

EXERCICE 1

On considère les trois matrices de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ suivantes :

$$A = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad D = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad U = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

1. a) La matrice A est triangulaire supérieure, ses valeurs propres sont donc ses éléments diagonaux, et : $\boxed{\text{Sp}(A) = \{0, 1\}}$.

b) On trouve sans peine un vecteur propre associé à chacune des valeurs propres : $A \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$, et $(A - I_2) \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$.

La matrice $P = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$ a pour colonnes deux vecteurs propres de A pour des valeurs propres distinctes : c'est donc une matrice de passage entre la base canonique et une base de vecteurs propres de A , telle que : $A = PDP^{-1}$.

On note E l'ensemble des matrices carrées M d'ordre 2 telles que : $AM = MD$.

2. a) • L'ensemble E est non vide, puisque : $A0_2 = 0_2 = 0_2D$, donc $0_2 \in E$.
 • Soient M et N deux matrices de E , vérifiant donc : $AM = MD$ et $AN = ND$, et λ un réel quelconque.

Alors : $A(\lambda.M + N) = \lambda.AM + AN = \lambda.MD + ND = (\lambda.M + N)D$, donc $\lambda.M + N \in E$.

On en déduit que E est bien un sous-espace vectoriel de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$.

b) Soit $M = \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix}$ une matrice de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$. On procède par identification des coefficients dans la relation :

$$AM = MD \iff \begin{pmatrix} z & t \\ z & t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & y \\ 0 & t \end{pmatrix} \iff z = 0 \text{ et } y = t$$

c) L'équivalence précédente permet d'écrire une description explicite de E :

$$E = \left\{ \begin{pmatrix} x & y \\ 0 & y \end{pmatrix} \mid (x, y) \in \mathbb{R}^2 \right\} = \left\{ x \cdot \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + y \cdot \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \mid (x, y) \in \mathbb{R}^2 \right\} = \text{Vect}(U, A)$$

La famille (U, A) est donc une famille génératrice de E . Comme il s'agit de deux matrices non proportionnelles, elles forment une famille libre, donc (U, A) est bien une base de E .

d) Le produit matriciel donne : $UA = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$, matrice qui n'appartient pas à E puisqu'ici :

$$y = 1 \neq 0 = t.$$

3. On note $f : \mathcal{M}_2(\mathbb{R}) \rightarrow \mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ l'application définie, pour tout $M \in \mathcal{M}_2(\mathbb{R})$, par :

$$f(M) = AM - MD$$

a) Soient M et N deux matrices de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$, et $\lambda \in \mathbb{R}$:

$$\begin{aligned} f(\lambda.M + N) &= A(\lambda.M + N) - (\lambda.M + N)D = \lambda.AM + AN - \lambda.MD - ND \\ &= \lambda.(AM - MD) + (AN - ND) = \lambda.f(M) + f(N) \end{aligned}$$

L'application f est bien linéaire, c'est un endomorphisme de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$.

b) $M \in \text{Ker}(f) \iff f(M) = 0 \iff AM - MD = 0 \iff AM = MD$, donc tout simplement :

$$\text{Ker}(f) = E, \text{ et } \dim \text{Ker}(f) = 2$$

c) Comme $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ est de dimension finie, le *théorème du rang* s'applique, et donne :

$$\dim \mathfrak{S}(f) + \dim \text{Ker}(f) = \dim \mathcal{M}_2(\mathbb{R}) \iff \dim \mathfrak{S}(f) = 4 - 2 = 2$$

d) Soit $M = \begin{pmatrix} x & y \\ z & t \end{pmatrix} \in \mathcal{M}_2(\mathbb{R})$, alors $f(M) = \begin{pmatrix} z & y-t \\ z & 0 \end{pmatrix}$, et :

$$f(M) = M \iff \begin{cases} x = z \\ t - y = y \\ z = z \\ t = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} x = z \\ y = t = 0 \end{cases}$$

On en déduit :

$$\{M \in \mathcal{M}_2(\mathbb{R}) \mid f(M) = M\} = \left\{ \begin{pmatrix} x & 0 \\ x & 0 \end{pmatrix} \mid x \in \mathbb{R} \right\} = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \right)$$

On en déduit que 1 est valeur propre de f , de sous-espace propre associé $E_1(f) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \right)$ qui est de dimension 1 (car engendré par un seul vecteur non nul).

De même : $f(M) = -M \iff \begin{cases} z = -x \\ t - y = -y \\ z = -z \\ t = 0 \end{cases} \iff x = z = t = 0$, donc :

$$\{M \in \mathcal{M}_2(\mathbb{R}) \mid f(M) = -M\} = \left\{ \begin{pmatrix} 0 & y \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \mid y \in \mathbb{R} \right\} = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \right)$$

Ainsi -1 est aussi valeur propre de f , de sous-espace propre associé $E_{-1}(f) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \right)$, de dimension 1 également.

e) Le noyau de f n'étant pas réduit à la matrice nulle, on en déduit également que 0 est valeur propre de f , le sous-espace propre associé étant $E_0(f) = \text{Ker}(f)$.

Comme $\dim E_0(f) + \dim E_{-1}(f) + \dim E_1(f) = 2 + 1 + 1 = 4 = \dim \mathcal{M}_2(\mathbb{R})$: f n'admet pas d'autre valeur propre, et f est bien diagonalisable.

f) Le résultat précédent a pour conséquence que la famille $\left(U, A, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \right)$ est une base de vecteurs propres de f , dans laquelle la matrice représentative de f est :

$$F = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 \end{pmatrix}$$

Comme c'est une matrice diagonale : $F^3 = \begin{pmatrix} 0^3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0^3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1^3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (-1)^3 \end{pmatrix}$, donc :

$$F^3 = F \iff f \circ f \circ f = f$$

D'après les propriétés de la représentation matricielle des endomorphismes.

EXERCICE 2

On note $F : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ l'application définie, pour tout $(x, y) \in \mathbb{R}^2$, par :

$$F(x, y) = (x - 1)(y - 2)(x + y - 6).$$

1. a) La fonction F est de classe C^2 sur \mathbb{R}^2 comme fonction polynômiale des variables x et y , et :

$$\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2, \quad \begin{cases} \partial_1(F)(x, y) = (y - 2)[1 \cdot (x + y - 6) + (x - 1) \cdot 1] = (y - 2)(2x + y - 7) \\ \partial_2(F)(x, y) = (x - 1)[1 \cdot (x + y - 6) + (y - 2) \cdot 1] = (x - 1)(x + 2y - 8) \end{cases}$$

L'énoncé ne demande pas, en fait, de trouver tous les points critiques de F , mais de vérifier que :

$$\begin{cases} \partial_1(F)(4, 2) = (2 - 2)(8 + 2 - 7) = 0 \\ \partial_2(F)(4, 2) = 3(4 + 4 - 8) = 0 \end{cases} \quad \text{et} \quad \begin{cases} \partial_1(F)(2, 3) = 1(4 + 3 - 7) = 0 \\ \partial_2(F)(2, 3) = 1(2 + 6 - 8) = 0 \end{cases}, \text{ ce qui fait bien de } (4, 2) \text{ et } (2, 3) \text{ des points critiques de } F.$$

b) On calcule ensuite les dérivées partielles d'ordre 2 de la fonction F :

$$\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2, \quad \partial_{1,1}^2(F)(x, y) = 2(y - 2), \quad \partial_{2,2}^2(F)(x, y) = 2(x - 1), \quad \partial_{1,2}^2(F)(x, y) = \partial_{2,1}^2(F)(x, y) = 2x + 2y - 9$$

Ce qui permet d'en déduire la Hessienne de F en chacun des deux points critiques précédents :

$$H_{(4,2)} = \begin{pmatrix} 0 & 3 \\ 3 & 6 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad H_{(2,3)} = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$$

Il s'agit maintenant de calculer les valeurs propres de chacune des deux Hessiennes :

- Le réel λ est valeur propre de $H_{(4,2)}$ si et seulement si $H_{(4,2)} - \lambda \cdot I_2 = \begin{pmatrix} -\lambda & 3 \\ 3 & 6 - \lambda \end{pmatrix}$ est non inversible, ce qui est le cas si et seulement si son déterminant est nul, soit :

$$-\lambda(6 - \lambda) - 9 = 0 \iff \lambda^2 - 6\lambda - 9 = 0, \text{ équation du second degré de discriminant : } \Delta = 36 + 36 = 72.$$

Les deux valeurs propres de $H_{(4,2)}$ sont donc : $\lambda_1 = \frac{6 - \sqrt{72}}{2} = 3 - 3\sqrt{2} < 0$ et $\lambda_2 = 3 + 3\sqrt{2} > 0$.

Comme ces dernières sont de signes opposés, on peut conclure que la fonction F n'admet pas d'extrémum au point critique $(4, 2)$ (mais un point col).

- Le réel λ est valeur propre de $H_{(2,3)}$ si et seulement si $H_{(2,3)} - \lambda \cdot I_2 = \begin{pmatrix} 2 - \lambda & 1 \\ 1 & 2 - \lambda \end{pmatrix}$ est non-inversible, ce qui est le cas si et seulement si :

$$(2 - \lambda)^2 - 1 = 0 \iff (2 - \lambda - 1)(2 - \lambda + 1) = 0 \iff (1 - \lambda)(3 - \lambda) = 0.$$

Les deux valeurs propres de $H_{(2,3)}$ sont donc 1 et 3, de même signe, strictement positives : on en déduit qu'au point critique $(2, 3)$, la fonction F admet un minimum local.

2. On note $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ l'application définie, pour tout $x \in \mathbb{R}$, par : $\varphi(x) = x(x-2)(2x-5)$.

a) Pour tout réel $x \in [4, +\infty[$: $x-2 \geq 2$ et $2x-5 \geq 3$, donc par produit membre à membre d'inégalités entre réels strictement positifs :

$$\forall x \in [4; +\infty[, \quad (x-2)(2x-5) \geq 6 > 4.$$

b) Il suffit alors de multiplier les deux membres de l'inégalité par $x \geq 4$ pour obtenir :

$$\forall x \in [4, +\infty[, \quad x(x-2)(2x-5) \geq 4x \geq 16 > 4 \quad \text{donc} \quad \forall x \in [4, +\infty[, \quad \varphi(x) \geq 4x \quad \text{et} \quad \varphi(x) \in [4, +\infty[$$

3. On considère la suite réelle $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par $u_0 = 4$ et :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad u_{n+1} = F(1 + u_n, u_n)$$

a) En reprenant l'expression de la fonction F :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad u_{n+1} = (1 + u_n - 1)(u_n - 2)(1 + u_n + u_n - 6) = u_n(u_n - 2)(2u_n - 5) = \varphi(u_n)$$

b) On montre que : $\forall n \in \mathbb{N}, \underbrace{u_n \geq 4^{n+1}}_{\mathcal{P}(n)}$ par récurrence sur n .

I. $u_0 = 4 = 4^{0+1}$, donc $\mathcal{P}(0)$ est vraie.

H. Supposons $\mathcal{P}(n)$ vraie pour un certain entier $n \in \mathbb{N}$, et sous cette hypothèse montrons que $\mathcal{P}(n+1)$ est alors vraie, soit : $u_{n+1} \geq 4^{n+2}$.

On sait (H.R.) que : $u_n \geq 4^{n+1} \geq 4$, donc d'après l'inégalité obtenue en 2.b) :

$u_{n+1} = \varphi(u_n) \geq 4u_n \geq 4 \times 4^{n+1}$, ce qui donne bien : $u_{n+1} \geq 4^{n+2}$, et $\mathcal{P}(n+1)$ est vraie si $\mathcal{P}(n)$ l'est.

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

Ainsi : $\forall n \in \mathbb{N}, \quad u_n \geq 4^{n+1} \iff 0 < \frac{1}{u_n} \leq \frac{1}{4^{n+1}}$.

Or : $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{4^{n+1}}$ est une série géométrique de raison $\frac{1}{4} \in]-1, 1[$, donc elle converge. Le théorème de

comparaison des séries à termes positifs assure donc que la série $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{u_n}$ est elle-même convergente.

c) Remarquons que l'inégalité : $\forall n \in \mathbb{N}, \quad u_n \geq 4^{n+1}$ implique que $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = +\infty$ par comparaison, ce qui donne sa légitimité à l'algorithme demandé dans cette question :

```
n=0; u=4
while u < 1e10
    u = u*(u-2)*(2*u-5)
    n = n+1
end
disp(n)
```

À l'exécution, l'algorithme rend : $n = 3$, ce qui exprime une divergence rapide de la suite vers $+\infty$ assez logique étant donné qu'en fait : $\forall n \in \mathbb{N}, \quad u_{n+1} \geq 2u_n^3$.

4. On note $g : [4, +\infty[\rightarrow \mathbb{R}$ l'application définie, pour tout $x \in [4, +\infty[$, par : $g(x) = \frac{10}{\varphi(x)}$.

a) La fonction g est continue sur $[4, +\infty[$ puisque, comme on l'a vu : $\forall x \in [4, +\infty[$, $\varphi(x) \geq 4$, et au voisinage de $+\infty$:

$$g(x) = \frac{10}{x(x-2)(2x-5)} \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{5}{x^3}$$

Or : $\int_4^{+\infty} \frac{5}{x^3} dx$ est convergente, comme intégrale de Riemann (à une constante près), d'exposant $\alpha = \frac{3}{2} > 1$.

Le théorème de comparaison des intégrales de fonctions continues, positives assure donc que l'intégrale impropre $\int_4^{+\infty} g(x) dx$ est elle-même convergente.

b) Soit $x \in [4, +\infty[$:

$$\begin{aligned} \frac{a}{x} + \frac{b}{x-2} + \frac{c}{2x-5} &= \frac{a(x-2)(2x-5) + bx(2x-5) + cx(x-2)}{x(x-2)(2x-5)} \\ &= \frac{a(2x^2 - 9x + 10) + b(2x^2 - 5x) + c(x^2 - 2x)}{\varphi(x)} \\ &= \frac{(2a + 2b + c)x^2 + (-9a - 5b - 2c)x + 10a}{\varphi(x)} \end{aligned}$$

Ainsi par identification des coefficients, cette expression est égale à : $g(x) = \frac{10}{\varphi(x)}$ sur $[4, +\infty[$ si et seulement si :

$$\begin{cases} 2a + 2b + c = 0 \\ -9a - 5b - 2c = 0 \\ 10a = 10 \end{cases} \iff \begin{cases} a = 1 \\ 2b + c = -2 \\ 5b + 2c = -9 \end{cases} \iff \begin{cases} a = 1 \\ 2b + c = -2 \\ b = -5 \end{cases} \iff \begin{cases} a = 1 \\ b = -5 \\ c = 8 \end{cases}$$

Donc : $\forall x \in [4, +\infty[$, $g(x) = \frac{1}{x} - \frac{5}{x-2} + \frac{8}{2x-5}$.

5. De la question précédente, on déduit le calcul, pour tout réel $A \in [4, +\infty[$:

$$\begin{aligned} \int_4^A g(x) dx &= \int_4^A \frac{1}{x} dx - 5 \int_4^A \frac{1}{x-2} dx + 4 \int_4^A \frac{2}{2x-5} dx \\ &= [\ln(x)]_4^A - 5 [\ln(x-2)]_4^A + 4 [\ln(2x-5)]_4^A \\ &= \ln(A) - \ln(4) - 5 \ln(A-2) + 5 \ln(2) + 4 \ln(2A-5) - 4 \ln(3) \\ &= \ln\left(\frac{A}{A-2}\right) + 4 \ln\left(\frac{2A-5}{A-2}\right) + 3 \ln(2) - 4 \ln(3) \\ &= -\ln\left(1 - \frac{2}{A}\right) + 4 \ln\left(\frac{2 - \frac{5}{A}}{1 - \frac{2}{A}}\right) + 3 \ln(2) - 4 \ln(3) \end{aligned}$$

$\lim_{A \rightarrow +\infty} -\ln\left(1 - \frac{2}{A}\right) = -\ln(1) = 0$ et $\lim_{A \rightarrow +\infty} \ln\left(\frac{2 - \frac{5}{A}}{1 - \frac{2}{A}}\right) = 4 \ln(2)$, donc :

$$\int_4^{+\infty} g(x) dx = \lim_{A \rightarrow +\infty} \int_4^A g(x) dx = 7 \ln(2) - 4 \ln(3)$$

EXERCICE 3

Partie A

1. Soit U une variable à densité suivant une loi normale d'espérance $m = 0$ et de variance $\sigma^2 = \frac{1}{2}$.

a) Une densité de U est la fonction g définie sur \mathbb{R} par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, g(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-x^2}$$

b) D'après le cours, U suivant la loi normale $\mathcal{N}(0, \frac{1}{2})$ admet une variance égale à son moment d'ordre 2 puisque $E(U) = 0$, et qui vaut $\sigma^2 = \frac{1}{2}$, obtenue comme valeur de l'intégrale absolument convergente :

$\int_{-\infty}^{+\infty} t^2 g(t) dt$. La fonction $t \mapsto t^2 g(t)$ étant clairement paire, on en déduit la convergence de l'intégrale :

$$2 \int_0^{+\infty} t^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-t^2} dt = \frac{1}{2} \iff \int_0^{+\infty} t^2 e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{4}.$$

Soit F la fonction définie sur \mathbb{R} par :
$$\begin{cases} \forall x \leq 0, & F(x) = 0 \\ \forall x > 0, & F(x) = 1 - e^{-x^2}. \end{cases}$$

2. Ici la fonction F n'est pas donnée a priori à partir d'un calcul de fonction de répartition, on doit donc vérifier toutes les propriétés :

★ La fonction F est bien définie sur \mathbb{R} , constante nulle donc de classe \mathcal{C}^1 sur $] -\infty; 0[$; sur $]0; +\infty[$ elle est également de classe \mathcal{C}^1 comme composée de fonctions de classe \mathcal{C}^1 .

$\lim_{x \rightarrow 0^+} F(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} 1 - e^{-x^2} = 1 - e^0 = 0 = F(0) = \lim_{x \rightarrow 0^+} F(x)$, donc F est continue sur tout \mathbb{R} , de classe \mathcal{C}^1 sur \mathbb{R} sauf peut-être en 0.

★ $\forall x > 0, F'(x) = 2xe^{-x^2} > 0$. La fonction F est donc strictement croissante sur \mathbb{R}^{+*} , étant continue sur \mathbb{R} elle est finalement croissante sur \mathbb{R} .

Remarque : $\lim_{x \rightarrow 0^+} F'(x) = 0 = \lim_{x \rightarrow 0^-} F'(x)$, donc F est en fait de classe \mathcal{C}^1 sur tout \mathbb{R} .

★ $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} 0 = 0$, et $\lim_{x \rightarrow +\infty} -x^2 = -\infty$, donc $\lim_{x \rightarrow -\infty} 1 - e^{-x^2} = 1 - 0 = 1 = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x)$.

La fonction F vérifie bien toutes les conditions pour être la fonction de répartition d'une variable aléatoire à densité, où cette dernière est définie par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = F'(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ 2xe^{-x^2} & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

3. Soit X une variable aléatoire admettant f pour densité.

a) La v.a.r. X admet une densité si et seulement si l'intégrale : $\int_{-\infty}^{+\infty} tf(t) dt$ est absolument convergente.

La fonction $t \mapsto tf(t)$ étant nulle sur $] -\infty; 0]$ et positive sur $]0; +\infty[$, il suffit donc de vérifier la convergence de l'intégrale généralisée : $\int_0^{+\infty} tf(t) dt = 2 \int_0^{+\infty} t^2 e^{-t^2} dt$.

La convergence ayant déjà été démontrée à la question 1.b), on en conclut que X admet une espérance qui vaut :

$$E(X) = 2 \int_0^{+\infty} t^2 e^{-t^2} dt = 2 \times \frac{\sqrt{\pi}}{4} = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$$

b) Pour tout réel négatif y , on conclut immédiatement que $P(X^2 \leq y) = 0$ comme probabilité d'un événement impossible, car X^2 ne prend que des valeurs réelles positives.

Pour tout réel $y > 0$:

$$\begin{aligned} P(X^2 \leq y) &= P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}) = P(-\sqrt{y} < X \leq \sqrt{y}) \text{ car } X \text{ est à densité} \\ &= F(\sqrt{y}) - F(-\sqrt{y}) = 1 - e^{-(\sqrt{y})^2} - 0 \text{ car } -\sqrt{y} < 0 \\ P(X^2 \leq y) &= 1 - e^{-y} \end{aligned}$$

c) D'après la question précédente, la v.a.r. $Y = X^2$ a pour fonction de répartition

$$F_Y : y \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } y \leq 0 \\ 1 - e^{-y} & \text{si } y > 0 \end{cases}, \text{ ce qui caractérise la } \mathbf{\text{loi exponentielle de paramètre 1.}}$$

On sait en particulier que $Y = X^2$ admet une espérance, qui vaut : $E(Y) = 1$, ce qui revient à dire que X admet un moment d'ordre 2 de même valeur.

Mais alors, X admet une variance donnée par la formule de Koenig-Huygens :

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

Partie B

1. Soit Z une variable aléatoire suivant une loi géométrique de paramètre p .

D'après le cours : $Z(\Omega) = \mathbb{N}^*$, et $P(Z = k) = (1 - p)^{k-1}p$ pour tout entier $k \in \mathbb{N}^*$, tandis que $E(Z) = \frac{1}{p}$ et $V(Z) = \frac{1-p}{p^2}$.

2. Soient un entier n supérieur ou égal à 2, et n variables aléatoires indépendantes Z_1, Z_2, \dots, Z_n suivant toutes la loi géométrique de paramètre p .

On considère la variable aléatoire $M_n = \frac{1}{n}(Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n)$.

a) Par linéarité de l'espérance, $E(M_n)$ existe et vaut :

$$m = E(M_n) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(Z_i) = \frac{1}{n} \times nE(Z_1) = \frac{1}{p}$$

puisque les Z_i suivent toutes la même loi.

L'indépendance mutuelle des v.a.r. Z_i permet aussi de conclure que M_n admet une variance, qui vaut :

$$V(Z_n) = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n V(Z_k) = \frac{1}{n^2} \times nV(Z_1) = \frac{1-p}{np^2}$$

D'où l'écart-type de M_n : $\sigma_n = \sqrt{Mn} = \sqrt{\frac{1-p}{np^2}}$.

b) Citons proprement le théorème de la limite centrée : Z_1, Z_2, \dots, Z_n sont des variables aléatoires réelles indépendantes et identiquement distribuées, admettant une espérance et une variance.

La variable $M_n = \frac{1}{n}(Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n)$ représente la moyenne empirique de l'échantillon, et a

pour variable centrée réduite associée : $M_n^* = \frac{M_n - m}{\sigma_n}$.

D'après le théorème de la limite centrée : la suite $(M_n^*)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en loi vers une v.a.r. suivant la loi normale centrée réduite $\mathcal{N}(0, 1)$.

Cela se traduit par la relation :

$$\forall (a, b) \in \mathbb{R}^2 \text{ avec } a < b, \lim_{n \rightarrow +\infty} P(a \leq M_n^* \leq b) = \int_a^b \varphi(t) dt$$

où $\varphi : x \mapsto \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$ est la densité de la loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

Dans notre cas : $P(0 \leq M_n - m \leq \sigma_n) = P(0 \leq M_n^* \leq 1)$, donc :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(0 \leq M_n - m \leq \sigma_n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^1 e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$