

EXERCICE 1

Dans tout l'exercice, la lettre n désigne un entier naturel non nul.
 On considère la fonction f_n définie par :

$$\forall x \in [0, 1], f_n(x) = \sum_{k=1}^n kx^k = x + 2x^2 + 3x^3 + \dots + nx^n$$

1. 1.a. Montrer que f_n est strictement croissante sur $[0, 1]$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. La fonction f_n est polynomiale, elle est donc dérivable sur $[0, 1]$ et, pour tout $x \in [0, 1]$:

$$\begin{aligned} f'_n(x) &= \sum_{k=1}^n k^2 x^{k-1} \\ &= 1 + \sum_{k=2}^n k^2 x^{k-1} \\ &\geq 1 \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} x \geq 0$$

Par conséquent :

$$\forall x \in [0, 1], f'_n(x) > 0$$

Conclusion : pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, la fonction f_n est strictement croissante sur $[0, 1]$.

1.b. En déduire que l'équation $f_n(x) = 1$, d'inconnue x , possède une seule solution, notée u_n , élément de $[0, 1]$.
 Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

- On sait que la fonction f_n est :
 - ✓ continue sur $[0, 1]$ (car polynomiale),
 - ✓ strictement croissante sur $[0, 1]$ (question précédente).

Ainsi, par théorème de bijection, la fonction f_n est bijective de $[0, 1]$ dans $f([0, 1])$.

Or f est croissante sur $[0, 1]$, donc

$$f([0, 1]) = [f(0); f(1)]$$

Mais :

$$f(0) = 0$$

et

$$\begin{aligned} f(1) &= \sum_{k=1}^n k \\ &= \frac{n(n+1)}{2} \end{aligned}$$

Par conséquent, la fonction f_n est bijective de $[0, 1]$ dans $\left[0; \frac{n(n+1)}{2}\right]$.

- Enfin, $n \geq 1$, donc $n(n+1) \geq 2$ et ainsi $1 \in \left[0; \frac{n(n+1)}{2}\right]$.

Par conséquent, 1 possède un et un seul antécédent dans $[0, 1]$ par f_n .

Conclusion : pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, l'équation $f_n(x) = 1$ possède une unique solution sur $[0, 1]$, notée u_n .

1.c. Donner la valeur de u_1 .

Par définition, u_1 est l'unique solution sur $[0, 1]$ de l'équation $f_1(x) = 1$. Or, pour tout $x \in [0, 1]$, $f_1(x) = x$.

Conclusion : $u_1 = 1$.

2. 2.a. Pour tout réel x de $[0, 1]$, exprimer $f_{n+1}(x)$ en fonction de $f_n(x)$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Soit $x \in [0, 1]$. On a :

$$f_{n+1}(x) = \sum_{k=1}^{n+1} kx^k$$

♥ L'avis du chef ! ♥

Un très bon exercice, très classique, sur les suites implicites. Parfait pour s'entraîner, dès la 1A, même s'il est parfois un peu trop guidé...

✍ Rédaction

On rédige en deux temps :
 • le théorème de bijection appliqué à f_n
 • l'existence d'un unique antécédent de 1 par f_n .

Important !

On veut une expression claire de l'intervalle image pour justifier que $1 \in f([0, 1])$. C'est indispensable pour conclure !

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=1}^n kx^k + (n+1)x^{n+1} \\
&= f_n(x) + (n+1)x^{n+1}
\end{aligned}$$

Conclusion : $\forall n \in \mathbb{N}^*, \forall x \in [0; 1], f_{n+1}(x) = f_n(x) + (n+1)x^{n+1}$.

2.b. En déduire que $f_{n+1}(u_n) \geq 1$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. D'après la question précédente, licite car $u_n \in [0; 1]$:

$$\begin{aligned}
f_{n+1}(u_n) &= f_n(u_n) + (n+1)u_n^{n+1} \\
&= 1 + (n+1)u_n^{n+1} \\
&\geq 1
\end{aligned}$$

$\left. \begin{array}{l} \text{par définition de } u_n, f_n(u_n) = 1 \\ u_n \geq 0 \text{ et } n+1 \geq 0, \text{ donc } (n+1)u_n^{n+1} \geq 0 \end{array} \right\}$

Conclusion : $\forall n \in \mathbb{N}^*, f_n(u_n) \geq 1$.

2.c. Utiliser les variations de f_{n+1} pour conclure que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est décroissante.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. D'après la question précédente :

$$f_{n+1}(u_n) \geq 1$$

Mais, par définition, $f_{n+1}(u_{n+1}) = 1$... D'où :

$$f_{n+1}(u_n) \geq f_{n+1}(u_{n+1})$$

Or f_{n+1} est strictement croissante sur $[0; 1]$ (et $u_n, u_{n+1} \in [0; 1]$) :

$$u_n \geq u_{n+1}$$

Conclusion : la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante.

2.d. Montrer que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est convergente. On note ℓ sa limite.

On sait que la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est :

- ✓ décroissante (question précédente),
- ✓ minorée (par 0 par définition).

Conclusion : par théorème de convergence monotone, la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge vers un réel ℓ .
Et, comme pour tout $n \in \mathbb{N}$, $u_n \in [0; 1]$, on a $\ell \in [0; 1]$.

Important !

La **stricte** monotonie est nécessaire pour "désappliquer" une fonction sur une inégalité, qu'elle soit large ou stricte.

♥ **L'avis du chef !** ♥

C'est un peu dommage que l'énoncé soit à ce point détaillé...

► **Réflexe !**

Quand on a une minoration/majoration sur une suite convergente, on en obtient également une sur sa limite : cela ne coûte pas grand chose et peut ensuite servir. Autant le préciser...

SUR LES SUITES IMPLICITES...

On peut résumer les suites implicites en deux cas :

(1) les suites $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ solutions d'une équation $f(x) = v_n$, où $(v_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite connue et f une fonction **ne dépendant pas de n** .

Dans ce cas, après avoir démontré le caractère bijectif de f (sur un bon intervalle, permettant de définir u_n), on peut écrire :

$$\forall n \in \mathbb{N}, u_n = f^{-1}(v_n)$$

Cette expression permet alors bien souvent d'obtenir variation et limite de la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$.

Dans les annales :

- Ecricome 2023 Appli - Exercice 2
- EDHEC 2021 E - Exercice 1
- EML 2020 E - Exercice 1 (on part d'une suite implicite définie comme dans second cas, mais on se ramène ensuite à ce cas-ci)

(2) les suites $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ solutions d'une équation $f_n(x) = a$, où a est un réel **ne dépendant pas de n** et f_n une fonction dépendant de n .

Dans ce cas, l'étude du sens de variations de $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ suit très souvent le schéma suivant :

- (a) comparer $f_n(x)$ et $f_{n+1}(x)$ dans le but de comparer $f_n(u_n)$ et $f_{n+1}(u_n)$;
- (b) puisque $f_n(u_n) = a = f_{n+1}(u_{n+1})$, on en déduit une comparaison de $f_{n+1}(u_n)$ et $f_{n+1}(u_{n+1})$;
- (c) on en déduit une comparaison entre u_n et u_{n+1} à l'aide des variations de f_{n+1} .

Dans les annales :

- Ecricome 2019 E - Exercice 2
- Ecricome 2008 E - Exercice 2
- EDHEC 2000 E - Exercice 3

Dans les deux cas, il faut se laisser guider par l'énoncé qui donne souvent des pistes, et **revenir à l'égalité définissant la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$** en cas de difficulté/doute !

3. 3.a. Pour tout réel $x \neq 1$, rappeler la formule donnant $\sum_{k=0}^n x^k$ en fonction de x et n .

$$\text{Conclusion : } \forall n \in \mathbb{N}^*, \forall x \neq 1, \sum_{k=0}^n x^k = \frac{1 - x^{n+1}}{1 - x}.$$

3.b. En déduire que, pour tout réel x différent de 1, on a l'égalité :

$$\sum_{k=1}^n kx^{k-1} = \frac{nx^{n+1} - (n+1)x^n + 1}{(1-x)^2}$$

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Posons $g : x \mapsto \sum_{k=1}^n x^k$.

- La fonction g est polynomiale, donc dérivable sur \mathbb{R} et, par linéarité de la dérivation :

$$\forall x \in \mathbb{R}, g'(x) = \sum_{k=1}^n kx^{k-1}$$

- On sait également que pour tout $x \in \mathbb{R} \setminus \{1\}$:

$$\begin{aligned} g(x) &= \sum_{k=0}^n x^k - 1 \\ &= \frac{1 - x^{n+1}}{1 - x} - 1 \end{aligned}$$

En dérivant sous cette forme, on a, pour tout $x \in \mathbb{R} \setminus \{1\}$:

$$\begin{aligned} g'(x) &= \frac{-(n+1)x^n(1-x) - (1-x^{n+1})(-1)}{(1-x)^2} \\ &= \frac{-(n+1)x^n + (n+1)x^{n+1} + 1 - x^{n+1}}{(1-x)^2} \\ &= \frac{1 - (n+1)x^n + nx^{n+1}}{(1-x)^2} \end{aligned}$$

$$\text{Conclusion : } \forall n \in \mathbb{N}^*, \forall x \neq 1, \sum_{k=1}^n kx^{k-1} = \frac{nx^{n+1} - (n+1)x^n + 1}{(1-x)^2}.$$

3.c. Donner alors une expression sans symbole \sum de $f_n(x)$ pour $x \in [0, 1[$.

$$\text{Conclusion : } \forall n \in \mathbb{N}^*, \forall x \in [0; 1[, f_n(x) = \frac{nx^{n+2} - (n+1)x^{n+1} + x}{(1-x)^2}.$$

4. 4.a. Déterminer u_2 puis en déduire que, si n est supérieur ou égal à 2, on a : $0 \leq u_n \leq \frac{1}{2}$.

- Par définition, u_2 est l'unique solution sur $[0; 1]$ de l'équation $f_2(x) = 1$. Or, pour tout $x \in [0; 1]$:

$$\begin{aligned} f_2(x) = 1 &\iff 2x^2 + x - 1 = 0 \\ &\iff \begin{cases} x = -1 \\ \text{ou} \\ x = \frac{1}{2} \end{cases} \quad \curvearrowright x \in [0; 1] \\ &\iff x = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

$$\text{Conclusion : } u_2 = \frac{1}{2}.$$

- Par définition, on a déjà pour tout $n \in \mathbb{N}$, $u_n \geq 0$. Et d'après la question 2.c, la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante. Ainsi :

$$\forall n \in \mathbb{Z}; +\infty[, u_n \leq u_2$$

$$\text{Conclusion : } \forall n \in \mathbb{Z}; +\infty[, 0 \leq u_n \leq \frac{1}{2}.$$

Petite remarque

On peut également poser $g : x \mapsto \sum_{k=0}^n x^k$, dont la dérivée est encore la fonction $x \mapsto \sum_{k=1}^n kx^{k-1}$... Au choix !

♥ Astuce du chef ! ♥

Pour simplifier les calculs, on n'utilise volontairement pas l'autre formule de somme géométrique donnant directement $\sum_{k=p}^n x^k$... On ne met pas non plus sur même dénominateur !

Ca fait plaisir !

On aime commencer en reconnaissant une des questions classiques !

4.b. En déduire $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n^n$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} nu_n^n$.

- D'après la question précédente et par croissance, pour tout $n \in \mathbb{N}$, de la fonction \cdot^n sur \mathbb{R}^+ :

$$\forall n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket, 0 \leq u_n^n \leq \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

Or $\frac{1}{2} \in]-1; 1[$, donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^n = 0$.

Conclusion : par théorème d'encadrement, on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n^n = 0$.

- En reprenant l'encadrement précédent, on obtient :

$$\forall n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket, 0 \leq nu_n^n \leq n \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

Or $\frac{1}{2} \in]-1; 1[$, donc par croissances comparées, on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} n \left(\frac{1}{2}\right)^n = 0$.

Conclusion : par théorème d'encadrement, on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} nu_n^n = 0$.

4.c. En revenant à la définition de u_n , montrer, pour $n \geq 2$, l'égalité :

$$u_n^2 - 3u_n + 1 = nu_n^{n+2} - (n+1)u_n^{n+1}$$

Soit $n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket$. Par définition de u_n , on a :

$$f_n(u_n) = 1$$

Autrement dit, d'après la question 3.c, licite car $n \geq 2$, donc $u_n \in [0; 1[$:

$$\frac{nu_n^{n+2} - (n+1)u_n^{n+1} + u_n}{(1-u_n)^2} = 1$$

D'où :

$$nu_n^{n+2} - (n+1)u_n^{n+1} + u_n = (1-u_n)^2$$

Et donc :

$$nu_n^{n+2} - (n+1)u_n^{n+1} = 1 - 2u_n + u_n^2 - u_n$$

Conclusion : $\forall n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket, u_n^2 - 3u_n + 1 = nu_n^{n+2} - (n+1)u_n^{n+1}$.

✓ Rigueur !
Quand on utilise un théorème ou une propriété, on en rappelle les hypothèses pour vérifier que l'on peut le faire. Quand on utilise un résultat précédent, on fait de même !

4.d. Donner finalement la valeur de ℓ .

D'après la question précédente, on a pour tout $n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket$:

$$\begin{aligned} u_n^2 - 3u_n + 1 &= nu_n^{n+2} - (n+1)u_n^{n+1} \\ &= u_n^2 \times nu_n^n - u_n \times nu_n^n - u_n \times u_n^n \end{aligned}$$

Or $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge, donc en utilisant la question 4.b on obtient, par opérations sur les limites :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n^2 \times nu_n^n = 0 ; \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n \times nu_n^n = 0 ; \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} u_n \times u_n^n = 0$$

D'où, en passant à la limite quand $n \rightarrow +\infty$ dans l'égalité ci-dessus, on obtient :

$$\ell^2 - 3\ell + 1 = 0$$

L'équation $x^2 - 3x + 1 = 0$ possède deux solutions sur \mathbb{R} :

$$\frac{3 + \sqrt{5}}{2} \quad \text{et} \quad \frac{3 - \sqrt{5}}{2}$$

Or on sait que $\ell \in [0; 1]$ et $\frac{3 + \sqrt{5}}{2} > \frac{3}{2}$, donc $\frac{3 + \sqrt{5}}{2} \notin [0; 1]$.

Conclusion : $\ell = \frac{3 - \sqrt{5}}{2}$.

EXERCICE 2

♥ L'avis du chef ! ♥

Exercice très classique d'algèbre linéaire. A savoir traiter en entier... et même avec un peu moins d'aide de la part de l'énoncé !

On note E l'ensemble des matrices de la forme $M(a, b) = \begin{pmatrix} a & b & a \\ b & 2a - b & b \\ a & b & a \end{pmatrix}$, où a et b sont des réels.

1. 1.a. Montrer que E est un sous-espace vectoriel de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.

On a :

$$\begin{aligned} E &= \{M(a, b), (a, b) \in \mathbb{R}^2\} \\ &= \left\{ a \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 0 & 2 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix} + b \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & -1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}, (a, b) \in \mathbb{R}^2 \right\} \\ &= \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 0 & 2 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & -1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \right) \\ &= \text{Vect}(M(1, 0), M(0, 1)) \end{aligned}$$

Et $M(1, 0), M(0, 1) \in \mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.

Conclusion : E est un sous-espace vectoriel de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.

1.b. Donner une base de E et en déduire sa dimension.

La famille $(M(1, 0), M(0, 1))$ est :

- ✓ génératrice de E d'après la question précédente,
- ✓ libre car seulement constituée de deux vecteurs non colinéaires.

Conclusion : la famille $(M(1, 0), M(0, 1))$ est une base de E et donc $\dim(E) = \text{Card}(M(1, 0), M(0, 1)) = 2$.

2. Justifier sans calcul que les matrices de E sont diagonalisables mais pas inversibles.

- Remarquons que les matrices de E sont symétriques (à coefficients réels), donc sont diagonalisables.
- Remarquons également que les colonnes 1 et 3 des matrices $M(a, b)$ sont identiques ; donc les matrices $M(a, b)$ ne sont pas inversibles.

Conclusion : les matrices de E sont diagonalisables mais pas inversibles.

Dans toute la suite, sauf la dernière question, on étudie un exemple.

On note I la matrice identité de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ et on considère la matrice $A = \begin{pmatrix} 1 & 3 & 1 \\ 3 & -1 & 3 \\ 1 & 3 & 1 \end{pmatrix}$.

3. Vérifier que A appartient à E .

On remarque que $A = M(1, 3)$.

Conclusion : $A \in E$.

4. Écrire une fonction Python d'en-tête `matA()` retournant la matrice A .

```
1 import numpy as np
2
3 def matA():
4     return np.array([[1, 3, 1], [3, -1, 3], [1, 3, 1]])
```

5. 5.a. Quelle valeur propre de A la question 2 permet-elle d'obtenir ?

D'après la question 2, la matrice A n'est pas inversible.

Conclusion : 0 est valeur propre de A .

5.b. Montrer que les matrices $A - 5I$ et $A + 4I$ ne sont pas inversibles. En déduire deux autres valeurs propres de A .

Il est également possible de déterminer $\ker(A - 5I)$, qui permet à la fois de répondre à cette question et d'anticiper la suivante.

♥ Astuce du chef ! ♥

Remarquer l'égalité $C_1 + C_2 + C_3 = 0_{3,1}$ nous permet de mettre en évidence un vecteur du noyau de la matrice $A - 5I$ (utile en question suivante)...

En effet, si C_1, C_2, C_3 sont les colonnes d'une matrice B , on a :

$$B \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} = xC_1 + yC_2 + zC_3,$$

$$\text{donc : } \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in \ker(B) \iff$$

$$xC_1 + yC_2 + zC_3 = 0_{3,1}$$

- On a :

$$\begin{aligned} \text{rg}(A - 5I) &= \text{rg} \left(\begin{pmatrix} -4 & 3 & 1 \\ 3 & -6 & 3 \\ 1 & 3 & -4 \end{pmatrix} \right) && \hookrightarrow C_1 + C_2 + C_3 = 0_{3,1}, \text{ donc } C_3 = -C_1 - C_2 \\ &= \text{rg} \left(\begin{pmatrix} -4 \\ 3 \\ 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 3 \\ -6 \\ 3 \end{pmatrix} \right) && \hookrightarrow \begin{pmatrix} -4 \\ 3 \\ 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 3 \\ -6 \\ 3 \end{pmatrix} \text{ ne sont pas colinéaires} \\ &= 2 \\ &< 3 \end{aligned}$$

Par conséquent, la matrice $A - 5I$ n'est pas inversible.

- On a :

$$\begin{aligned} \text{rg}(A + 4I) &= \text{rg} \left(\begin{pmatrix} 5 & 3 & 1 \\ 3 & 3 & 3 \\ 1 & 3 & 5 \end{pmatrix} \right) && \hookrightarrow C_1 - 2C_2 + C_3 = 0_{3,1}, \text{ donc } C_3 = -C_1 + 2C_2 \\ &= \text{rg} \left(\begin{pmatrix} 9 \\ 3 \\ 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 3 \\ 3 \\ 3 \end{pmatrix} \right) && \hookrightarrow \begin{pmatrix} 9 \\ 3 \\ 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 3 \\ 3 \\ 3 \end{pmatrix} \text{ ne sont pas colinéaires} \\ &= 2 \\ &< 3 \end{aligned}$$

Par conséquent, la matrice $A + 4I$ n'est pas inversible.

Conclusion : 5 et -4 sont également des valeurs propres de A .

5.c. Déterminer une base de chaque sous-espace propre de A puis construire une base (U, V, W) de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ formée de vecteurs propres de A (on prendra pour chacun d'entre eux la première composante égale à 1). Pour tout $\lambda \in \text{Sp}(A)$, on note $E_\lambda(A)$ l'espace propre de A associé à la valeur propre λ .

- ★ Pour 5 :

D'après la question précédente, $\text{rg}(A - 5I) = 2$. Or, par théorème du rang :

$$\dim(\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})) = \text{rg}(A - 5I) + \dim(\ker(A - 5I))$$

D'où, d'après la question précédente :

$$\dim(E_5(A)) = 1$$

Remarquons aussi que $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \in E_5(A)$. Par conséquent, la famille $\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$ est une famille de

$E_5(A)$ qui est :

- ✓ libre car constituée d'un unique vecteur non nulle,
- ✓ de cardinal 1, égal à $\dim(E_5(A))$.

Conclusion : la famille $\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$ est une base de $E_5(A)$.

- ★ Pour -4 :

On procède de la même façon...

Conclusion : la famille $\left(\begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$ est une base de $E_{-4}(A)$.

- ★ Pour 0 :

On sait déjà que 0 est valeur propre, donc $\text{rg}(A) \leq 2$. Mais la matrice A contient deux colonnes non colinéaires (les deux premières), donc $\text{rg}(A) \geq 2$.

On en déduit :

$$\text{rg}(A) = 2$$

Puis on termine comme ci-dessus.

Conclusion : la famille $\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix} \right)$ est une base de $E_0(A)$.

☞ Rappel...

$$E_\lambda(A) = \ker(A - \lambda I)$$

- Notons ainsi $U = \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}$, $V = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}$ et $W = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$. La famille (U, V, W) est une famille de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$

qui est :

- ✓ libre car constituée de vecteurs propres de A associés à des valeurs propres distinctes ;
- ✓ de cardinal 3, égal à $\dim(\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R}))$.

Conclusion : la famille (U, V, W) est une base de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ formée de vecteurs propres de A qui convient.

♣ Méthode !

Si en question précédente on résout les systèmes $AX = 5X$ et $AX = -4X$, on obtient des vecteurs générateurs des espaces propres $E_5(A)$ et $E_{-4}(A)$ respectivement. On mentionne ensuite le fait qu'ils soient non nuls pour conclure sur des bases. Bref, comme d'habitude, plusieurs méthodes sont possibles !

6. On considère les instructions Python suivantes :

```
1 r1=al.matrix_rank(matA()-5*np.eye(3,3))
2 r2=al.matrix_rank(matA()+4*np.eye(3,3))
3 print('r1=',r1)
4 print('r2=',r2)
```

Utiliser la question précédente pour donner les valeurs de r_1 et r_2 renvoyées par ce script.

Ce programme affiche les rangs des matrices $A - 5I$ et $A + 4I$...

Conclusion : d'après les questions précédentes, $r_1 = r_2 = 2$.

7. 7.a. Vérifier que les vecteurs U, V et W sont vecteurs propres de toutes les matrices de E .

Notons déjà que ces vecteurs sont bien non nuls (ce sont des vecteurs propres associés à A). Soit ensuite $(a, b) \in \mathbb{R}^2$. On a ensuite :

- Pour U :

$$\begin{aligned} M(a, b) \times U &= \begin{pmatrix} 2a - 2b \\ -4a + 4b \\ 2a - 2a \end{pmatrix} \\ &= (2a - 2b) \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix} \\ &= (2a - 2b)U \end{aligned}$$

Conclusion : $2a - 2b$ est valeur propre de $M(a, b)$ et U en est un vecteur propre associé.

- Pour V :

$$\begin{aligned} M(a, b) \times V &= \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\ &= 0U \end{aligned}$$

Conclusion : 0 est valeur propre de $M(a, b)$ et V en est un vecteur propre associé.

- Pour W :

$$\begin{aligned} M(a, b) \times W &= \begin{pmatrix} 2a + b \\ 2a + b \\ 2a + b \end{pmatrix} \\ &= (2a + b) \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \\ &= (2a + b)W \end{aligned}$$

Conclusion : $2a + b$ est valeur propre de $M(a, b)$ et W en est un vecteur propre associé.

Conclusion : les vecteurs U, V, W sont des vecteurs propres de toutes les matrices de E .

Petite remarque

L'énoncé pourrait guider autrement et procéder comme dans le sujet EML 2025 Appli - Exercice 2.

7.b. Soit n un entier naturel non nul. En utilisant la matrice P dont les colonnes sont les vecteurs U, V et W , indiquer comment obtenir la puissance n -ième de n'importe quelle matrice de E (seule la démarche est exigée, les calculs et leurs résultats numériques ne sont pas demandés).

Soit $(a, b) \in \mathbb{R}^2$. Par définition, la matrice P est la matrice de passage de la base canonique de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ dans la base (U, V, W) ; elle est donc inversible et, par formule de changement de base :

$$M(a, b) = PD(a, b)P^{-1}$$

$$\text{où } D(a, b) = \begin{pmatrix} 2a - 2b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2a + b \end{pmatrix}.$$

On démontre ensuite par récurrence :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, M(a, b)^n = PD(a, b)^n P^{-1}$$

Puisque $D(a, b)$ est diagonale, $D(a, b)^n = \begin{pmatrix} (2a-2b)^n & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (2a+b)^n \end{pmatrix}$ et il resterait à calculer P^{-1} puis

$PD(a, b)^n P^{-1}$...

- 7.c. En déduire, sans la commande `al.matrix_power`, et toujours pour $n \in \mathbb{N}^*$, une fonction **Python** d'en-tête `puissanceM(a, b, n)` renvoyant $M(a, b)^n$.

Voici :

```
1 import numpy as np
2 import numpy.linalg as al
3
4 def puissanceM(a, b, n):
5     Dn=np.diag([(2*a-2*b)**n,0,(2*a+b)**n])
6     P=np.array([[1,1,1],[-2,0,1],[1,-1,1]])
7     return np.dot(P,np.dot(Dn,al.inv(P)))
```


EXERCICE 3

On suppose que les variables aléatoires présentées dans cet exercice sont toutes définies sur un même espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

Dans tout l'exercice, la lettre n désigne un entier naturel non nul.

1. Soit f_n la fonction définie par $f_n(x) = \begin{cases} \left(1 - \frac{x}{n}\right)^{n-1} & \text{si } 0 \leq x \leq n \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$.

Vérifier que f_n est une densité.

• Continuité.

- * Sur $]-\infty; 0[$: la fonction f_n est continue sur $]-\infty; 0[$ car constante sur cet intervalle.
- * Sur $[0; n]$: la fonction f_n est continue sur $[0; n]$ comme fonction polynomiale sur cet intervalle.
- * Sur $]n; +\infty[$: la fonction f_n est continue sur $]n; +\infty[$ car constante sur cet intervalle.

Conclusion : la fonction f_n est continue sur \mathbb{R} sauf éventuellement en 0 et en n .

• Positivité.

- * Sur $]-\infty; 0[$: $\forall x \in]-\infty; 0[, f_n(x) = 0 \geq 0$.
- * Sur $[0; n]$: pour tout $x \in [0; n]$:

$$\frac{x}{n} \leq 1$$

donc :

$$1 - \frac{x}{n} \geq 0$$

et ainsi :

$$f_n(x) \geq 0$$

- * Sur $]n; +\infty[$: $\forall x \in]n; +\infty[, f_n(x) = 0 \geq 0$.

Conclusion : $\forall x \in \mathbb{R}, f_n(x) \geq 0$.

• $\int_{-\infty}^{+\infty} f_n(x) dx$?

- * L'intégrale $\int_{-\infty}^0 f_n(x) dx$ est convergente et vaut 0.
- * L'intégrale $\int_0^n f_n(x) dx$ n'est pas impropre et :

$$\begin{aligned} \int_0^n f_n(x) dx &= \int_0^n \left(1 - \frac{x}{n}\right)^{n-1} dx \\ &= \frac{-1}{n^{n-1}} \int_0^n -(n-x)^{n-1} dx \\ &= \frac{-1}{n^{n-1}} \left[\frac{1}{n} (n-x)^n \right]_0^n \\ &= \frac{1}{n^{n-1}} \times \frac{n^n}{n} \\ &= 1 \end{aligned}$$

$\curvearrowright n-1 \neq -1$

- * L'intégrale $\int_n^{+\infty} f_n(x) dx$ est convergente et vaut 0.

Conclusion : l'intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} f_n(x) dx$ est convergente et, par relation de Chasles, vaut 1.

Conclusion : f_n est une densité.

Dans la suite, on considère une suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ de variables aléatoires telle que, pour tout entier naturel n non nul, X_n admet f_n comme densité.

2. 2.a. Justifier que $\mathbb{E} \left(1 - \frac{X_n}{n}\right)$ et $\mathbb{E} \left(\left(1 - \frac{X_n}{n}\right)^2 \right)$ existent et donner leur expression en fonction de n .

Notons $Y_n = 1 - \frac{X_n}{n}$.

- On considère que $X_n(\Omega) = [0; n]$ et ainsi on obtient :

$$Y_n(\Omega) = [0; 1]$$

La variable aléatoire Y_n est ainsi bornée : elle admet donc un moment à tout ordre.

Conclusion : $\mathbb{E} \left(1 - \frac{X_n}{n}\right)$ et $\mathbb{E} \left(\left(1 - \frac{X_n}{n}\right)^2 \right)$ existent.

Petite remarque
 f_n est continue en n , mais pas en 0.

Petite remarque
 C'est une question de goût de factoriser par $\frac{1}{n^{n-1}}$: pour éviter la fraction dans la puissance...

Rappel...
 Si $m \neq -1$, une primitive de u^m est $\frac{1}{m+1} u^{m+1}$. Je conseille donc de bien faire apparaître u^m : **NE PAS OUBLIER u' !**

Astuce du chef !
 On va l'utiliser à plusieurs reprises, alors autant lui donner un nom !

- Puis, par théorème de transfert, licite car la fonction $x \mapsto 1 - \frac{x}{n}$ est continue sur $X_n(\Omega)$ ($X_n(\Omega) = [0; n]$) :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(1 - \frac{X_n}{n}\right) &= \int_0^n \left(1 - \frac{x}{n}\right) f_n(x) dx \\ &= \int_0^n \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n dx \\ &= \frac{-1}{n^n} \int_0^n -(n-x)^n dx \\ &= \frac{-1}{n^n} \left[\frac{1}{n+1} (n-x)^{n+1} \right]_0^n \quad \left. \begin{array}{l} \curvearrowright \\ n \neq -1 \end{array} \right. \\ &= \frac{1}{n^n} \frac{n^{n+1}}{n+1} \\ &= \frac{n}{n+1} \end{aligned}$$

- Également par théorème de transfert, licite car la fonction $x \mapsto \left(1 - \frac{x}{n}\right)^2$ est continue sur $X_n(\Omega)$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(\left(1 - \frac{X_n}{n}\right)^2\right) &= \int_0^n \left(1 - \frac{x}{n}\right)^2 f_n(x) dx \\ &= \int_0^n \left(1 - \frac{x}{n}\right)^{n+1} dx \\ &= \frac{-1}{n^{n+1}} \int_0^n -(n-x)^{n+1} dx \\ &= \frac{-1}{n^{n+1}} \left[\frac{1}{n+2} (n-x)^{n+2} \right]_0^n \quad \left. \begin{array}{l} \curvearrowright \\ n+1 \neq -1 \end{array} \right. \\ &= \frac{1}{n^{n+1}} \frac{n^{n+2}}{n+2} \\ &= \frac{n}{n+2} \end{aligned}$$

2.b. En déduire que X_n possède une espérance et une variance et donner leur expression en fonction de n .

- **Espérance.**

Avec les notations de la question précédente :

$$X_n = n(1 - Y_n)$$

Or Y_n possède une espérance (question précédente), donc X_n également car c'est une fonction affine de Y_n et :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_n) &= \mathbb{E}(n(1 - Y_n)) \\ &= n(1 - \mathbb{E}(Y_n)) \\ &= n\left(1 - \frac{n}{n+1}\right) \\ &= \frac{n}{n+1} \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \curvearrowright \text{ linéarité de l'espérance} \\ \curvearrowright \text{ question précédente} \end{array} \right.$$

- **Variance.**

La variable aléatoire Y_n admet une variance et, d'après la formule de Koenig-Huygens :

$$\begin{aligned} \mathbb{V}(Y_n) &= \mathbb{E}(Y_n^2) - (\mathbb{E}(Y_n))^2 \\ &= \frac{n}{n+2} - \frac{n^2}{(n+1)^2} \quad \left. \begin{array}{l} \curvearrowright \\ \text{question précédente} \end{array} \right. \\ &= \frac{n(n+1)^2 - n^2(n+2)}{(n+1)^2(n+2)} \\ &= \frac{n}{(n+1)^2(n+2)} \end{aligned}$$

Ainsi, X_n admet également une variance (fonction affine de Y_n) et :

$$\begin{aligned} \mathbb{V}(X_n) &= \mathbb{V}(n(1 - Y_n)) \\ &= n^2 \mathbb{V}(1 - Y_n) \\ &= n^2 \mathbb{V}(Y_n) \\ &= \frac{n^3}{(n+1)^2(n+2)} \end{aligned}$$

Conclusion : $\mathbb{E}(X_n) = \frac{n}{n+1}$ et $\mathbb{V}(X_n) = \frac{n^3}{(n+1)^2(n+2)}$.

Vérification

Les seules vérifications que l'on peut faire sont dans le cas $n = 1$! En effet, X_1 suit la loi uniforme sur $[0; 1]$, et donc $\mathbb{E}(X_1) = \frac{1}{2}$ et $\mathbb{V}(X_1) = \frac{1}{12}$: et c'est cohérent avec ce que nous venons de trouver : OUF !

3. Déterminer la fonction de répartition F_n de X_n .

Soit $x \in \mathbb{R}$.

- Si $x < 0$:

$$\begin{aligned} F_n(x) &= \mathbb{P}([X_n \leq x]) \\ &= \mathbb{P}(\emptyset) \\ &= 0 \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \curvearrowright x < 0 \text{ et } X_n(\Omega) = [0, n], \text{ donc } [X_n \leq x] = \emptyset \end{array} \right\}$$

- Si $x > n$:

$$\begin{aligned} F_n(x) &= \mathbb{P}([X_n \leq x]) \\ &= \mathbb{P}(\Omega) \\ &= 1 \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \curvearrowright x > n \text{ et } X_n(\Omega) = [0, n], \text{ donc } [X_n \leq x] = \Omega \end{array} \right\}$$

- Si $x \in [0; n]$:

$$\begin{aligned} F_n(x) &= \mathbb{P}([X_n \leq x]) \\ &= \frac{-1}{n^{n-1}} \left[\frac{1}{n} (n-t)^n \right]_0^x \\ &= \frac{n^n - (n-x)^n}{n^n} \\ &= 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \curvearrowright X_n \text{ est à densité, de densité } f_n \\ \curvearrowright n-1 \neq -1 \end{array} \right\}$$

Conclusion : $\forall x \in \mathbb{R}, F_n(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n & \text{si } x \in [0; n] \\ 1 & \text{si } x > n \end{cases}$.

Vérification

On vérifie :

- $\lim_{-\infty} F_n = 0$
- $\lim_{+\infty} F_n = 1$
- F_n est continue sur \mathbb{R} (car X_n est à densité)

4. 4.a. Donner, pour tout réel x strictement négatif, la limite de $F_n(x)$ quand n tend vers $+\infty$.

Soit $x < 0$. Dans ce cas, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $F_n(x) = 0$. D'où :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = 0$$

Conclusion : $\forall x < 0, \lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = 0$.

Une deuxième...

Et encore une question classique éparpillée sur les questions 4 à 5.b... !

4.b. Soit x un réel positif. Montrer que, pour tout entier $n \geq [x] + 1$, on a :

$$F_n(x) = 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n$$

Soit $n \geq [x] + 1$. On sait que :

$$[x] \leq x < [x] + 1$$

Ainsi, par transitivité :

$$n \geq x$$

Et donc, d'après la question 3 :

$$F_n(x) = 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n$$

Conclusion : pour tout entier $n \geq [x] + 1, F_n(x) = 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n$.

4.c. Pour tout réel x positif, calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} n \ln \left(1 - \frac{x}{n}\right)$.

Soit $x \in \mathbb{R}^+$.

- Si $x = 0$:

Dans ce cas, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $n \ln \left(1 - \frac{0}{n}\right) = 0$ et donc

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

- Si $x > 0$:

* $\forall n \in \mathbb{N}^*, \frac{-x}{n} \neq 0$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{-x}{n} = 0$;

* $\ln(1+u) \underset{u \rightarrow 0}{\sim} u$.

D'où :

$$\ln\left(1 - \frac{x}{n}\right) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} -\frac{x}{n}$$

et donc :

$$n \ln\left(1 - \frac{x}{n}\right) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} -x$$

Par conséquent :

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

Les deux cas se regroupent...

Conclusion : $\forall x \in \mathbb{R}^+, \lim_{n \rightarrow +\infty} n \left(1 - \frac{x}{n}\right) = -x.$

4.d. Dédurre des questions précédentes que la suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en loi vers une variable X dont on donnera la loi. Soit $x \in \mathbb{R}$.

- Si $x < 0$:

D'après la question 4.a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = 0$$

- Si $x \geq 0$:

Pour n suffisamment proche de $+\infty$, on a $n \geq \lfloor x \rfloor + 1$ et donc :

$$\begin{aligned}
 F_n(x) &= 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n \\
 &= 1 - \exp\left(n \ln\left(1 - \frac{x}{n}\right)\right)
 \end{aligned}$$

↙ n suffisamment proche de $+\infty$, donc $1 - \frac{x}{n} > 0$

Ainsi, d'après la question précédente et par composition de limites :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \exp\left(n \ln\left(1 - \frac{x}{n}\right)\right) = \exp(-x)$$

Par conséquent :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = 1 - e^{-x}$$

On a ainsi établi :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \lim_{n \rightarrow +\infty} F_n(x) = F(x)$$

où $F : x \mapsto \begin{cases} 1 - e^{-x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$ est la fonction de répartition d'une variable aléatoire suivant la loi exponentielle de paramètre 1.

Conclusion : la suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en loi vers une variable X suivant la loi exponentielle de paramètre 1.

Petite remarque
↖ Ou continuité de l'exponentielle sur \mathbb{R} donc en $-x$.

5. Soient U_1, \dots, U_n des variables aléatoires mutuellement indépendantes, et suivant toutes la loi uniforme sur $[0, 1]$. On considère la variable aléatoire M_n définie par $M_n = \min(U_1, \dots, U_n)$, ce qui signifie que, pour tout $\omega \in \Omega$, $M_n(\omega)$ est le plus petit des réels $U_i(\omega), \dots, U_n(\omega)$. Enfin, on pose $Z_n = nM_n$.

5.a. En notant G la fonction de répartition commune à U_1, \dots, U_n , rappeler l'expression de $G(x)$ selon que $x < 0$, $0 \leq x \leq 1$ ou $x > 1$.

Conclusion : $\forall x \in \mathbb{R}, G(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ x & \text{si } x \in [0; 1] \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$.

5.b. Déterminer, pour tout réel x , la probabilité $\mathbb{P}([Z_n > x])$ à l'aide de la fonction G et en déduire explicitement la fonction de répartition F_{Z_n} de Z_n .

Soit $x \in \mathbb{R}$.

- Pour commencer :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}([Z_n > x]) &= \mathbb{P}([n \min(U_1, \dots, U_n) > x]) \\
 &= \mathbb{P}\left(\left[\min(U_1, \dots, U_n) > \frac{x}{n}\right]\right) && \leftarrow n > 0 \\
 &= \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \left[U_i > \frac{x}{n}\right]\right) && \leftarrow \text{indépendance de } U_1, \dots, U_n \\
 &= \prod_{i=1}^n \mathbb{P}\left(\left[U_i > \frac{x}{n}\right]\right) \\
 &= \prod_{i=1}^n \left(1 - \mathbb{P}\left(\left[U_i \leq \frac{x}{n}\right]\right)\right) \\
 &= \left(1 - G\left(\frac{x}{n}\right)\right)^n
 \end{aligned}$$

- Puis :

$$\begin{aligned}
 F_{Z_n}(x) &= \mathbb{P}([Z_n \leq x]) \\
 &= 1 - \mathbb{P}([Z_n > x]) \\
 &= 1 - \left(1 - G\left(\frac{x}{n}\right)\right)^n && \left. \begin{array}{l} \curvearrowright \text{ point précédent} \\ \curvearrowright \text{ question précédente} \end{array} \right. \\
 &= \begin{cases} 1 - (1 - 0)^n & \text{si } \frac{x}{n} < 0 \\ 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n & \text{si } \frac{x}{n} \in [0; 1] \\ 1 - (1 - 1)^n & \text{si } \frac{x}{n} > 1 \end{cases} && \left. \begin{array}{l} \curvearrowright n > 0 \end{array} \right. \\
 &= \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n & \text{si } x \in [0; n] \\ 1 & \text{si } x > n \end{cases}
 \end{aligned}$$

$$\text{Conclusion : } \forall x \in \mathbb{R}, F_{Z_n}(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n & \text{si } x \in [0; n] \\ 1 & \text{si } x > n \end{cases} .$$

- 5.c. Conclure que Z_n suit la même loi que X_n .

D'après la question précédente et la question 3, les variables aléatoires Z_n et X_n ont la même fonction de répartition. Or la fonction de répartition caractérise la loi...

Conclusion : les variables aléatoires Z_n et X_n suivent la même loi.

Important !

Il faut savoir traiter la question 5.c directement : sans le détail des questions 5.a et 5.b.

- 5.d. Utiliser la question 5.c pour écrire une fonction **Python** renvoyant une réalisation de X_n .

Voici :

```

1 import numpy.random as rd
2
3 def simulX(n):
4     L=[rd.random() for k in range(n)]
5     M=min(L)
6     return n*M

```

EXERCICE 4

Dans ce problème, n désigne un entier naturel non nul.

On dispose de $n + 1$ urnes, numérotées de 1 à $n + 1$, et contenant chacune n boules.

Pour tout k de $\llbracket 1; n + 1 \rrbracket$, l'urne numéro k contient $k - 1$ boules noires, les autres boules étant blanches (ainsi, l'urne numérotée 1 ne contient que des boules blanches et l'urne numérotée $n + 1$ ne contient que des boules noires). L'épreuve consiste à choisir une urne au hasard et à y effectuer indéfiniment des tirages au hasard d'une boule, avec remise de la boule tirée dans l'urne dont elle provient après chaque tirage.

Pour tout k de $\llbracket 1; n + 1 \rrbracket$, on note U_k l'événement : "On a choisi l'urne numérotée k ".

On appelle X_n la variable aléatoire qui prend la valeur 0 si l'on n'obtient aucune boule blanche au cours de l'épreuve et qui prend la valeur j ($j \in \mathbb{N}^*$) si la première boule blanche apparaît au j -ième tirage.

Pour finir, on rappelle les commandes Python suivantes qui permettent de simuler certaines variables discrètes usuelles :

`rd.randint(a,b+1)` simule une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur $\llbracket a, b \rrbracket$.

`rd.binomial(n,p)` simule une variable aléatoire suivant la loi binomiale de paramètres n et p .

`rd.geometric(p)` simule une variable aléatoire suivant la loi géométrique de paramètre p .

1. Simulation de X_n : pour tout j de $\llbracket 2; n + 1 \rrbracket$, on code les $j - 1$ boules noires de l'urne numérotée j par les entiers de $\llbracket 1, j - 1 \rrbracket$. Compléter alors la fonction Python suivante pour qu'elle renvoie la valeur prise par X_n lors de l'épreuve aléatoire décrite ci-dessus :

```
1 import numpy.random as rd
2
3 def varX(n):
4     k=... #choix de l'urne
5     if k==n+1:
6         X=...
7     elif k==1:
8         X=...
9     else:
10        X=1
11        while rd.randint(1,n+1)<=...:
12            X=...
13    return (X)
```

Voici :

```
1 import numpy.random as rd
2
3 def varX(n):
4     k=rd.randint(1,n+2) #choix de l'urne
5     if k==n+1:
6         X=0
7     elif k==1:
8         X=1
9     else:
10        X=1
11        while rd.randint(1,n+1)<=k-1:
12            X=X+1
13    return (X)
```

2. Pour tout k de $\llbracket 1; n + 1 \rrbracket$, déterminer $\mathbb{P}(U_k)$.

Il y a équiprobabilité du choix de l'urne, et $n + 1$ urnes...

$$\text{Conclusion : } \forall k \in \llbracket 1; n + 1 \rrbracket, \mathbb{P}(U_k) = \frac{1}{n + 1}.$$

3. 3.a. Pour tout k de $\llbracket 1; n \rrbracket$, donner la loi de X_n , conditionnellement à l'événement U_k .
Soit $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$. Supposons l'évènement U_k réalisé. Autrement dit, l'urne k a été choisie. Sous cette hypothèse :

- ✓ l'expérience consiste en une infinité de répétitions indépendantes (tirages avec remise, sans changement de composition de l'urne) dont le succès "on tire une boule blanche" est de probabilité $\frac{n - (k - 1)}{n}$ (par équiprobabilité du choix de la boule dans l'urne, composée de n boules dont $k - 1$ sont noires);
- ✓ la variable aléatoire X_n prend comme valeur le rang du premier succès.

$$\text{Conclusion : la loi conditionnelle de } X_n \text{ sachant } U_k \text{ est la loi géométrique de paramètre } \frac{n - k + 1}{n}.$$

♥ L'avis du chef ! ♥

Très bon exercice, permettant de bien mettre en place les méthodes habituelles sur les variables aléatoires discrètes et les couples. Quelques calculs plus techniques pour se distinguer... A travailler sans modération !

♥ L'avis du chef ! ♥

Question Python pour débiter l'exercice : cela permet de bien repérer celles et ceux qui font l'impasse de l'informatique...

✗ Attention !

Il est important de bien rédiger cette question. La variable aléatoire X_n ne suit pas une loi géométrique... C'est seulement la loi conditionnelle qui est une loi géométrique. On doit donc voir la supposition que U_k est réalisé, et un vocabulaire du type "sous cette hypothèse".

Petite remarque

On pourrait distinguer le cas $k = 1$, dans lequel la probabilité du succès est égale à 1, mais ce n'est pas nécessaire.

3.b. En conservant, sans les écrire de nouveau, les 6 premières lignes de la fonction Python précédente, compléter les 3 lignes suivantes afin d'obtenir une nouvelle simulation de X_n :

```
1 else :
2     X = ...
3 return (X)
```

Voici :

```
1 else :
2     X = rd.geometric((n-k+1)/n)
3 return (X)
```

4. 4.a. Déterminer $\mathbb{P}_{U_{n+1}}([X_n = 1])$.

Supposons l'évènement U_{n+1} réalisé. Dans ce cas, les tirages s'effectuent dans l'urne numérotée $n + 1$, composée exclusivement de boules noires.

Il est alors impossible d'obtenir une boule blanche au premier tirage...

Conclusion : $\mathbb{P}_{U_{n+1}}([X_n = 1]) = 0$.

4.b. Pour tout k de $\llbracket 1; n \rrbracket$, donner $\mathbb{P}_{U_k}([X_n = 1])$.

Conclusion : d'après la question 3.a, pour tout $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$, $\mathbb{P}_{U_k}([X_n = 1]) = \frac{n - k + 1}{n}$.

Rappel...

Si $X \leftrightarrow \mathcal{G}(p)$, alors pour tout $k \in \mathbb{N}^*$, $\mathbb{P}([X = k]) = p(1-p)^{k-1}$ et donc $\mathbb{P}([X = 1]) = p$.

4.c. Montrer alors que $\mathbb{P}([X_n = 1]) = \frac{1}{2}$.

D'après la formule des probabilités totales, avec $(U_k)_{k \in \llbracket 1; n+1 \rrbracket}$ comme système complet d'évènements, on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([X_n = 1]) &= \sum_{k=1}^{n+1} \mathbb{P}(U_k \cap [X_n = 1]) && \left. \begin{array}{l} \forall k \in \llbracket 1; n+1 \rrbracket, \mathbb{P}(U_k) \neq 0 \\ \text{questions 2, 4.a et 4.b} \end{array} \right\} \\ &= \sum_{k=1}^{n+1} \mathbb{P}(U_k) \mathbb{P}_{U_k}([X_n = 1]) \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{n+1} \frac{n-k+1}{n} \\ &= \frac{1}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n (n-k+1) && \left. \begin{array}{l} j = n - k + 1 \end{array} \right\} \\ &= \frac{1}{n(n+1)} \sum_{j=1}^n j \\ &= \frac{1}{n(n+1)} \frac{n(n+1)}{2} \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

Conclusion : $\mathbb{P}([X_n = 1]) = \frac{1}{2}$.

5. Soit j un entier supérieur ou égal à 2.

5.a. Déterminer $\mathbb{P}_{U_{n+1}}([X_n = j])$.

Supposons l'évènement U_{n+1} réalisé. Dans ce cas, les tirages s'effectuent dans l'urne numérotée $n + 1$, composée exclusivement de boules noires.

Il est alors impossible d'obtenir une boule blanche...

Conclusion : $\mathbb{P}_{U_{n+1}}([X_n = j]) = 0$.

5.b. Pour tout k de $\llbracket 1; n \rrbracket$, donner $\mathbb{P}_{U_k}([X_n = j])$.

Conclusion : d'après la question 3.a, pour tout $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$, $\mathbb{P}_{U_k}([X_n = j]) = \frac{n-k+1}{n} \left(\frac{k-1}{n}\right)^{j-1}$.

5.c. En déduire l'égalité :

$$\mathbb{P}([X_n = j]) = \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right]$$

D'après la formule des probabilités totales, avec $(U_k)_{k \in \llbracket 1; n+1 \rrbracket}$ comme système complet d'événements, on a :

► **Réflexe !**
On connaît les $\mathbb{P}_{U_k}([X_n = j])$ et on cherche $\mathbb{P}([X_n = j])$: FPT !!

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([X_n = j]) &= \sum_{k=1}^{n+1} \mathbb{P}(U_k \cap [X_n = j]) && \left. \begin{array}{l} \leftarrow \forall k \in \llbracket 1; n+1 \rrbracket, \mathbb{P}(U_k) \neq 0 \\ \leftarrow \text{questions 2, 5.a et 5.b} \end{array} \right\} \\ &= \sum_{k=1}^{n+1} \mathbb{P}(U_k) \mathbb{P}_{U_k}([X_n = j]) \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{n+1} \frac{n-k+1}{n} \left(\frac{k-1}{n}\right)^{j-1} \\ &= \frac{1}{n+1} \sum_{k=1}^n \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \left(\frac{k-1}{n}\right)^{j-1} \\ &= \frac{1}{n+1} \sum_{k=1}^n \left[\left(\frac{k-1}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k-1}{n}\right)^j \right] && \left. \begin{array}{l} \leftarrow i = k-1 \\ \leftarrow i = k-1 \end{array} \right\} \\ &= \frac{1}{n+1} \sum_{i=0}^{n-1} \left[\left(\frac{i}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{i}{n}\right)^j \right] \end{aligned}$$

Conclusion : $\mathbb{P}([X_n = j]) = \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right]$.

6. 6.a. Justifier que, pour tout k de $\llbracket 0; n-1 \rrbracket$, on a : $\sum_{j=2}^{+\infty} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] = \frac{k}{n}$.

Soit $k \in \llbracket 0; n-1 \rrbracket$. Pour tout $N \in \llbracket 2; +\infty \rrbracket$:

$$\begin{aligned} \sum_{j=2}^N \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] &= \sum_{j=2}^N \left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \sum_{j=2}^N \left(\frac{k}{n}\right)^j && \left. \begin{array}{l} \leftarrow \text{télescope} \end{array} \right\} \\ &= \frac{k}{n} - \left(\frac{k}{n}\right)^N \end{aligned}$$

Or $k \in \llbracket 0; n-1 \rrbracket$, donc $\frac{k}{n} \in]-1; 1[$. Ainsi :

$$\lim_{N \rightarrow +\infty} \left(\frac{k}{n}\right)^N = 0$$

D'où :

$$\lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{j=2}^N \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] = \frac{k}{n}$$

Conclusion : pour tout $k \in \llbracket 0; n-1 \rrbracket$, la série $\sum_{j \geq 2} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right]$ est convergente et

$$\sum_{j=2}^{+\infty} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] = \frac{k}{n}$$

6.b. Calculer $\mathbb{P}([X_n \geq 2])$ en fonction de n .

Puisque X_n est à valeurs entières, on a :

$$[X_n \geq 2] = \bigcup_{j=2}^{+\infty} [X_n = j]$$

D'où :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([X_n \geq 2]) &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{j=2}^{+\infty} [X_n = j]\right) && \left. \begin{array}{l} \leftarrow ([X_n = j])_{j \geq 2} \text{ est constituée d'événements deux à deux incompatibles} \\ \leftarrow \text{question 5.c, licite pour tout } j \geq 2 \end{array} \right\} \\ &= \sum_{j=2}^{+\infty} \mathbb{P}([X_n = j]) \\ &= \sum_{j=2}^{+\infty} \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n+1} \sum_{j=2}^{+\infty} \sum_{k=0}^{n-1} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] \quad \left. \begin{array}{l} \text{linéarité de la somme (infinie), licite car pour tout } k \in \llbracket 0; n-1 \rrbracket, \\ \text{la série } \sum_{j \geq 2} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] \text{ est convergente} \end{array} \right\} \\
&= \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{j=2}^{+\infty} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] \quad \left. \begin{array}{l} \text{question précédente} \end{array} \right\} \\
&= \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \frac{k}{n} \\
&= \frac{1}{n(n+1)} \sum_{k=0}^{n-1} k \\
&= \frac{1}{n(n+1)} \frac{(n-1)n}{2} \\
&= \frac{n-1}{2(n+1)}
\end{aligned}$$

★ **Subtil...** ★
Autant il est possible d'écrire $\sum_{j=2}^{+\infty} \sum_{k=0}^{n-1} = \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{j=2}^{+\infty}$, qui découle de la linéarité de la somme (infinie); autant il nous serait impossible d'intervenir deux sommes infinies du type $\sum_{j=2}^{+\infty} \sum_{k=0}^{+\infty}$: il existe un théorème le permettant (sous de bonnes hypothèses), qui est cependant hors programme en ECG.

Conclusion : $\mathbb{P}([X_n \geq 2]) = \frac{n-1}{2(n+1)}$.

7. 7.a. Dédire des questions précédentes l'expression de $\mathbb{P}([X_n = 0])$ en fonction de n .
Puisque X_n est à valeurs dans \mathbb{N} , la famille $([X_n = 0], [X_n = 1], [X_n \geq 2])$ est un système complet d'évènements. D'où :

$$\mathbb{P}([X_n = 0]) + \mathbb{P}([X_n = 1]) + \mathbb{P}([X_n \geq 2]) = 1$$

Ce qui donne, d'après les questions 4.c et 6.b :

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}([X_n = 0]) &= 1 - \frac{1}{2} - \frac{n-1}{2(n+1)} \\
&= \frac{1}{2} - \frac{n-1}{2(n+1)} \\
&= \frac{n+1 - (n-1)}{2(n+1)} \\
&= \frac{2}{2(n+1)} \\
&= \frac{1}{n+1}
\end{aligned}$$

Conclusion : $\mathbb{P}([X_n = 0]) = \frac{1}{n+1}$.

7.b. Aurait-on pu anticiper ce dernier résultat sans aucun calcul ?
En choisissant n'importe quelle urne $1, \dots, n$, il sera quasi-impossible de réaliser par la suite l'évènement $[X_n = 0]$. En revanche, en choisissant l'urne $n+1$, il est certain de réaliser par la suite l'évènement $[X_n = 0]$ (car l'urne $n+1$ ne contient aucune boule blanche).
On a ainsi :

$$\mathbb{P}([X_n = 0]) = \mathbb{P}(U_{n+1}) = \frac{1}{n+1}$$

Petite remarque
L'énoncé aurait pu demander de calculer cette probabilité directement après la question 3 par exemple. On aurait dans ce cas procédé comme en question 4 : à savoir faire en autonomie !

8. 8.a. Montrer que X_n possède une espérance $\mathbb{E}(X_n)$ donnée par :

$$\mathbb{E}(X_n) = \frac{n}{n+1} \sum_{p=1}^n \frac{1}{p}$$

On considère que $X_n(\Omega) = \mathbb{N}$.

- On sait que :
 X_n admet une espérance si, et seulement si, la série $\sum_{j \in X_n(\Omega)} |j\mathbb{P}([X_n = j])|$ est convergente
si, et seulement si, la série $\sum_{j \geq 0} j\mathbb{P}([X_n = j])$ est convergente, car pour tout $j \in \mathbb{N}$, $j\mathbb{P}([X_n = j]) \geq 0$
- Soit $N \in \mathbb{N}$, suffisamment proche de $+\infty$. On a :

$$\begin{aligned}
\sum_{j=0}^N j\mathbb{P}([X_n = j]) &= 0 \times \mathbb{P}([X_n = 0]) + 1 \times \mathbb{P}([X_n = 1]) + \sum_{j=2}^N j\mathbb{P}([X_n = j]) \quad \left. \begin{array}{l} \text{questions précédentes} \end{array} \right\} \\
&= \frac{1}{2} + \sum_{j=2}^N j \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right]
\end{aligned}$$

Petite remarque
On pourrait démontrer cette égalité par double inclusion...

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{j=2}^N \sum_{k=0}^{n-1} j \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] && \curvearrowright \text{interversion des sommes} \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{j=2}^N j \left[\left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \left(\frac{k}{n}\right)^j \right] \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left(\sum_{j=2}^N j \left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} - \frac{k}{n} \sum_{j=2}^N j \left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} \right) \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{n-k}{n} \sum_{j=2}^N j \left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} \right)
\end{aligned}$$

Or, pour tout $k \in \llbracket 0; n-1 \rrbracket$, on a $\frac{k}{n} \in]-1; 1[$, donc la série $\sum_{j \geq 2} j \left(\frac{k}{n}\right)^{j-1}$ est convergente comme troncature d'une série géométrique convergente.
Par conséquent, la série $\sum_{n \geq 0} n \mathbb{P}([X = n])$ est convergente, comme somme de séries convergentes...

- On en déduit que X_n admet une espérance et :

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(X_n) &= \sum_{j=0}^{+\infty} j \mathbb{P}([X_n = j]) \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{n-k}{n} \sum_{j=2}^{+\infty} j \left(\frac{k}{n}\right)^{j-1} \right) \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{n-k}{n} \left(\frac{1}{\left(1 - \frac{k}{n}\right)^2} - 1 \right) \right) \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{n-k}{n} \left(\frac{n^2}{(n-k)^2} - 1 \right) \right) \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{n}{n-k} - \frac{n-k}{n} \right) && \curvearrowright p = n - k \\
&= \frac{1}{2} + \frac{1}{n+1} \sum_{p=1}^n \left(\frac{n}{p} - \frac{p}{n} \right) \\
&= \frac{1}{2} + \frac{n}{n+1} \sum_{p=1}^n \frac{1}{p} - \frac{1}{n(n+1)} \sum_{p=1}^n p \\
&= \frac{1}{2} + \frac{n}{n+1} \sum_{p=1}^n \frac{1}{p} - \frac{1}{n(n+1)} \frac{n(n+1)}{2} \\
&= \frac{n}{n+1} \sum_{p=1}^n \frac{1}{p}
\end{aligned}$$

Conclusion : X_n admet une espérance et $\mathbb{E}(X_n) = \frac{n}{n+1} \sum_{p=1}^n \frac{1}{p}$.

Petite remarque
Ce n'est pas le calcul d'espérance le plus simple que l'on ait rencontré (peut-être existe-t-il des chemins menant plus rapidement au résultat d'ailleurs)... A travailler dans un second temps !

8.b. Informatique : calcul et affichage de $\mathbb{E}(X_n)$.

Compléter le script suivant afin qu'il permette de calculer et d'afficher $\mathbb{E}(X_n)$:

```

1 n=int(input('entrez la valeur de n :'))
2 v=np.arange(1,n+1)
3 E=...
4 print(E)

```

Voici :

```

1 n=int(input('entrez la valeur de n :'))
2 v=np.arange(1,n+1)
3 E=n/(n+1)*sum(1/v)
4 print(E)

```

Rappel...
La commande `np.arange(1,n+1)` permet de créer un tableau **numpy** d'entiers entre 1 et n . L'avantage du tableau est de pouvoir effectuer du calcul plus aisément. En effet, dans ce cas, `1/v` est tableau composé des valeurs $1, 1/2, 1/3, \dots, 1/n$.

Petite remarque
Il faut savoir proposer un programme complet en utilisant une boucle `for` pour calculer la somme, ou avec une liste en compréhension.

9. 9.a. Montrer que : $\forall p \in \mathbb{N}^*, \frac{1}{p+1} \leq \int_p^{p+1} \frac{1}{t} dt \leq \frac{1}{p}$.

Soit $p \in \mathbb{N}^*$. Par décroissance de la fonction inverse sur \mathbb{R}^{++} , donc sur $[p; p+1]$, on a :

$$\forall t \in [p; p+1], \frac{1}{p+1} \leq \frac{1}{t} \leq \frac{1}{p}$$

Puis, par croissance de l'intégrale, licite car $p \leq p+1$:

$$\int_p^{p+1} \frac{1}{p+1} dt \leq \int_p^{p+1} \frac{1}{t} dt \leq \int_p^{p+1} \frac{1}{p} dt$$

Conclusion : $\forall p \in \mathbb{N}^*, \frac{1}{p+1} \leq \int_p^{p+1} \frac{1}{t} dt \leq \frac{1}{p}$.

9.b. En déduire, pour tout n de $\mathbb{N}^* \setminus \{1\}$, l'encadrement : $\sum_{p=2}^n \frac{1}{p} \leq \ln(n) \leq \sum_{p=1}^{n-1} \frac{1}{p}$.

Soit $n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket$. D'après la question précédente, en calculant l'intégrale, on obtient :

$$\forall p \in \llbracket 1; n \llbracket, \frac{1}{p+1} \leq \ln(p+1) - \ln(p) \leq \frac{1}{p}$$

D'où, en sommant de 1 à $n-1$, licite car $n \geq 2$:

$$\sum_{p=1}^{n-1} \frac{1}{p+1} \leq \sum_{p=2}^n (\ln(p+1) - \ln(p)) \leq \sum_{p=1}^{n-1} \frac{1}{p}$$

Puis, par télescopage sur la somme du milieu et changement d'indice $k = p+1$ dans la somme de gauche :

$$\sum_{k=2}^n \frac{1}{k} \leq \ln(n) \leq \sum_{p=1}^{n-1} \frac{1}{p}$$

Conclusion : $\forall n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket, \sum_{p=2}^n \frac{1}{p} \leq \ln(n) \leq \sum_{p=1}^{n-1} \frac{1}{p}$.

9.c. Établir enfin l'encadrement :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \setminus \{1\}, \ln(n) + \frac{1}{n} \leq \sum_{p=1}^n \frac{1}{p} \leq \ln(n) + 1$$

Soit $n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket$. D'après la question précédente :

$$\sum_{p=2}^n \frac{1}{p} \leq \ln(n) \leq \sum_{p=1}^{n-1} \frac{1}{p}$$

Mais :

- de l'inégalité de gauche, on déduit :

$$1 + \sum_{p=2}^n \frac{1}{p} \leq 1 + \ln(n)$$

Autrement dit :

$$\sum_{p=1}^n \frac{1}{p} \leq \ln(n) + 1$$

- de l'inégalité de droite, on déduit :

$$\ln(n) + \frac{1}{n} \leq \sum_{p=1}^{n-1} \frac{1}{p} + \frac{1}{n+1}$$

Autrement dit :

$$\ln(n) + \frac{1}{n} \leq \sum_{p=1}^n \frac{1}{p}$$

Conclusion : $\forall n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket, \ln(n) + \frac{1}{n} \leq \sum_{p=1}^n \frac{1}{p} \leq \ln(n) + 1$.

9.d. Utiliser l'encadrement précédent pour donner l'équivalent le plus simple possible de $\mathbb{E}(X_n)$ lorsque n est au voisinage de $+\infty$.

- Soit $n \in \llbracket 2; +\infty \llbracket$. D'après la question précédente :

$$\ln(n) + \frac{1}{n} \leq \sum_{p=1}^n \frac{1}{p} \leq \ln(n) + 1$$

D'où, puisque $\ln(n) > 0$ (car $n > 1$) :

$$1 + \frac{1}{n \ln(n)} \leq \frac{\sum_{p=1}^n \frac{1}{p}}{\ln(n)} \leq 1 + \frac{1}{\ln(n)}$$

Mais :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 + \frac{1}{n \ln(n)} \right) = 1 = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(1 + \frac{1}{\ln(n)} \right)$$

Donc, par théorème d'encadrement :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\sum_{p=1}^n \frac{1}{p}}{\ln(n)} = 1$$

Conclusion : $\sum_{p=1}^n \frac{1}{p} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \ln(n)$.

- Enfin, puisque $\mathbb{E}(X_n) = \frac{n}{n+1} \sum_{p=1}^n \frac{1}{p}$, on obtient :

$$\mathbb{E}(X_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n}{n+1} \ln(n)$$

Et comme $n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} n+1$, on a même :

$$\mathbb{E}(X_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \ln(n)$$

Conclusion : $\mathbb{E}(X_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \ln(n)$.

★★★★★★ FIN ★★★★★★