imf .

5)a) Les calculs faits dans la question 4)c) donnent immédiatement :

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 2 \\ 3 & 0 & 6 & 0 \\ 0 & 3 & 0 & 6 \end{pmatrix}.$$

b)• Pour le rang de B , c'est immédiat car $rg(B) = rg(f) = \dim Imf = 2$.

$$\bullet B - 7I_4 = \begin{pmatrix} -6 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & -6 & 0 & 2 \\ 3 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 3 & 0 & -1 \end{pmatrix} \text{ et } {}^t(B - 7I_4) = \begin{pmatrix} -6 & 0 & 3 & 0 \\ 0 & -6 & 0 & 3 \\ 2 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & -1 \end{pmatrix}$$

ont même rang.

En notant C_1, C_2, C_3, C_4 les colonnes de cette matrice transposée, on remarque que $C_1 = -2C_3$ et $C_2 = -2C_4$.

Donc $rg(B - 7I_4) = rg(C_3, C_4) = 2$ car la famille (C_3, C_4) est libre.

c) Le cours donne :

D'une part, $\dim E_0(B) + rg(B) = 4$ d'où $\dim E_0(B) = 2$.

D'autre part, $\dim E_7(B) + rg(B - 7I_4) = 4$ d'où $\dim E_7(B) = 2$.

$E_0(B)$ et $E_7(B)$ sont donc non nuls, ce qui prouve que 0 et 7 sont des valeurs propres de B .

B peut-il avoir une autre valeur propre λ autre que 0 et 7?

Supposons que ce soit le cas. On aurait alors $\dim E_\lambda(B) \geq 1$, ce qui mènerait à : $\dim E_0(B) + \dim E_7(B) + \dim E_\lambda(B) \geq 5$.

C'est impossible car la somme des dimensions des sous-espaces propres de B est inférieure ou égale à 4. Ainsi, $sp(B) = \{0, 7\}$.

Enfin, $\dim E_0(B) + \dim E_7(B) = 4$ et $B \in \mathcal{M}_4(\mathbf{R})$. D'après le théorème de réduction, B est diagonalisable.

6) λ est valeur propre de B

$\iff B - \lambda I_4$ n'est pas inversible

$\iff f - \lambda \text{Id}$ n'est pas bijective car $B - \lambda I_4 = \mathcal{M}_{\mathcal{B}}(f - \lambda \text{Id})$

$\iff f - \lambda \text{Id}$ n'est pas injective car $f - \lambda \text{Id}$ est un endomorphisme de $\mathcal{M}_2(\mathbf{R})$

$\iff \text{Ker}(f - \lambda \text{Id}) \neq \{0\}$

$\iff \exists M \neq 0 \mid (f - \lambda \text{Id})(M) = 0$

$\iff \exists M \neq 0 \mid f(M) = \lambda M$.

7) Soit λ une valeur propre de A et X un vecteur propre associé.

a) $X \in \mathcal{M}_{1,2}(\mathbf{R})$ et ${}^tX \in \mathcal{M}_{2,1}(\mathbf{R})$. Par produit, $V = X{}^tX \in \mathcal{M}_2(\mathbf{R})$.

b) X est un vecteur propre de A associé à λ donc $AX = \lambda X$.

Et $f(V) = f(X{}^tX) = A(X{}^tX) = (AX){}^tX = (\lambda X){}^tX = \lambda(X{}^tX) = \lambda V$.

c) Il reste à vérifier que $V \neq 0$. Posons $X = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix}$.

$$\text{On a alors : } V = X{}^tX = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha & \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha^2 & \alpha\beta \\ \alpha\beta & \beta^2 \end{pmatrix}.$$

Comme $X \neq 0$, soit $\alpha \neq 0$, soit $\beta \neq 0$. Dans les deux cas, cela entraîne que $V \neq 0$.

On a montré que $V \neq 0$ et que $f(V) = \lambda V$.

D'après la question 6), on conclut que λ est valeur propre de B .

8) Soit λ une valeur propre de B . Il existe alors $M \in \mathcal{M}_2(\mathbf{R})$ non nulle telle que $f(M) = \lambda M$.

$$\text{Posons } M = \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix}, C_1 = \begin{pmatrix} x \\ z \end{pmatrix}, C_2 = \begin{pmatrix} y \\ t \end{pmatrix} \text{ et } A = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}.$$

$$f(M) = \lambda M$$

$$\iff AM = \lambda M$$

$$\iff \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix} = \lambda \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix}$$

$$\iff \begin{pmatrix} ax + bz & ay + bt \\ cx + dz & cy + dt \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda x & \lambda y \\ \lambda z & \lambda t \end{pmatrix}.$$

$$\iff \begin{cases} ax + bz = \lambda x \\ ay + bt = \lambda y \\ cx + dz = \lambda z \\ cy + dt = \lambda t \end{cases}$$

Compte tenu du système obtenu ci-dessus, on déduit :

$$AC_1 = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ax + bz \\ cx + dz \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda x \\ \lambda z \end{pmatrix} = \lambda C_1.$$

$$AC_2 = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y \\ t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} ay + bt \\ cy + dt \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda y \\ \lambda t \end{pmatrix} = \lambda C_2.$$

Comme M est non nulle, l'une de ses colonnes au moins n'est pas nulle.

Donc $C_1 \neq 0$ ou $C_2 \neq 0$.

C_1 ou C_2 est donc vecteur propre de A associé à λ .

En conséquence, λ est valeur propre de A .

La question 7) montre que si λ est valeur propre de A , alors λ est valeur propre de B . La question 8) montre la réciproque.

Ainsi, λ est valeur propre de A si et seulement si λ est valeur propre de B .

En conclusion, A et B ont les mêmes valeurs propres.

Exercice 2 (edhec 2018)

1)a) La formule des probabilités totales pour le sce (A_0, A_1, A_2) s'écrit :

$$\begin{aligned} P(X = 1) &= P(P_1) \\ &= P_{A_0}(P_1)P(A_0) + P_{A_1}(P_1)P(A_1) + P_{A_2}(P_1)P(A_2) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} + 0 \times \frac{1}{3} + 1 \times \frac{1}{3} \\ &= \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

b) Soit $n \geq 2$. La même formule des probabilités totales donne :

$$\begin{aligned} P(X = n) &= P_{A_0}(X = n) \times \frac{1}{3} + P_{A_1}(X = n) \times \frac{1}{3} + P_{A_2}(X = n) \times \frac{1}{3} \\ P_{A_0}(X = n) &= P_{A_0}(F_1 \cap \dots \cap F_{n-1} \cap P_n) \\ &= P_{A_0}(F_1) \times \dots \times P_{A_0}(F_{n-1}) \times P_{A_0}(P_n) \quad \text{par indépendance des lancers} \\ &= \frac{1}{2} \times \dots \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \left(\frac{1}{2}\right)^n. \end{aligned}$$

$P_{A_1}(X = n) = P_{A_1}(F_1 \cap \dots \cap F_{n-1} \cap P_n) = 0$ car aucun pile ne peut être réalisé avec la pièce 1, puisqu'elle fait toujours face.

$P_{A_2}(X = n) = P_{A_2}(F_1 \cap \dots \cap F_{n-1} \cap P_n) = 0$ car aucun face ne peut être réalisé avec la pièce 1, puisqu'elle fait toujours pile.

On déduit que $\forall n \geq 2, P(X = n) = \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^n$.

c) $X(\Omega) = \mathbf{N}$. La famille d'événements $(X = n)_{n \in \mathbf{N}}$ est donc un système complet.

On déduit : $\sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n) = 1$, ce qui donne :

$$\begin{aligned} P(X = 0) &= 1 - P(X = 1) - \sum_{n=2}^{+\infty} P(X = n) \\ &= 1 - \frac{1}{2} - \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^n \\ &= 1 - \frac{1}{2} - \frac{1}{3} \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^{k+2} \quad \text{en posant } k = n - 2 \\ &= \frac{1}{2} - \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k \\ &= \frac{1}{2} - \frac{1}{12} \times \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} \\ &= \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

2)• X admet une espérance si et seulement si la série $\sum_{n \geq 0} nP(X = n)$ est absolument convergente, ce qui se ramène à la convergence simple car le terme général est positif.

$$\forall n \geq 2, nP(X = n) = n \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^n = \frac{1}{6} n \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1}.$$

$\sum_{n \geq 2} n \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1}$ est une série dérivée première de paramètre $1/2 \in]-1, 1[$.

Elle est donc convergente.

La série $\sum_{n \geq 0} nP(X = n)$ est de même nature donc convergente.

Donc X admet une espérance.

$$\begin{aligned} \bullet E(X) &= \sum_{n=0}^{+\infty} nP(X = n) \\ &= 0P(X = 0) + 1P(X = 1) + \sum_{n=2}^{+\infty} nP(X = n) \\ &= 0 + \frac{1}{2} + \frac{1}{6} \sum_{n=2}^{+\infty} n \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} \\ &= \frac{1}{2} + \frac{1}{6} \left(\sum_{n=1}^{+\infty} n \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} - 1 \right) \\ &= \frac{1}{2} + \frac{1}{6} \left(\frac{1}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^2} - 1 \right) \\ &= \frac{1}{2} + \frac{3}{6} = 1. \end{aligned}$$

3)• D'après le théorème de transfert, $X(X - 1)$ admet une espérance si et seulement si la série $\sum_{n \geq 2} n(n - 1)P(X = n)$ est absolument convergente, ce qui se ramène à la convergence simple car le terme général est positif.

$$\forall n \geq 2, n(n - 1)P(X = n) = n(n - 1) \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^n = \frac{1}{12} n(n - 1) \left(\frac{1}{2}\right)^{n-2}.$$

$\sum_{n \geq 2} n(n - 1) \left(\frac{1}{2}\right)^{n-2}$ est une série dérivée 2nde de paramètre $1/2 \in]-1, 1[$.

Elle est donc convergente.

La série $\sum_{n \geq 0} n(n - 1)P(X = n)$ est de même nature donc convergente.

Donc $X(X - 1)$ admet une espérance.

- $$\begin{aligned}
 E(X(X-1)) &= \sum_{n=2}^{+\infty} n(n-1)P(X=n) \\
 &= \frac{1}{12} \sum_{n=2}^{+\infty} n(n-1) \left(\frac{1}{2}\right)^{n-2} \\
 &= \frac{1}{12} \times \frac{2}{\left(1-\frac{1}{2}\right)^3} \\
 &= \frac{4}{3}.
 \end{aligned}$$

- L'égalité $X^2 = X(X-1) + X$ montre que X^2 admet une espérance.

Par linéarité, $E(X^2) = E(X(X-1)) + E(X) = \frac{4}{3} + 1 = \frac{7}{3}$.

X admet donc une variance donnée par la formule de Koenig :

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \frac{7}{3} - 1^2 = \frac{4}{3}.$$

4) C'est une histoire de symétrie. Si dans les questions 1)a) et 1)b), on change X en Y , cela revient à échanger pile et face, ce qui mène aux mêmes calculs.

Donc Y suit la même loi que X .

5)a) Soit $j \geq 2$ un entier.

On a l'inclusion évidente : $((X=1) \cap (Y=j)) \subset (Y=j)$.

Réciproquement, supposons $(Y=j)$ réalisé. Cela signifie que la premier face est apparu au j -ème lancer. Comme $j \geq 2$, cela impose que le premier lancer est pile, ce qui réalise $(X=1)$.

Donc $(Y=j) \subset ((X=1) \cap (Y=j))$.

On conclut que $((X=1) \cap (Y=j)) = (Y=j)$, puis en passant à la probabilité :

$$\forall j \geq 2, P((X=1) \cap (Y=j)) = P(Y=j).$$

b) Même raisonnement en échangeant le rôle de pile et face.

Donc $\forall j \geq 2, P((X=i) \cap (Y=1)) = P(X=i)$.

6)a) Comme $X(\Omega) = Y(\Omega) = \mathbf{N}$, on a : $(X+Y)(\Omega) \subset \mathbf{N}$.

- $(X+Y=0) = (X=0) \cap (Y=0)$ est un événement impossible car il se réalise si on ne fait jamais pile et jamais face !

- L'événement $(X+Y=2)$ est la réunion des 3 événements incompatibles :

$$\underbrace{(X=0) \cap (Y=2)}_{0 \text{ pile } \quad P_1 \cap F_2}, \underbrace{(X=1) \cap (Y=1)}_{P_1 \quad F_1}, \underbrace{(X=2) \cap (Y=0)}_{F_1 \cap P_2} \quad 0 \text{ face}$$

L'événement $(X+Y=2)$ est donc impossible.

• Ainsi, $X + Y$ ne peut pas prendre la valeur 0 ou 2. Les autres valeurs entières sont en revanche possibles.

Par exemple, si on lance la pièce 1, les événements $(X = 0)$ et $(Y = 1)$ sont réalisés. Donc $X + Y = 1$.

Et pour $n \geq 3$, on peut par exemple réaliser l'événement $(X + Y = n)$ en lançant la pièce 0 et en faisant $P_1 \cap P_2 \cap \dots \cap P_{n-2} \cap F_{n-1}$ (on a : $X = 1$ et $Y = n - 1$).

$$b)(X + Y = 1) = ((X = 0) \cap (Y = 1)) \cup ((X = 1) \cap (Y = 0)).$$

Or, $(X = 0) \subset (Y = 1)$ car si l'on ne fait jamais pile, on fait nécessairement face au premier lancer.

$$\text{Donc } ((X = 0) \cap (Y = 1)) = (X = 0).$$

$$\text{De même, } (Y = 0) \subset (X = 1) \text{ donc } ((X = 1) \cap (Y = 0)) = (Y = 0).$$

$$\text{Ainsi, } (X + Y = 1) = (X = 0) \cup (Y = 0).$$

Les événements $(X = 0)$ et $(Y = 0)$ sont incompatibles.

$$\text{Donc } P(X + Y = 1) = P(X = 0) + P(Y = 0) = \frac{1}{3} + \frac{1}{3} = \frac{2}{3}.$$

c) On peut remarquer que $((X = 1), (Y = 1))$ est un système complet.

$$\text{En effet, on a : } (X = 1) \cap (Y = 1) = \emptyset.$$

De plus, on a : $(X = 1) \cup (Y = 1) = \Omega$, puisqu'au premier lancer on fait soit pile, ce qui réalise $(X = 1)$, soit face, ce qui réalise $(Y = 1)$.

On déduit pour tout entier $n \geq 3$:

$$\begin{aligned} &(X + Y = n) \\ &= ((X + Y = n) \cap (X = 1)) \cup ((X + Y = n) \cap (Y = 1)) \\ &= ((X = 1) \cap (Y = n - 1)) \cup ((X = n - 1) \cap (Y = 1)). \end{aligned}$$

d) On conclut :

$$\begin{aligned} &P(X + Y = n) \\ &= P((X = 1) \cap (Y = n - 1)) + P((X = n - 1) \cap (Y = 1)) \\ &= P(Y = n - 1) + P(X = n - 1) \quad \text{grâce à 5) avec } n - 1 \geq 2 \\ &= \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} + \frac{1}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} \quad \text{grâce à 1)b)) avec } n - 1 \geq 2 \\ &= \frac{2}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^{n-1} \end{aligned}$$

7)a)programme :

```
import numpy.random as rd
piece=rd.randint(0,3)
x=1
if piece==0:
    lancer=rd.randint(0,2)
    while lancer==0:
        lancer=rd.randint(0,2)
        x=x+1
if piece==1:
    x=0
print(x)
```

b)Si le joueur lance avec la pièce 2, elle fait nécessairement pile au premier lancer, ce qui donne x=1, valeur initialisée en deuxième ligne du programme.

Exercice 3 (edhec 2018)

1)• La fonction $x \mapsto \frac{x}{a} e^{-\frac{x^2}{2a}}$ est positive sur $[0, +\infty[$ comme produit de fonctions positives.

Il en résulte que $\forall x \in \mathbf{R}, f(x) \geq 0$.

• f est continue sur $] -\infty, 0[$ (fonction nulle) et continue sur $[0, +\infty[$ comme produit et composée de fonctions continues.

Donc f est continue sur \mathbf{R} , sauf éventuellement en 0.

• f est nulle sur $] -\infty, 0[$ donc $\int_{-\infty}^0 f(t)dt$ converge et vaut 0.

De plus, pour tout $x \geq 0$, on a :

$$\int_0^x f(t)dt = \int_0^x \frac{t}{a} e^{-\frac{t^2}{2a}} dt = \left[-e^{-\frac{t^2}{2a}} \right]_0^x = 1 - e^{-\frac{x^2}{2a}}.$$

Comme $a > 0$, on a : $\lim_{x \rightarrow +\infty} -\frac{x^2}{2a} = -\infty$. De plus, $\lim_{u \rightarrow -\infty} e^u = 0$.

Par composition, $\lim_{x \rightarrow +\infty} e^{-\frac{x^2}{2a}} = 0$, puis $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x f(t)dt = 1$.

Donc $\int_0^{+\infty} f(t)dt$ converge et vaut 1.

D'après la relation de Chasles, $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt$ converge.

De plus, $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = \int_{-\infty}^0 f(t)dt + \int_0^{+\infty} f(t)dt = 0 + 1 = 1$.

On conclut que f est une densité.

2)Par définition, on a : $\forall x \in \mathbf{R}, F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$.

• premier cas : $x < 0$

f étant nulle sur $] -\infty, 0[$, elle l'est aussi sur $] -\infty, x]$ donc $\int_{-\infty}^x f(t)dt$ converge et vaut 0. Ainsi, $F_X(x) = 0$.

• deuxième cas : $x \geq 0$

$$\begin{aligned}
F_x(x) &= \int_{-\infty}^x f(t)dt \\
&= \underbrace{\int_{-\infty}^0 f(t)dt}_{=0} + \int_0^x f(t)dt \\
&= 1 - e^{-\frac{x^2}{2a}} \quad \text{d'après le calcul fait dans la question 1)}.
\end{aligned}$$

• On conclut que $F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - e^{-\frac{x^2}{2a}} & \text{si } x \geq 0. \end{cases}$

3)a) Calculons la fonction de répartition F_Y de Y .

$$\forall x \in \mathbf{R}, F_Y(x) = P(Y \leq x) = P\left(\frac{X^2}{2a} \leq x\right) = P(X^2 \leq 2ax).$$

• premier cas : $x < 0$

L'événement $(X^2 \leq 2ax)$ est impossible car X^2 prend des valeurs positives, alors que $2ax < 0$. Donc $F_Y(x) = 0$.

• deuxième cas : $x \geq 0$

On peut poursuivre le calcul fait plus haut et utiliser la racine carrée, fonction croissante :

$$\begin{aligned}
F_Y(x) &= P(\sqrt{X^2} \leq \sqrt{2ax}) = P(|X| \leq \sqrt{2ax}) = P(-\sqrt{2ax} \leq X \leq \sqrt{2ax}) \\
&= F_X(\sqrt{2ax}) - F_X(-\sqrt{2ax}).
\end{aligned}$$

L'expression de F_x trouvée dans la question 2) permet de finir le calcul :

$$\text{D'une part, } F_X(\sqrt{2ax}) = 1 - e^{-\frac{(\sqrt{2ax})^2}{2a}} = 1 - e^{-x}.$$

D'autre part, $F_X(-\sqrt{2ax}) = 0$ car $-\sqrt{2ax} \leq 0$ et F_x nulle sur $] -\infty, 0]$.

D'où, en reportant : $F_Y(x) = 1 - e^{-x}$.

• On conclut que $F_Y(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - e^{-x} & \text{si } x \geq 0. \end{cases}$

Donc Y suit la loi exponentielle de paramètre 1.

b) Script python :

```

import numpy.random as rd
import numpy as np
a=int(input("entrer la valeur de a"))
Y=rd.exponential(1)
X=np.sqrt(2*a*Y)
print(X)

```

4)a) $\forall x \in \mathbf{R}, g(-x) = (-x)^2 e^{-\frac{(-x)^2}{2a}} = x^2 e^{-\frac{x^2}{2a}} = g(x)$. Donc g est paire.

b) $Z \hookrightarrow \mathcal{N}(0, a)$.

D'après le cours, Z admet une espérance et une variance données par :

$$E(Z) = 0 \text{ et } V(Z) = a.$$

D'après la formule de Koenig, Z^2 admet une espérance.

$$\text{De plus, } E(Z^2) = V(Z) + (E(Z))^2 = a + 0^2 = a.$$

Enfin, une densité f_Z de Z est donnée par $\forall x \in \mathbf{R}$, $f_Z(x) = \frac{1}{\sqrt{a}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-0}{\sqrt{a}}\right)^2}$,

$$\text{c'est-à-dire } f_Z(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi a}} e^{-\frac{x^2}{2a}}.$$

Le théorème de transfert donne alors : $E(Z^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_Z(x) dx$.

$$\text{D'où, } E(Z^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi a}} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2a}} dx.$$

c) X admet une espérance si et seulement si $\int_{-\infty}^{+\infty} |xf(x)| dx$ converge.

Comme f est nulle sur $] -\infty, 0[$ et $x \mapsto xf(x)$ est positive sur $[0, +\infty[$, cela

se ramène à la convergence de $\int_0^{+\infty} xf(x) dx$.

Or, $\int_0^{+\infty} xf(x) dx = \int_0^{+\infty} \frac{x^2}{a} e^{-\frac{x^2}{2a}} dx$ est une intégrale convergente car elle est de même nature que celle définissant l'espérance de Z^2 .

Donc X admet une espérance.

$$\begin{aligned} \text{De plus, } E(X) &= \int_0^{+\infty} \frac{x^2}{a} e^{-\frac{x^2}{2a}} dx \\ &= \frac{1}{a} \int_0^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2a}} dx \\ &= \frac{1}{a} \times \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2a}} dx \quad \text{par parité de } g \\ &= \frac{1}{a} \times \frac{1}{2} \times \sqrt{2\pi a} \times E(Z^2) \quad \text{d'après 4)b)} \\ &= \frac{1}{a} \times \frac{1}{2} \times \sqrt{2\pi a} \times a \quad \text{d'après 4)b)} \\ &= \frac{\sqrt{2\pi a}}{2}. \end{aligned}$$

5)a) $Y \hookrightarrow \mathcal{E}(1)$. Le cours donne : $E(Y) = \frac{1}{1} = 1$.

$X^2 = 2aY$ est une fonction affine de Y donc X^2 admet une espérance donnée par :

$$E(X^2) = 2aE(Y) = 2a.$$

b) D'après la formule de Koenig, X admet une variance donnée par :

$$V(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = 2a - \left(\frac{\sqrt{2\pi a}}{2}\right)^2 = 2a - \frac{2\pi a}{4} = \frac{(4 - \pi)a}{2}.$$

6)a) S_n est une fonction de X_1, \dots, X_n où (X_1, \dots, X_n) est un échantillon de X . De plus, cette fonction ne dépend pas de a . Donc S_n est un estimateur de a .

$$\begin{aligned} E(S_n) &= E\left(\frac{1}{2n} \sum_{k=1}^n X_k^2\right) \\ &= \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^n E(X_k^2) \quad \text{par linéarité de l'espérance} \\ &= \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^n E(X^2) \quad \text{car les } X_k \text{ ont même loi que } X \\ &= \frac{1}{2n} \times nE(X^2) \\ &= a \quad \text{car } E(X^2) = 2a. \end{aligned}$$

b) X^2 admet une variance si et seulement si X^4 admet une espérance.

Or, $X^4 = (2aY)^2 = 4a^2Y^2$.

Comme Y suit une loi exponentielle, Y^2 admet une espérance, puis X^4 également.

Ainsi, X^2 admet une variance.

De plus, on a :

$$\begin{aligned} V(X^2) &= E(X^4) - (E(X^2))^2 \quad \text{d'après Koenig} = E(4a^2Y^2) - (2a)^2 \\ &= 4a^2E(Y^2) - 4a^2. \end{aligned}$$

Enfin, la formule de Koenig donne :

$$E(Y^2) = V(Y) + (E(Y))^2 = \frac{1}{1^2} + \frac{1}{1} = 2.$$

En reportant plus haut, on déduit : $V(X^2) = 4a^2 \times 2 - 4a^2 = 4a^2$.

$$\begin{aligned}
\text{c) } V(S_n) &= V\left(\frac{1}{2n} \sum_{k=1}^n X_k^2\right) \\
&= \left(\frac{1}{2n}\right)^2 V\left(\sum_{k=1}^n X_k^2\right) \\
&= \left(\frac{1}{2n}\right)^2 \sum_{k=1}^n V(X_k^2) \quad \text{par indépendance des } X_k^2 \\
&= \frac{1}{4n^2} \sum_{k=1}^n V(X^2) \quad \text{car les } X_k \text{ ont même loi que } X \\
&= \frac{1}{4n^2} \times nV(X^2) \\
&= \frac{a^2}{n} \quad \text{grâce à la question 6)b).}
\end{aligned}$$

7)a) L'inégalité de Bienaymé-Tchébychev s'écrit :

$$\forall \epsilon > 0, P(|S_n - E(S_n)| \geq \epsilon) \leq \frac{V(S_n)}{\epsilon^2}.$$

En passant à l'événement contraire et en utilisant que $E(S_n) = a$, on a :

$$\forall \epsilon > 0, P(|S_n - a| < \epsilon) \geq 1 - \frac{V(S_n)}{\epsilon^2} \quad (1)$$

D'une part, $V(S_n) = \frac{a^2}{n} \leq \frac{1}{n}$ car $a \leq 1$.

On déduit $-\frac{V(S_n)}{\epsilon^2} \geq -\frac{1}{n\epsilon^2}$, puis $1 - \frac{V(S_n)}{\epsilon^2} \geq 1 - \frac{1}{n\epsilon^2}$ (2)

D'autre part, l'événement $(|S_n - a| \leq \epsilon)$ contient l'événement $(|S_n - a| < \epsilon)$.

Donc $P(|S_n - a| \leq \epsilon) \geq P(|S_n - a| < \epsilon)$ (3)

En recollant les inégalités (1), (2) et (3), on obtient :

$$\forall \epsilon > 0, P(|S_n - a| \leq \epsilon) \geq 1 - \frac{1}{n\epsilon^2}.$$

b) Il faut trouver n tel que $P\left(S_n - \frac{1}{10} \leq a \leq S_n + \frac{1}{10}\right) \geq \frac{95}{100}$.

Or, $S_n - \frac{1}{10} \leq a \leq S_n + \frac{1}{10} \iff -\frac{1}{10} \leq S_n - a \leq \frac{1}{10} \iff |S_n - a| \leq \frac{1}{10}$.

Il faut donc trouver n tel que $P\left(|S_n - a| \leq \frac{1}{10}\right) \geq \frac{95}{100}$.

Par ailleurs, la question 7)a) pour $\epsilon = \frac{1}{10}$ donne :

$$P(|S_n - a| \leq \frac{1}{10}) \geq 1 - \frac{100}{n}.$$

En prenant n tel que $1 - \frac{100}{n} \geq \frac{95}{100}$, on répond au problème.

$$\text{Or, } 1 - \frac{100}{n} \geq \frac{95}{100} \iff \frac{100}{n} \leq \frac{5}{100} \iff \frac{n}{100} \geq \frac{100}{5} \iff n \geq 2000.$$

Problème (edhec 2018)

Partie I

1)a) $\forall t \in \mathbf{R}, 1 + t^2 \geq 1$ donc $\ln(1 + t^2) \geq 0$.

Distinguons 2 cas :

• $x \geq 0$

La fonction $t \mapsto \ln(1 + t^2)$ est positive donc en intégrant selon les bornes croissantes 0 et x , on a :

$$\int_0^x \ln(1 + t^2) dt \geq 0, \text{ soit } f(x) \geq 0.$$

• $x \leq 0$

La fonction $t \mapsto \ln(1 + t^2)$ est positive donc en intégrant selon les bornes croissantes x et 0, on a :

$$\int_x^0 \ln(1 + t^2) dt \geq 0. \text{ Or, } f(x) = - \int_x^0 \ln(1 + t^2) dt \text{ donc } f(x) \leq 0.$$

b) La fonction $x \mapsto \ln(1 + x^2)$ est continue sur \mathbf{R} comme composée de fonctions continues.

D'après le cours, f est une primitive sur \mathbf{R} de $x \mapsto \ln(1 + x^2)$.

f est donc dérivable sur \mathbf{R} et

$$\forall x \in \mathbf{R}, f'(x) = \ln(1 + x^2).$$

Enfin, f' est continue sur \mathbf{R} . Ainsi, f est de classe C^1 sur \mathbf{R} .

c) $\forall x \in \mathbf{R}, f'(x) \geq 0$ donc f est croissante sur \mathbf{R} .

2)a) Il faut établir que $\forall x \in \mathbf{R}, f(-x) = -f(x)$.

Dans l'intégrale définissant $f(-x)$, en faisant le changement de variable $u = -t$, on obtient :

$$\begin{aligned} f(-x) &= \int_0^{-x} \ln(1 + t^2) dt \\ &= \int_0^x \ln(1 + (-u)^2) \times (-1) du \\ &= - \int_0^x \ln(1 + u^2) du \\ &= -f(x). \end{aligned}$$

Donc f est impaire.

Remarque

$u = -t \iff t = -u$. La fonction $\varphi : u \mapsto -u$ est de classe C^1 sur $[0, x]$, ce qui valide la formule de changement de variable.

b) f' est dérivable sur \mathbf{R} comme composée de fonctions dérivables.

$$\forall x \in \mathbf{R}, f''(x) = \frac{2x}{1+x^2}.$$

f'' est négative sur $] -\infty, 0]$, puis positive sur $[0, +\infty[$.

f est donc concave sur $] -\infty, 0]$, puis convexe sur $[0, +\infty[$.

\mathcal{C}_f possède donc un point d'inflexion au point I d'abscisse 0.

L'ordonnée de I est : $f(0) = \int_0^0 \ln(1+t^2)dt = 0$. Donc $I(0, 0)$.

$$\begin{aligned} 3)a) \forall t \in \mathbf{R}, \frac{t^2}{1+t^2} &= a + \frac{b}{1+t^2} \\ \iff \forall t \in \mathbf{R}, \frac{t^2}{1+t^2} &= \frac{a(1+t^2) + b}{1+t^2} \\ \iff \forall t \in \mathbf{R}, \frac{t^2}{1+t^2} &= \frac{(a+b) + at^2}{1+t^2} \\ \iff \forall t \in \mathbf{R}, t^2 &= (a+b) + at^2 \\ \iff \begin{cases} a+b &= 0 \\ a &= 1 \end{cases} &\text{ par identification} \\ \iff a = 1 \text{ et } b = -1 & \end{aligned}$$

Remarque

On pouvait aussi utiliser l'astuce bien connue :

$$\frac{t^2}{1+t^2} = \frac{(t^2+1) - 1}{1+t^2} = 1 - \frac{1}{1+t^2}.$$

b) Soit x un réel.

Effectuons une intégration par parties sur $\int_0^x \ln(1+t^2)dt$ en posant :

$$u(t) = \ln(1+t^2) \quad v'(t) = 1$$

$$u'(t) = \frac{2t}{1+t^2} \quad v(t) = t$$

u et v sont de classe C^1 sur $[0, x]$. L'IPP est valide et donne :

$$\int_0^x \ln(1+t^2)dt = [t \ln(1+t^2)]_0^x - \int_0^x \frac{2t}{1+t^2} \times t dt$$

$$\text{c'est-à-dire } f(x) = x \ln(1+x^2) - 2 \int_0^x \frac{t^2}{1+t^2} dt \quad (*)$$

Par ailleurs, la question 3)a) donne :

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

En reportant dans (*), on déduit :

$$f(x) = x \ln(1+x^2) - 2 \left(x - \int_0^x \frac{1}{1+t^2} dt \right) = x \ln(1+x^2) - 2x + 2 \int_0^x \frac{1}{1+t^2} dt.$$

Ainsi, $\forall x \in \mathbf{R}$, $f(x) = x (\ln(1+x^2) - 2) + 2 \int_0^x \frac{1}{1+t^2} dt.$

4)a) La fonction $t \mapsto \frac{1}{1+t^2}$ est continue sur $[0, +\infty[$ donc $\int_0^{+\infty} \frac{1}{1+t^2} dt$ est une intégrale impropre en $+\infty$.

$$\frac{1}{1+t^2} \underset{+\infty}{\sim} \frac{1}{t^2}$$

$\int_1^{+\infty} \frac{1}{t^2} dt$ converge (intégrale de Riemann en $+\infty$ de paramètre $2 > 1$)

D'après le critère d'équivalence sur les intégrales impropres de fonctions positives, $\int_1^{+\infty} \frac{1}{1+t^2} dt$ converge.

$\int_0^1 \frac{1}{1+t^2} dt$ converge également car $t \mapsto \frac{1}{1+t^2}$ est continue sur $[0, 1]$ (ce n'est pas une intégrale impropre).

D'après la propriété de Chasles, $\int_0^{+\infty} \frac{1}{1+t^2} dt$ converge.

Remarque

On peut prouver que $\int_0^{+\infty} \frac{1}{1+t^2} dt = \frac{\pi}{2}.$

b) En développant 3)b) et en factorisant le membre de droite par $x \ln(1+x^2)$, on obtient pour tout $x > 0$:

$$f(x) = x \ln(1+x^2) \left(1 - \frac{2}{\ln(1+x^2)} + \frac{2}{x \ln(1+x^2)} \int_0^x \frac{1}{1+t^2} dt \right).$$

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \ln(1+x^2) = +\infty \text{ donc } \lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{2}{\ln(1+x^2)} = 0.$$

$$\text{On a aussi } \lim_{x \rightarrow +\infty} x \ln(1+x^2) = +\infty \text{ donc } \lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{2}{x \ln(1+x^2)} = 0.$$

$$\text{Enfin, } \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x \frac{1}{1+t^2} dt = \int_0^{+\infty} \frac{1}{1+t^2} dt = \text{constante.}$$

Par somme et produit, on déduit que la grande parenthèse tend vers 1 quand $x \rightarrow +\infty$.

Ainsi, $\lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{f(x)}{x \ln(1+x^2)} = 1$, ce qui prouve que $f(x) \underset{+\infty}{\sim} x \ln(1+x^2).$

c) • Pour tout $x > 0$, on a :

$$\ln(1+x^2) = \ln \left(x^2 \left(\frac{1}{x^2} + 1 \right) \right) = \ln(x^2) + \ln \left(\frac{1}{x^2} + 1 \right) = 2 \ln x + \ln \left(1 + \frac{1}{x^2} \right).$$

• On déduit : $\frac{\ln(1+x^2)}{2\ln x} = 1 + \frac{\ln\left(1+\frac{1}{x^2}\right)}{2\ln x}$.

$\lim_{x \rightarrow +\infty} \left(1 + \frac{1}{x^2}\right) = 1$ et $\lim_{t \rightarrow 1} \ln t = 0$.

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

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

On a donc $\lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{\ln(1+x^2)}{2\ln x} = 1$, ce qui prouve que $\ln(1+x^2) \underset{+\infty}{\sim} 2\ln x$.

Par ailleurs, $x \underset{+\infty}{\sim} x$. Par produit d'équivalents, $x \ln(1+x^2) \underset{+\infty}{\sim} 2x \ln x$.

La question 4)b) donne par transitivité : $f(x) \underset{+\infty}{\sim} 2x \ln x$.

d) f étant impaire, on sait que $\forall x \in \mathbf{R}$, $f(x) = -f(-x)$. L'équivalent précédent se réécrit :

$-f(-x) \underset{+\infty}{\sim} 2x \ln x$, soit $f(-x) \underset{+\infty}{\sim} -2x \ln x$.

Posons enfin $t = -x$. Quand $x \rightarrow +\infty$, $t \rightarrow -\infty$.

L'équivalent devient : $f(t) \underset{-\infty}{\sim} 2t \ln(-t)$.

En renommant t en x , on conclut : $f(x) \underset{-\infty}{\sim} 2x \ln(-x)$.

5)a) On a vu que f est de classe C^1 sur \mathbf{R} et que $\forall x \in \mathbf{R}$, $f'(x) = \ln(1+x^2)$. f' est alors de classe C^2 sur \mathbf{R} comme composée de fonctions de classe C^2 . Ainsi, f est de classe C^3 sur \mathbf{R} .

b) $f(0) = \int_0^0 \ln(1+t^2) dt = 0$ et $f'(0) = \ln 1 = 0$.

De plus, $\forall x \in \mathbf{R}$, $f''(x) = \frac{2x}{1+x^2}$, ce qui donne $f''(0) = 0$.

Enfin, $\forall x \in \mathbf{R}$, $f^{(3)}(x) = \frac{2(1+x^2) - (2x) \times (2x)}{(1+x^2)^2}$ donne $f^{(3)}(0) = 2$.

c) La formule de Taylor-Young en 0 à l'ordre 3 donne alors :

$f(x) = \frac{2}{3!}x^3 + o(x^3)$, soit $f(x) = \frac{x^3}{3} + o(x^3)$.

On déduit : $f(x) \underset{0}{\sim} \frac{x^3}{3}$.

6)a) Soit $X \hookrightarrow \mathcal{U}[0, 1]$. Une densité de X est :

$$f_X(t) = \begin{cases} 1 & \text{si } 0 \leq t \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Posons $g : t \mapsto \ln(1+t^2)$.

On a alors : $f(1) = \int_0^1 \ln(1+t^2)dt = \int_{-\infty}^{+\infty} g(t)f_X(t)dt = E(g(X))$

grâce au théorème de transfert.

b)programme

```
import numpy as np
import numpy.random as rd
U=[1+rd.random()*2 for k in range(100000)]
V=np.log(U)
f=np.mean(V)
print(f)
```

Remarque

V est une liste formée de 100000 simulations de la variable aléatoire $g(X)$.
f est la moyenne des valeurs de V, valeur très proche de l'espérance de $g(X)$,
en vertu de la loi faible des grands nombres.

Python trouve $f(1) \approx 0,26$.

Partie II

7)a) $u_0 = \int_0^1 (\ln(1+t^2))^0 dt = \int_0^1 1 dt = [t]_0^1 = 1$, valeur de l'énoncé.

b) $u_1 = \int_0^1 \ln(1+t^2)dt = f(1)$.

8)a) Soit $n \in \mathbf{N}$.

Pour $0 \leq t \leq 1$, on a : $t^2 \leq 1$, puis $1+t^2 \leq 2$.

D'où, $\ln(1+t^2) \leq \ln 2$, par croissance de \ln .

Comme $\ln 2 \leq 1$, on a finalement $\forall t \in [0, 1]$, $\ln(1+t^2) \leq 1$.

En multipliant membre à membre par $(\ln(1+t^2))$, quantité positive, on a :

$\forall t \in [0, 1]$, $(\ln(1+t^2))^{n+1} \leq (\ln(1+t^2))^n$.

En intégrant entre les bornes croissantes 0 et 1, on conclut :

$\int_0^1 (\ln(1+t^2))^{n+1} dt \leq \int_0^1 (\ln(1+t^2))^n dt$, c'est-à-dire $u_{n+1} \leq u_n$.

Donc la suite $(u_n)_{n \geq 0}$ est décroissante.

b) Pour $0 \leq t \leq 1$, on a : $t^2 \geq 0$, puis $1+t^2 \geq 1$ et $\ln(1+t^2) \geq 0$.

On déduit : $\forall n \in \mathbf{N}, \forall t \in [0, 1]$, $(\ln(1+t^2))^n \geq 0$.

Les bornes de l'intégrale sont dans l'ordre croissant, par positivité, on

déduit : $\int_0^1 (\ln(1+t^2))^n dt \geq 0$, c'est-à-dire $u_n \geq 0$.

La suite $(u_n)_{n \geq 0}$ est décroissante et minorée (par 0) donc convergente,
d'après le théorème de la limite monotone.

9)a) Soit $n \in \mathbf{N}$.

On sait déjà que $u_n \geq 0$.

On a montré dans la question précédente que $\forall t \in [0, 1], \ln(1 + t^2) \leq \ln 2$.

Par croissance de la fonction $x \mapsto x^n$ sur \mathbf{R}_+ , on déduit :

$$\forall t \in [0, 1], (\ln(1 + t^2))^n \leq (\ln 2)^n.$$

En intégrant entre les bornes croissantes 0 et 1, on conclut :

$$\int_0^1 (\ln(1 + t^2))^n dt \leq \int_0^1 (\ln 2)^n dt$$

Or, $\int_0^1 (\ln 2)^n dt = [(\ln 2)^n]_0^1 = (\ln 2)^n$. On déduit : $u_n \leq (\ln 2)^n$.

On conclut que $\forall n \in \mathbf{N}, 0 \leq u_n \leq (\ln 2)^n$.

b) • $\ln 2 \approx 0,7$ donc $-1 < \ln 2 < 1$. Cela entraîne que $\lim_{n \rightarrow +\infty} (\ln 2)^n = 0$.

D'après la propriété des gendarmes, $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = 0$.

• $\sum_{n \geq 0} (\ln 2)^n$ converge-série géométrique de paramètre $\ln 2 \in]-1, 1[$.

D'après le critère de comparaison sur les séries à termes positifs,

$\sum_{n \geq 0} u_n$ converge.

10)a) Pour tout $t \in [0, 1]$, on a : $\ln(1 + t^2) \leq \ln 2$, puis $-\ln(1 + t^2) \geq -\ln 2$ et $1 - \ln(1 + t^2) \geq 1 - \ln 2 > 0$.

Par inverse, $0 \leq \frac{1}{1 - \ln(1 + t^2)} \leq \frac{1}{1 - \ln 2}$.

En multipliant membre à membre par $(\ln(1 + t^2))^n$, on a :

$$\forall t \in [0, 1], 0 \leq \frac{(\ln(1 + t^2))^n}{1 - \ln(1 + t^2)} \leq \frac{(\ln(1 + t^2))^n}{1 - \ln 2}.$$

En intégrant ces inégalités entre les bornes croissantes 0 et 1, on conclut :

$$0 \leq \int_0^1 \frac{(\ln(1 + t^2))^n}{1 - \ln(1 + t^2)} dt \leq \int_0^1 \frac{(\ln(1 + t^2))^n}{1 - \ln 2} dt.$$

Enfin, $\int_0^1 \frac{(\ln(1 + t^2))^n}{1 - \ln 2} dt = \frac{1}{1 - \ln 2} \int_0^1 (\ln(1 + t^2))^n dt = \frac{u_n}{1 - \ln 2}$.

Ainsi, $0 \leq \int_0^1 \frac{(\ln(1 + t^2))^n}{1 - \ln(1 + t^2)} dt \leq \frac{u_n}{1 - \ln 2}$.

b) On a vu que $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = 0$ donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_n}{1 - \ln 2} = 0$.

La question 10)a) donne avec gendarmes : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 \frac{(\ln(1 + t^2))^n}{1 - \ln(1 + t^2)} dt = 0$.

c) Pour tout $n \in \mathbf{N}^*$, on a :

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{n-1} u_k &= \sum_{k=0}^{n-1} \int_0^1 (\ln(1+t^2))^k dt \\ &= \int_0^1 \sum_{k=0}^{n-1} (\ln(1+t^2))^k dt \quad \text{par linéarité de l'intégrale} \\ &= \int_0^1 \frac{1 - (\ln(1+t^2))^n}{1 - \ln(1+t^2)} dt. \end{aligned}$$

Remarque

On a utilisé la formule bien connue :

$$\sum_{k=0}^n q^k = \frac{1 - q^{n+1}}{1 - q} \quad \text{avec } q = \ln(1+t^2) \neq 1 \text{ et } n \rightarrow n-1.$$

$$\begin{aligned} \text{d) } \int_0^1 \frac{1 - (\ln(1+t^2))^n}{1 - \ln(1+t^2)} dt &= \int_0^1 \left(\frac{1}{1 - \ln(1+t^2)} - \frac{(\ln(1+t^2))^n}{1 - \ln(1+t^2)} \right) dt \\ &= \int_0^1 \frac{1}{1 - \ln(1+t^2)} dt - \int_0^1 \frac{(\ln(1+t^2))^n}{1 - \ln(1+t^2)} dt \end{aligned}$$

On a vu dans 10)b) que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 \frac{(\ln(1+t^2))^n}{1 - \ln(1+t^2)} dt = 0$.

En passant à la limite dans l'égalité ci-dessus, on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 \frac{1 - (\ln(1+t^2))^n}{1 - \ln(1+t^2)} dt = \int_0^1 \frac{1}{1 - \ln(1+t^2)} dt.$$

c'est-à-dire, compte tenu de 10)c) :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^{n-1} u_k = \int_0^1 \frac{1}{1 - \ln(1+t^2)} dt.$$

$$\text{Ainsi, } \sum_{k=0}^{+\infty} u_k = \int_0^1 \frac{1}{1 - \ln(1+t^2)} dt.$$

e) On reprend l'idée du script 6)b), mais en prenant $g : t \mapsto \frac{1}{1 - \ln(1+t^2)}$ qu'on construit par composée de $t \mapsto 1+t^2$, suivie de $h : t \mapsto \frac{1}{1 - \ln t}$.

Le programme ci-dessous renvoie alors une valeur approchée de $\int_0^1 \frac{1}{1 - \ln(1+t^2)} dt$,

c'est-à-dire de $\sum_{k=0}^{+\infty} u_k$.

```
import numpy as np
import numpy.random as rd
def h(x):
    return 1/(1-np.log(x))
U=[1+rd.random()*2 for k in range(100000)]
V=h(U)
f=np.mean(V)
print(f)
```

Python renvoie $\sum_{k=0}^{+\infty} u_k \approx 1,52$.