

## EXERCICE 1

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

On pose  $u_n = \int_0^1 \frac{x^n}{4-x^2} dx$  et on a en particulier  $u_0 = \int_0^1 \frac{1}{4-x^2} dx$ .

1. 1.a. Déterminer les réels  $a$  et  $b$  tels que :

$$\forall x \in [0; 1], \frac{1}{4-x^2} = \frac{a}{2-x} + \frac{b}{2+x}$$

On a, pour tout  $x \in [0; 1]$  :

$$\begin{aligned} \frac{1}{4-x^2} &= \frac{1}{(2-x)(2+x)} \\ &= \frac{\frac{1}{4}(2-x+2+x)}{(2-x)(2+x)} \\ &= \frac{\frac{1}{4}}{2+x} + \frac{\frac{1}{4}}{2-x} \end{aligned}$$

Conclusion : on a  $a = b = \frac{1}{4}$  et :  $\forall x \in [0; 1], \frac{1}{4-x^2} = \frac{\frac{1}{4}}{2-x} + \frac{\frac{1}{4}}{2+x}$ .

1.b. En déduire que  $u_0 = \frac{1}{4} \ln(3)$ .

On a :

$$\begin{aligned} u_0 &= \int_0^1 \frac{1}{4-x^2} dx && \left. \begin{array}{l} \text{question précédente, licite car on intègre sur } [0; 1] \\ \text{linéarité de l'intégrale} \end{array} \right\} \\ &= \int_0^1 \left( \frac{\frac{1}{4}}{2-x} + \frac{\frac{1}{4}}{2+x} \right) dx \\ &= \frac{1}{4} \int_0^1 \frac{1}{2-x} dx + \frac{1}{4} \int_0^1 \frac{1}{2+x} dx \\ &= \frac{1}{4} \left[ -\ln(|2-x|) \right]_0^1 + \frac{1}{4} \left[ \ln(|2+x|) \right]_0^1 \\ &= \frac{1}{4} (-\ln(1) + \ln(2) + \ln(3) - \ln(2)) \\ &= \frac{1}{4} \ln(3) \end{aligned}$$

Conclusion :  $u_0 = \frac{1}{4} \ln(3)$ .

2. Calculer  $u_1$ .

On a :

$$\begin{aligned} u_1 &= \int_0^1 \frac{x}{4-x^2} dx \\ &= \frac{1}{-2} \int_0^1 \frac{-2x}{4-x^2} dx \\ &= \frac{-1}{2} \left[ \ln(|4-x^2|) \right]_0^1 \\ &= \frac{-1}{2} (\ln(3) - \ln(4)) \end{aligned}$$

Conclusion :  $u_1 = \frac{\ln(4) - \ln(3)}{2}$ .

♥ L'avis du chef ! ♥

Très bon exercice d'étude d'une suite d'intégrales, complet. Classique dans les méthodes mises en place.

♣ L'idée !

Décomposer le numérateur pour l'écrire comme combinaison linéaire de  $2-x$  et  $2+x$ ...

✍ Rédaction

On peut se contenter de donner le résultat en remarquant qu'il convient.

Vérification

La réponse est donnée un peu plus bas dans l'énoncé, en question 3.b. En effet, la ligne 7 du programme nous informe que  $u_1 = \ln\left(\frac{2}{\sqrt{3}}\right)$ , qui est bien égal au résultat obtenu...

3. 3.a. Pour tout entier naturel  $n$ , exprimer  $4u_n - u_{n+2}$  explicitement en fonction de  $n$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . On a :

$$\begin{aligned} 4u_n - u_{n+2} &= 4 \int_0^1 \frac{x^n}{4-x^2} dx - \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{4-x^2} dx \\ &= \int_0^1 \frac{4x^n - x^{n+2}}{4-x^2} dx \\ &= \int_0^1 \frac{x^n(4-x^2)}{4-x^2} dx \\ &= \int_0^1 x^n dx \\ &= \left[ \frac{x^{n+1}}{n+1} \right]_0^1 \\ &= \frac{1}{n+1} \end{aligned}$$

Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}, 4u_n - u_{n+2} = \frac{1}{n+1}$ .

3.b. Compléter la fonction Python ci-dessous afin quelle renvoie la valeur de  $u_n$  à l'appel de `suite(n)`.

```

1 def suite(n):
2     if (-1)**n==1:
3         u=np.log(3)/4
4         for k in range(2,n+1,2):
5             u=4*u-...
6     else:
7         u=np.log(2/np.sqrt(3))
8         for k in range(3,n+1,2):
9             u=4*u-...
10    return u

```

```

1 def suite(n):
2     if (-1)**n==1: #si n est pair
3         u=np.log(3)/4 #u0
4         for k in range(2,n+1,2): #k va de 2 à n avec un pas de 2
5             u=4*u-1/(k-1)
6     else: # si n est impair
7         u=np.log(2/np.sqrt(3)) #u1
8         for k in range(3,n+1,2): #k va de 3 à n avec un pas de 2
9             u=4*u-1/(k-1)
10    return u

```

► Réflexe !

On a une relation liant  $u_{n+2}$  à  $u_n$ ... Dans le programme, la lettre  $k$  désigne le rang du terme calculé, autrement dit,  $k$  joue le rôle de  $u_{n+2}$ . On pense donc à réécrire la relation de la question précédente :

$$\forall k \geq 2, u_k = 4u_{k-2} - \frac{1}{k-1}$$

AUTRE MÉTHODE...

On peut également proposer un programme qui ne distingue pas les cas pair/impair... Voici un programme que l'on peut adapter pour qu'ils convienne à toutes les suites récurrentes d'ordre 2 :

```

1 def suitebis(n):
2     u=np.log(3)/4
3     v=np.log(2/np.sqrt(3))
4     if n==0:
5         return u
6     else:
7         for k in range(2,n+1):
8             u,v=v,4*u-1/(k-1)
9     return v

```

4. 4.a. Utiliser la définition de la suite  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$  pour établir l'encadrement suivant :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \frac{1}{4(n+1)} \leq u_n \leq \frac{1}{3(n+1)}$$

- Soit  $x \in [0; 1]$ . On a ainsi :

$$0 \leq x^2 \leq 1$$

♣ Méthode !

► Pour encadrer une intégrale, on cherche à encadrer l'intégrande.

D'où :

$$4 \geq 4 - x^2 \geq 3$$

Puis, par décroissance de la fonction inverse sur  $\mathbb{R}_*^+$  :

$$\frac{1}{4} \leq \frac{1}{4 - x^2} \leq \frac{1}{3}$$

Et comme  $x^n \geq 0$  (car  $x \geq 0$ ) :

$$\frac{1}{4}x^n \leq \frac{x^n}{4 - x^2} \leq \frac{1}{3}x^n$$

- On a ainsi établi :

$$\forall x \in [0; 1], \frac{1}{4}x^n \leq \frac{x^n}{4 - x^2} \leq \frac{1}{3}x^n$$

D'où, par croissance de l'intégrale, licite car les fonctions en jeu sont continues sur le segment  $[0; 1]$  et que  $0 \leq 1$  (bornes dans l'ordre croissant) :

$$\frac{1}{4} \int_0^1 x^n dx \leq I_n \leq \frac{1}{3} \int_0^1 x^n dx$$

**Conclusion :**  $\forall n \in \mathbb{N}, \frac{1}{4(n+1)} \leq u_n \leq \frac{1}{3(n+1)}$

4.b. En déduire la convergence de la suite  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$  ainsi que la valeur de  $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n$ .

On sait que :

✓ d'après la question précédente :  $\forall n \in \mathbb{N}, \frac{1}{4(n+1)} \leq u_n \leq \frac{1}{3(n+1)}$

✓  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{4(n+1)} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{3(n+1)} = 0$

**Conclusion :** par théorème d'encadrement, la suite  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge vers 0.

4.c. La série de terme général  $u_n$  est-elle convergente ou divergente ? Pour quelle raison ?

On sait que :

✓  $\forall n \in \mathbb{N}, 0 \leq \frac{1}{4(n+1)} \leq u_n$ ,

✓ la série  $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{n+1}$  est, à décalage d'indice près, une série de Riemann divergente (série harmonique) ;

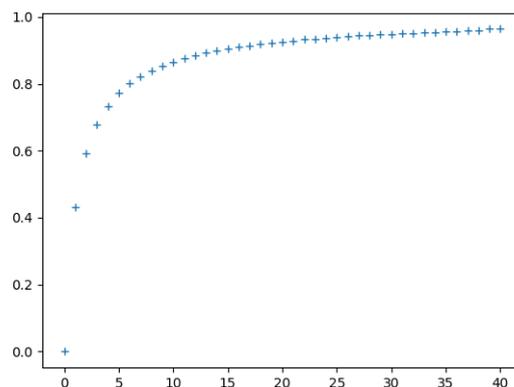
donc la série  $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{4(n+1)}$  est également divergente.

**Conclusion :** par critère de comparaison sur les séries à terme général positif, on en déduit que la série  $\sum_{n \geq 0} u_n$  est divergente.

5. 5.a. On considère le script suivant qui utilise la fonction déclarée plus haut :

```
1 x=np.arange(0,41)
2 u=[] #liste vide
3 for n in range(41):
4     u.append(3*n*suite(n))
5 plt.plot(x,u,'+')
6 plt.show()
```

Ce script renvoie le graphique suivant :



**Petite remarque**

La décroissance de la fonction inverse sur  $[3; 4]$  suffit ici...

Laquelle des quatre conjectures suivantes peut-on émettre quant au comportement de la suite  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$  au voisinage de  $+\infty$  ?

- ①  $u_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} 3n$  ; ②  $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = 1$  ; ③  $u_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{3n}$  ; ④  $u_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{n}$

On sait que la commande `suite(n)` renvoie la valeur de  $u_n$ . Par conséquent, la liste `u` du programme précédent contient les termes de  $3nu_n$  pour  $n$  allant de 0 à 40. Le graphique permet donc la conjecture suivante :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} 3nu_n = 1$$

Autrement dit :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_n}{\frac{1}{3n}} = 1$$

**Conclusion :** on émet la conjecture ③ :  $u_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{3n}$ .

**Petite remarque**  
Le concepteur aurait pu choisir une autre lettre que `u` pour cette liste... Cela porte à confusion. J'en profite pour rappeler que le choix des variables dans un code doit être le plus explicite possible !

5.b. Établir, grâce à une intégration par parties, l'égalité suivante :

$$\forall n \in \mathbb{N}, u_n = \frac{1}{3(n+1)} - \frac{2}{n+1} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx$$

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . On a :

$$u_n = \int_0^1 x^n \times \frac{1}{4-x^2} dx$$

Posons :  $\begin{cases} u : x \mapsto \frac{1}{n+1} x^{n+1} \\ v : x \mapsto \frac{1}{4-x^2} \end{cases}$ . Les fonctions  $u$  et  $v$  sont  $\mathcal{C}^1$  sur le segment  $[0; 1]$  et pour tout  $x \in [0; 1]$  :

$$\begin{cases} u'(x) = x^n \\ v'(x) = \frac{2x}{(4-x^2)^2} \end{cases}$$

Par intégration par parties, on obtient :

$$\begin{aligned} u_n &= \left[ \frac{1}{n+1} x^{n+1} \frac{1}{4-x^2} \right]_0^1 - \int_0^1 \frac{1}{n+1} x^{n+1} \times \frac{2x}{(4-x^2)^2} dx \\ &= \frac{1}{3(n+1)} - \frac{2}{n+1} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx \end{aligned}$$

**Conclusion :**  $\forall n \in \mathbb{N}, u_n = \frac{1}{3(n+1)} - \frac{2}{n+1} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx$

**Rappel...**  
Si  $w$  est une fonction dérivable sur un intervalle  $I$  et ne s'annule pas sur  $I$ , alors  $\frac{1}{w}$  est dérivable sur  $I$  et  $\left(\frac{1}{w}\right)' = -\frac{w'}{w^2}$ .

5.c. Montrer par encadrement que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx = 0$$

• Soit  $n \in \mathbb{N}$ .

★ Soit  $x \in [0; 1]$ . On a, pour commencer :

$$4 \geq 4 - x^2 \geq 3$$

D'où, par croissance de la fonction carrée sur  $\mathbb{R}^+$  :

$$16 \geq (4 - x^2)^2 \geq 9$$

Puis, par décroissance de la fonction inverse sur  $\mathbb{R}_*^+$  :

$$\frac{1}{16} \leq \frac{1}{(4-x^2)^2} \leq \frac{1}{9}$$

Et comme  $x^{n+2} \geq 0$  (car  $x \geq 0$ ) :

$$\frac{1}{16} x^{n+2} \leq \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} \leq \frac{1}{9} x^{n+2}$$

★ On a donc établi :

$$\forall x \in [0; 1], \frac{1}{16} x^{n+2} \leq \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} \leq \frac{1}{9} x^{n+2}$$

Par croissance de l'intégrale puis en calculant, on obtient finalement :

$$\frac{1}{16(n+3)} \leq \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx \leq \frac{1}{9(n+3)}$$

**Méthode !**  
On veut obtenir une limite sur  $n$  par encadrement. On va donc encadrer l'intégrande par des expressions dépendants de  $n$  dont il sera aisé de calculer l'intégrale... Si besoin, on peut s'aider de ce qui a été fait en question 4.a !

**Petite remarque**  
• La croissance de  $x^2$  sur  $[3; 4]$  suffit ici...  
• La décroissance de la fonction  $\frac{1}{x}$  sur  $[9; 16]$  suffit ici...

• On a ainsi :

$$\checkmark \forall n \in \mathbb{N}, \frac{1}{16(n+3)} \leq \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx \leq \frac{1}{9(n+3)}$$

$$\checkmark \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{16(n+3)} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{9(n+3)} = 0$$

Conclusion : par théorème d'encadrement :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx = 0$ .

5.d. Vérifier la conjecture établie à la question 5.a.

Soit  $n \in \mathbb{N}$ , suffisamment proche de  $+\infty$ . On a :

$$\begin{aligned} \frac{u_n}{\frac{1}{3n}} &= 3nu_n && \curvearrowright \text{question 5.b} \\ &= \frac{n}{n+1} - \frac{6n}{n+1} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx \end{aligned}$$

Or :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n}{n+1} = 1 ; \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{6n}{n+1} = 6 ; \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx = 0$$

D'où, par opérations :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n}{n+1} - \frac{6n}{n+1} \int_0^1 \frac{x^{n+2}}{(4-x^2)^2} dx = 1$$

Autrement dit :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_n}{\frac{1}{3n}} = 1$$

Conclusion :  $u_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{3n}$ .

✓ Rigueur !

◀  $n$  doit être différent de 0 pour ce qui suit...

## EXERCICE 2

♥ **L'avis du chef !** ♥  
 On adore cet exercice, très proche de EDHEC2011E. A faire sans modération !

Toutes les variables aléatoires rencontrées dans cet exercice sont supposées définies sur un même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  que l'on ne cherchera pas à déterminer.

1. Soit  $f$  la fonction qui à tout réel  $x$  associe

$$f(x) = \begin{cases} xe^{-\frac{x^2}{2}} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1.a. Montrer que  $f$  peut être considérée comme une densité d'une certaine variable aléatoire  $X$ .

- De façon immédiate :  $\forall x \in \mathbb{R}, f(x) \geq 0$ .
  - \* Sur  $] -\infty; 0[$  :  $f$  est continue car constante.
  - \* Sur  $[0; +\infty[$  :  $f$  est continue comme produit de deux fonctions continues sur  $[0; +\infty[$ .
- $f$  est donc continue sur  $\mathbb{R}$ , sauf éventuellement en 0.

- \*  $\int_{-\infty}^0 f(x)dx$  est convergente et vaut 0.
  - \*  $\int_0^{+\infty} f(x)dx$  est impropre en  $+\infty$  seulement.
- Soit  $B \in [0; +\infty[$ . On a :

$$\begin{aligned} \int_0^B f(x)dx &= \int_0^B xe^{-\frac{x^2}{2}} dx \\ &= \left[ -e^{-\frac{x^2}{2}} \right]_0^B \\ &= 1 - e^{-\frac{B^2}{2}} \end{aligned}$$

Or :

$$\lim_{B \rightarrow +\infty} e^{-\frac{B^2}{2}} = 0$$

Par conséquent, l'intégrale  $\int_0^{+\infty} f(x)dx$  converge et vaut 1.

**Conclusion :** l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx$  est convergente et vaut 1.

**Conclusion :**  $f$  peut être considérée comme une densité.

1.b. Rappeler la valeur du moment d'ordre 2 d'une variable aléatoire suivant la loi normale centrée réduite.

Notons  $Z$  une variable aléatoire suivant la loi normale centrée réduite. On sait que  $Z$  possède une espérance et une variance et que :  $\mathbb{E}(Z) = 0$  et  $\mathbb{V}(Z) = 1$ .

Or, d'après la formule du Koenig-Huygens :

$$\mathbb{V}(Z) = \mathbb{E}(Z^2) + \mathbb{E}(Z)^2$$

**Conclusion :** si  $Z \hookrightarrow \mathcal{N}(0; 1)$ , alors  $\mathbb{E}(Z^2) = 1$ .

1.c. En déduire, par des considérations de parité, que  $X$  a une espérance et que  $\mathbb{E}(X) = \sqrt{\frac{\pi}{2}}$ .

- On sait que :

$X$  admet une espérance si, et seulement si, l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$  est absolument convergente

si, et seulement si, l'intégrale  $\int_0^{+\infty} xf(x)dx$  est convergente, car l'intégrande est nulle sur  $] -\infty; 0[$  et positive sur  $[0; +\infty[$

si, et seulement si, l'intégrale  $\int_0^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx$  est convergente

- Or, on sait que  $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx$  est convergente, puisqu'il s'agit du moment d'ordre 2 d'une variable aléatoire suivant la loi normale centrée réduite (par théorème de transfert, licite car la fonction carrée est continue sur  $\mathbb{R}$ ).

En particulier,  $\int_0^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx$  est convergente.

- On en déduit que  $X$  admet une espérance et :

$$\mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$

**Petite remarque**  
 En fait,  $f$  est continue en 0.

✓ **Rigueur !**  
 La mention du théorème de transfert n'est clairement pas un attendu dans cette question.

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{par parité de } x \mapsto x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} \\
&= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx \\
&= \frac{\sqrt{2\pi}}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{avec } Z \mapsto \mathcal{N}(0; 1) \\
&= \frac{\sqrt{2\pi}}{2} \mathbb{E}(Z^2) && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{question précédente} \\
&= \frac{\sqrt{2\pi}}{2}
\end{aligned}$$

**Conclusion :**  $X$  admet une espérance et  $\mathbb{E}(X) = \sqrt{\frac{\pi}{2}}$ .

2. On note  $F_X$  la fonction de répartition de  $X$ . Déterminer  $F_X(x)$  selon que  $x < 0$  ou  $x \geq 0$ .

On peut considérer que  $X(\Omega) = \mathbb{R}^+$ . Soit  $x \in \mathbb{R}$ . On a :

- Si  $x < 0$  :

$$\begin{aligned}
F_X(x) &= \mathbb{P}([X \leq x]) \\
&= \mathbb{P}(\emptyset) && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} X(\Omega) = \mathbb{R}^+ \text{ et } x < 0 \\
&= 0
\end{aligned}$$

- Si  $x \geq 0$  :

$$\begin{aligned}
F_X(x) &= \mathbb{P}([X \leq x]) \\
&= \int_{-\infty}^x f(t) dt && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} X \text{ est à densité, de densité } f \\
&= \int_0^x f(t) dt && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} f \text{ est nulle sur } ]-\infty; 0[ \\
&= 1 - e^{-\frac{x^2}{2}} && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{calcul fait en question 1.a}
\end{aligned}$$

**Conclusion :**  $\forall x \in \mathbb{R}, F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x^2}{2}} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$ .

3. Simulation.

3.a. On pose  $Z = X^2$  et on note  $F_Z$  sa fonction de répartition. Déterminer  $F_Z(x)$  dans chacun des cas  $x < 0$  et  $x \geq 0$  et montrer que  $Z$  suit une loi exponentielle dont on précisera le paramètre.

- On a immédiatement  $Z(\Omega) = \mathbb{R}^+$ .
- Soit  $x \in \mathbb{R}$ .
  - \* Si  $x < 0$  :  
De la même façon qu'en question précédente, on a  $F_Z(x) = 0$ .
  - \* Si  $x \geq 0$  :

$$\begin{aligned}
F_Z(x) &= \mathbb{P}([Z \leq x]) \\
&= \mathbb{P}([X^2 \leq x]) \\
&= \mathbb{P}([-\sqrt{x} \leq X \leq \sqrt{x}]) && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} x \geq 0 \\
&= F_X(\sqrt{x}) - F_X(-\sqrt{x}) && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} X \text{ est à densité} \\
&= 1 - e^{-\frac{\sqrt{x}^2}{2}} - 0 && \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{question précédente, sachant que } \sqrt{x} \geq 0 \text{ et } -\sqrt{x} \leq 0 \\
&= 1 - e^{-\frac{x}{2}}
\end{aligned}$$

On a donc :

$$F_Z(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{2}} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

- On reconnaît la fonction de répartition d'une variable aléatoire suivant la loi exponentielle de paramètre  $\frac{1}{2}$ . Or la fonction de répartition caractérise la loi...

**Conclusion :**  $Z$  suit la loi exponentielle de paramètre  $\frac{1}{2}$ .

★ Classique ! ★

On soigne bien la rédaction et on mentionne bien tous les arguments nécessaires dans cette question très classique...

3.b. Utiliser la question 3.a pour écrire une fonction Python d'en-tête `def simulX()` qui renvoie une simulation de  $X$ .

On a  $Z = X^2$ , donc, puisque  $|X| = \sqrt{Z}$ . Mais  $X$  est à valeurs positives, donc :

$$X = \sqrt{Z}$$

On propose donc :

```

1 import numpy.random as rd
2 import numpy as np
3
4 def simulX():
5     Z=rd.exponential(2) #on saisit l'espérance, par le paramètre
6     X=np.sqrt(Z)
7     return X
    
```

**Attention !**  
Si  $Z \hookrightarrow \mathcal{E}(\lambda)$ , en Python, le paramètre à saisir dans `rd.exponential(...)` est  $\frac{1}{\lambda}$  (l'espérance).

4. Pour tout entier naturel  $n$  non nul, on pose  $Y_n = \frac{X}{\sqrt{n}}$  et on note  $G_n$  la fonction de répartition de  $Y_n$ .

4.a. Montrer que l'on a :

$$G_n(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{nx^2}{2}} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

- On a immédiatement :  $Y_n(\Omega) = \mathbb{R}^+$ .
- Soit  $x \in \mathbb{R}$ .
  - \* Si  $x < 0$  :  
De la même façon qu'en question 3.a, on a  $G_n(x) = 0$ .
  - \* Si  $x \geq 0$  :

$$\begin{aligned}
 G_n(x) &= \mathbb{P}(Y_n \leq x) \\
 &= \mathbb{P}\left(\left[\frac{X}{\sqrt{n}} \leq x\right]\right) && \swarrow \sqrt{n} > 0 \\
 &= \mathbb{P}(X \leq \sqrt{nx}) \\
 &= F_X(\sqrt{nx}) \\
 &= 1 - e^{-\frac{(\sqrt{nx})^2}{2}} && \swarrow \text{question 2, sachant que } \sqrt{nx} \geq 0 \\
 &= 1 - e^{-\frac{nx^2}{2}}
 \end{aligned}$$

Conclusion :  $\forall x \in \mathbb{R}, G_n(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{nx^2}{2}} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$ .

**Petite remarque**  
Un peu répétitif, et pas très intéressant...

4.b. Etudier la convergence en loi de la suite  $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ .

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

- Si  $x < 0$  :  
On a, pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $G_n(x) = 0$ . D'où :

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

- Si  $x > 0$  :  
On a, pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $G_n(x) = 1 - e^{-\frac{nx^2}{2}}$ .  
Or  $x > 0$ , donc  $x^2 > 0$  et ainsi :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} -\frac{nx^2}{2} = -\infty$ .  
Par composition, on obtient :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} 1 - e^{-\frac{nx^2}{2}} = 1$$

Autrement dit :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} G_n(x) = 1$$

On a donc établi :

$$\forall x \in \mathbb{R}^*, \lim_{n \rightarrow +\infty} G_n(x) = G(x)$$

où  $G : x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$ .

Conclusion : la suite  $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  converge en loi vers une variable aléatoire suivant la loi certaine égale à 0.

**Attention !**  
 $\lim_{n \rightarrow +\infty} -\frac{nx^2}{2} \neq -\infty$  si  $x = 0$ ...  
D'où cette disjonction de cas.

**Attention !**  
 $G$  désigne la fonction de répartition de la loi limite, elle doit donc être :  
• définie sur  $\mathbb{R}$ ,  
• continue à droite en tout réel !  
Il est donc nécessaire de définir  $G(0)$ ; et il est nécessaire que  $G(0) = 1$  pour assurer la continuité par la droite en 0 de  $G$ ...

## RAPPEL SUR LA CONVERGENCE EN LOI

On rappelle la définition de convergence en loi :

Soient  $X$  une variable aléatoire sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  et  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  une suite de variables aléatoires sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . On note  $F_X$  la fonction de répartition de  $X$  et, pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , on note  $F_{X_n}$  la fonction de répartition de  $X_n$ . On dit que la suite  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  **converge en loi vers  $X$**  lorsque, **pour tout  $x$  où  $F_X$  est continue**, on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$$

C'est cette définition qui rend les choses parfois un peu pénibles...

- Si l'on connaît la loi limite, alors la disjonction de cas se fait en fonction de la continuité de la fonction de répartition associée.
- En revanche, lorsque l'on ne connaît pas cette loi limite, c'est un peu plus compliqué, puisqu'il faut anticiper la disjonction de cas. Et, dans ce cas, il faut définir de façon complète la fonction de répartition de la loi limite, même si la disjonction de cas exclut quelques cas, comme c'est le cas ici.

4.c. Montrer que pour tout  $\varepsilon > 0$ , on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon) = 0$$

Soit  $\varepsilon > 0$ . On a, pour tout  $n \in \mathbb{N}$  suffisamment proche de  $+\infty$  :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon) &= 1 - \mathbb{P}(|Y_n| \leq \varepsilon) \\ &= 1 - \mathbb{P}(-\varepsilon < Y_n < \varepsilon) \\ &= 1 - (G_n(\varepsilon) - G_n(-\varepsilon)) \\ &= e^{-\frac{n\varepsilon^2}{2}} \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \varepsilon > 0 \\ Y_n \text{ est à densité (car } G_n \text{ est continue sur } \mathbb{R} \text{ et } \mathcal{C}^1 \text{ sur } \mathbb{R} \text{ sauf éventuellement en } 0) \\ \text{question 4.a, sachant que } \varepsilon > 0 \text{ et } -\varepsilon < 0 \end{array} \right\}$$

Or  $\varepsilon > 0$ , donc  $\lim_{n \rightarrow +\infty} -\frac{n\varepsilon^2}{2} = -\infty$ . Par composition, on obtient :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} e^{-\frac{n\varepsilon^2}{2}} = 0$$

Autrement dit :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon) = 0$$

**Conclusion :** pour tout  $\varepsilon > 0$ , on a  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon) = 0$ .

### Petite remarque

On peut également utiliser l'inégalité de Markov pour démontrer le résultat demandé. Mais le programme officiel stipule que l'inégalité de Markov n'est pas exigible. Faisons donc sans !

### ✎ Pour info...

La suite  $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  **converge en probabilités** (vocabulaire HP en appli) vers une variable aléatoire suivant la loi certaine égale à 0.

5. On considère une suite  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  de variables aléatoires mutuellement indépendantes, et suivant toutes la même loi que  $X$ . Pour tout entier naturel  $n$  non nul, on pose  $M_n = \min(X_1, \dots, X_n)$ .

5.a. Exprimer, pour tout réel  $x$ ,  $\mathbb{P}([M_n > x])$  à l'aide de la fonction  $F_X$ , puis en déduire que  $M_n$  suit la même loi que la variable aléatoire  $Y_n$  présentée à la question 4.

- Soit  $x \in \mathbb{R}$ . On a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([M_n > x]) &= \mathbb{P}([\min(X_1, \dots, X_n) > x]) \\ &= \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n [X_i > x]\right) && \left. \begin{array}{l} \text{indépendance mutuelle de } X_1, \dots, X_n \\ X_1, \dots, X_n \text{ ont toutes la même loi que } X \end{array} \right\} \\ &= \prod_{i=1}^n \mathbb{P}([X_i > x]) \\ &= \prod_{i=1}^n (1 - F_X(x)) \\ &= (1 - F_X(x))^n \end{aligned}$$

- Soit  $x \in \mathbb{R}$ . On a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([M_n \leq x]) &= 1 - \mathbb{P}([M_n > x]) \\ &= (1 - F_X(x))^n && \left. \begin{array}{l} \text{point précédent} \\ \text{question 2} \end{array} \right\} \\ &= \begin{cases} 1 - \left(1 - \left(1 - e^{-\frac{x^2}{2}}\right)\right)^n & \text{si } x \geq 0 \\ 1 - (1 - 0) & \text{si } x < 0 \end{cases} \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-\frac{nx^2}{2}} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases} \\ &= G_n(x) \end{aligned}$$

Puisque la fonction de répartition caractérise la loi, on en déduit que  $M_n$  et  $Y_n$  suivent la même loi.

**Conclusion :**  $M_n$  et  $Y_n$  suivent la même loi.

### ♥ Astuce du chef ! ♥

On continue de travailler sans disjonction de cas, et il suffira simplement de remplacer toute l'expression de  $F_X(x)$  en fonction des cas. C'est moins lourd, et cela se prête très bien pour les calculs.

5.b. Compléter la fonction Python suivante afin qu'elle renvoie une simulation de  $M_n$  à l'appel de `simulM(n)`.

```
1 def simulM(n):
2     X=np.array ([..... for k in range(n)])
3     M=.....
4     return M
```

```
1 def simulM(n):
2     X=np.array ([ simulX () for k in range(n)])
3     M=min (X)
4     return M
```

#### Petite remarque

Là encore, on déplore le choix de la lettre **X** pour désigner un tableau de  $n$  réalisations de  $X$ ... Et on peut se demander pourquoi l'énoncé propose de convertir une liste en tableau **numpy** : rien de mieux pour embrouiller les candidats.  
On aurait d'ailleurs pu demander aux candidats d'écrire un programme en entier et non d'en compléter un.

# EXERCICE 3

♥ L'avis du chef ! ♥

Très bon exercice, pas si simple, mêlant intégrales et équations différentielles.

On se propose de déterminer s'il existe des fonctions  $f$  continues sur  $\mathbb{R}$  et vérifiant l'égalité :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = 1 + \int_0^x tf(x-t)dt \quad (1)$$

1. Montrer que l'égalité (1) est équivalente à l'égalité :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = 1 + \int_0^x (x-u)f(u)du \quad (2)$$

Soit  $f$  une fonction continue sur  $\mathbb{R}$ .

- Soit  $x \in \mathbb{R}$ . Effectuons le changement de variable  $u = x - t$  dans l'intégrale  $\int_0^x tf(x-t)dt$  :

$$\begin{cases} u = x - t \\ t = x - u \end{cases} ; \quad \begin{cases} du = -dt \\ dt = -du \end{cases} ; \quad \begin{array}{|c|c|c|} \hline t = & 0 & x \\ \hline u = & x & 0 \\ \hline \end{array}$$

Ce changement de variable est bien licite, puisque la fonction  $u \mapsto x - u$  est  $\mathcal{C}^1$  sur  $[0; x]$ . On a ainsi :

$$\begin{aligned} \int_0^x tf(x-t)dt &= \int_x^0 (x-u)f(u)(-du) \\ &= \int_0^x (x-u)f(u)du \end{aligned}$$

- On a donc établi :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \int_0^x tf(x-t)dt = \int_0^x (x-u)f(u)du$$

Ainsi :

$$\left( \forall x \in \mathbb{R}, f(x) = 1 + \int_0^x tf(x-t)dt \right) \iff \left( \forall x \in \mathbb{R}, f(x) = 1 + \int_0^x (x-u)f(u)du \right)$$

Petite remarque

On pourrait se contenter de dire que le changement de variable est licite car affine.

★ Subtil... ★

Si on pose  $u = g(t)$ ,  $g$  doit être bijective et c'est la fonction  $g^{-1}$  qui doit être  $\mathcal{C}^1$ ... Pour ne pas se tromper, on devrait toujours poser  $t = \dots$  même si c'est parfois moins naturel !

Conclusion : (1)  $\iff$  (2).

2. On suppose dans cette question qu'une fonction  $f$ , continue sur  $\mathbb{R}$ , est solution de ce problème.

2.a. Justifier que  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$  et que l'on a :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f'(x) = \int_0^x f(u)du$$

D'après la question précédente, on a ainsi, pour tout  $x \in \mathbb{R}$  :

$$\begin{aligned} f(x) &= 1 + \int_0^x (x-u)f(u)du \\ &= 1 + x \int_0^x f(u)du - \int_0^x uf(u)du \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{linéarité de l'intégrale}$$

Ensuite :

- la fonction  $f$  est continue sur  $\mathbb{R}$ , donc d'après le théorème fondamental de l'analyse, la fonction  $x \mapsto \int_0^x f(u)du$  est  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ , de dérivée égale à  $f$  ;
- la fonction  $\text{id} \times f$  est continue sur  $\mathbb{R}$ , donc d'après le théorème fondamental de l'analyse, la fonction  $x \mapsto \int_0^x uf(u)du$  est  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ , de dérivée égale à  $\text{id} \times f$ .

La fonction  $f$  est donc  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ , comme produit et somme de telles fonctions, et pour tout  $x \in \mathbb{R}$  :

$$\begin{aligned} f'(x) &= \int_0^x f(u)du + xf(x) - xf(x) \\ &= \int_0^x f(u)du \end{aligned}$$

Conclusion :  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$  et pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,  $f'(x) = \int_0^x f(u)du$ .

✗ Attention !

On ne peut pas procéder directement comme on le fait habituellement pour des fonctions définies par une intégrale puisque la variable  $x$  se situe également dans l'intégrande... on commence donc par découper !

2.b. En déduire que  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^2$  sur  $\mathbb{R}$  et que l'on a :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f''(x) = f(x)$$

D'après la question précédente :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f'(x) = \int_0^x f(u) du$$

Or  $f$  est continue sur  $\mathbb{R}$ , donc d'après le théorème fondamental de l'analyse, la fonction  $x \mapsto \int_0^x f(u) du$

est  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ , de dérivée égale à  $f$ .

Par conséquent :  $f'$  est  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ , autrement dit  $f$  est  $\mathcal{C}^2$  sur  $\mathbb{R}$ , et pour tout  $x \in \mathbb{R}$  :

$$f''(x) = f(x)$$

**Conclusion :**  $f$  est  $\mathcal{C}^2$  sur  $\mathbb{R}$ , et pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,  $f''(x) = f(x)$ .

**Et ça continue...**

Puisque  $f'' = f$  et que  $f$  est  $\mathcal{C}^2$ , on en déduit que  $f''$  est  $\mathcal{C}^2$ , donc  $f$  est  $\mathcal{C}^4$ ... En réitérant, on obtient que  $f$  est  $\mathcal{C}^6, \mathcal{C}^8$ ... donc  $f$  est en fait  $\mathcal{C}^\infty$ .

2.c. Trouver toutes les solutions de l'équation différentielle obtenue ci-dessus.

L'équation  $f'' - f = 0$  est une équation différentielle linéaire d'ordre 2 à coefficients constants, homogène, d'équation caractéristique  $r^2 - r = 0$  dont les solutions sont 1 et  $-1$ .

Il existe donc des réels  $a$  et  $b$ , que nous considérons ensuite, tels que :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = ae^{-x} + be^x$$

**Conclusion :** l'ensemble des solutions de  $f'' = f$  est  $\{x \mapsto ae^{-x} + be^x, (a, b) \in \mathbb{R}^2\}$ .

**Petite remarque**

C'est une question d'application directe du cours : il faut la traiter, et la traiter correctement !

2.d. Déterminer  $f(0)$  et  $f'(0)$  puis montrer que le problème posé au début de cet exercice a au plus une solution qui est la fonction  $f$  définie par :

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

- En évaluant la relation (1) avec  $x = 0$ , on obtient :

$$f(0) = 1$$

- En évaluant la relation obtenue en question 2.a avec  $x = 0$ , on obtient :

$$f'(0) = 0$$

Par conséquent, si  $f$  est solution de (1), on a, d'après les questions précédentes :

$$\exists (a, b) \in \mathbb{R}^2 / \forall x \in \mathbb{R}, f(x) = ae^{-x} + be^x ; f(0) = 1 ; f'(0) = 0$$

On obtient ainsi les conditions suivantes sur  $a$  et  $b$  :

$$\begin{cases} a + b = 1 \\ -a + b = 0 \end{cases}$$

Par conséquent :

$$a = b = \frac{1}{2}$$

Et donc :

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

**Conclusion :** si  $f$  est solution de (1), alors :  $\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = \frac{e^{-x} + e^x}{2}$ .  
Le problème initial a donc au plus une solution, la fonction  $x \mapsto \frac{e^{-x} + e^x}{2}$ .

3. Vérifier qu'effectivement la fonction trouvée à la question 2.d est la seule solution du problème posé en début d'exercice.

On sait que la fonction  $x \mapsto \frac{e^{-x} + e^x}{2}$  est la seule solution possible du problème initial. Pour montrer que c'est la seule solution, il suffit donc de vérifier qu'elle est bien solution du problème initial.

Soit  $x \in \mathbb{R}$ . On a :

$$\begin{aligned} 1 + \int_0^x (x-u) \frac{e^{-u} + e^u}{2} du &= 1 + \frac{1}{2} \int_0^x (x-u)(e^{-u} + e^u) du \\ &= 1 + \frac{1}{2} \left( [(x-u)(-e^{-u} + e^u)]_0^x - \int_0^x -(-e^{-u} + e^u) du \right) \\ &= 1 + \frac{1}{2} \left( 0 + \int_0^x (-e^{-u} + e^u) du \right) \end{aligned}$$

intégration par parties, licite car les fonctions en jeu sont  $\mathcal{C}^1$  sur le segment  $[0; x]$  (ou  $[x; 0]$ )

**ES Pour info...**

L'énoncé a détaillé un raisonnement par analyse-synthèse. L'analyse fait l'objet de toute la question 2 et la synthèse est à faire dans cette question pour conclure.

$$\begin{aligned}
&= 1 + \frac{1}{2} [e^{-u} + e^u]_0^x \\
&= 1 + \frac{1}{2} (e^{-x} + e^x - 2) \\
&= \frac{e^{-x} + e^x}{2}
\end{aligned}$$

La fonction  $x \mapsto \frac{e^{-x} + e^x}{2}$  vérifie ainsi la relation (2), et d'après la question 1, vérifie donc la relation (1).

**Conclusion :** la fonction  $x \mapsto \frac{e^{-x} + e^x}{2}$  est la seule solution du problème initial.

4. On se propose de déterminer maintenant s'il existe des fonctions  $f$  continues sur  $\mathbb{R}$  et vérifiant l'égalité :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = \int_0^x t f(x-t) dt$$

Sans refaire les calculs faits précédemment, mais en précisant les résultats qui restent valables, montrer que ce nouveau problème possède une seule solution que l'on déterminera.

- En procédant comme en question 1, cette nouvelle équation est équivalente à :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f(x) = \int_0^x (x-u) f(u) du$$

- **Analyse :**

- \* Les questions 2.a, 2.b et donc 2.c sont encore valables (les équations ne diffèrent entre elles que par une constante...).
- \* On a maintenant  $f(0) = 0$  et  $f'(0) = 0$ .
- \* Et on trouve ainsi, avec les notations précédemment utilisées :  $a = b = 0$ .

Par conséquent, la seule fonction possible est la fonction constante nulle.

- **Synthèse :** la fonction constante nulle convient...

**Conclusion :** ce nouveau problème possède une unique solution : la fonction constante nulle.

# EXERCICE 4

Dans ce problème on identifie une matrice de  $\mathcal{M}_1(\mathbb{R})$  à un réel.

On considère deux urnes  $A$  et  $B$  contenant initialement une boule blanche et une boule noire chacune. On procède à une suite d'épreuves, chaque épreuve consistant à tirer au hasard une boule dans chaque urne, la boule tirée de  $A$  étant remise dans  $B$  et la boule tirée de  $B$  étant remise dans  $A$ .

Pour tout entier naturel  $n$ , on note  $X_n$  la variable aléatoire égale au nombre de boules blanches présentes dans  $A$  avant la  $(n + 1)$ -ième épreuve.

On pose :  $a_n = \mathbb{P}([X_n = 0])$ ,  $b_n = \mathbb{P}([X_n = 1])$ ,  $c_n = \mathbb{P}([X_n = 2])$  et  $U_n = (a_n \quad b_n \quad c_n)$ .

1. 1.a. Donner les valeurs de  $a_0$ ,  $b_0$  et  $c_0$ .

Conclusion :  $a_0 = 0$ ,  $b_0 = 1$  et  $c_0 = 0$ .

1.b. Déterminer la loi de  $X_1$  et en déduire les valeurs de  $a_1$ ,  $b_1$  et  $c_1$ .

- Puisqu'il y a, au total, 2 boules blanches, on a :  $X_1(\Omega) \subset \llbracket 0; 2 \rrbracket$ .

• Ensuite :

★ On a :

$[X_1 = 0]$  est réalisé si, et seulement si, l'urne  $A$  ne contient aucune boule blanche à l'issue de la première épreuve  
si, et seulement si, on a tiré la boule blanche dans l'urne  $A$  et la boule noire dans l'urne  $B$

Par indépendance des tirages dans les deux urnes et équiprobabilité du choix de la boule dans chaque urne, on obtient :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([X_1 = 0]) &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \\ &= \frac{1}{4} \end{aligned}$$

★ On a :

$[X_1 = 1]$  est réalisé si, et seulement si, l'urne  $A$  contient une seule boule blanche à l'issue de la première épreuve  
si, et seulement si, on a tiré la boule blanche dans l'urne  $A$  et la boule blanche dans l'urne  $B$  ou on a tiré la boule noire dans l'urne  $A$  et la boule noire dans l'urne  $B$

Par incompatibilité de ces deux événements, puis indépendance des tirages dans les deux urnes et équiprobabilité du choix de la boule dans chaque urne, on obtient :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([X_1 = 1]) &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

★ De la même façon, on trouve :

$$\mathbb{P}([X_1 = 2]) = \frac{1}{4}$$

Conclusion : finalement  $X_1(\Omega) = \llbracket 0; 2 \rrbracket$  et la loi de  $X_1$  est donnée par :

valeurs prises par $X_1$	0	1	2
probabilités	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

1.c. Justifier rapidement que, pour tout entier naturel  $n$  supérieur ou égal à 1,  $([X_n = 0], [X_n = 1], [X_n = 2])$  est un système complet d'événements.

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Puisqu'il n'y a que deux boules blanches dans l'ensemble des deux urnes, on a :

$$X_n(\Omega) \subset \llbracket 0; 2 \rrbracket$$

Conclusion : pour tout entier naturel  $n$  supérieur ou égal à 1,  $([X_n = 0], [X_n = 1], [X_n = 2])$  est un système complet d'événements.

1.d. En déduire, pour tout entier naturel  $n$ , la valeur de la somme  $a_n + b_n + c_n$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}$ .

- Si  $n = 0$  :

On sait déjà que  $a_0 + b_0 + c_0 = 1$ ...

## ♥ L'avis du chef ! ♥

Très classique, plutôt bien pour s'entraîner sur les chaînes de Markov, même s'il est parfois trop détaillé et/ou un peu lourd...

## Petite remarque

Aucune justification n'est attendue lorsque l'énoncé mentionner "donner".

## ✍ Rédaction

Je fais le choix de ne pas introduire d'événements pour décrire l'événement  $[X_1 = 0]$ . Si on souhaite le faire, on peut par exemple noter  $N_{A,k}$  l'événement "tirer la boule noire dans l'urne  $A$  lors de la  $k$ -ième épreuve" et de même  $N_{B,k}$ .  
Dès lors :  $[X_1 = 0] = \overline{N_{A,1}} \cap N_{B,1}$ ...

## Petite remarque

Il n'est même pas nécessaire d'avoir l'égalité pour conclure : au pire, certains événements sont vides, ce qui n'est pas exclu pour un SCE.

- Si  $n \geq 1$  :  
D'après la question précédente,  $([X_n = 0], [X_n = 1], [X_n = 2])$  est un système complet d'événements.  
Ainsi :

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

Autrement dit :

$$a_n + b_n + c_n = 1$$

Conclusion : pour tout entier naturel  $n$ ,  $a_n + b_n + c_n = 1$ .

♥ L'avis du chef ! ♥

Les questions 1.c et 1.d ont bien peu d'intérêt ; et c'est toujours un peu déroutant lorsque l'énoncé demande d'établir des résultats qui sont relativement immédiats...

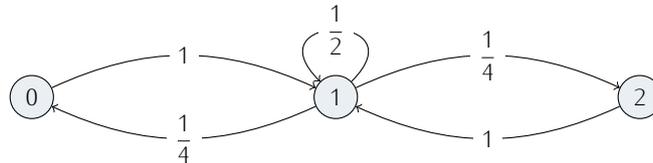
Important !

On apprécie cette remarque de l'énoncé, afin de justifier l'existence des probabilités conditionnelles demandées en question suivante, ce qui évite au candidat de devoir le faire.

On admet dans la suite que, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$ , les probabilités  $a_n$ ,  $b_n$  et  $c_n$  sont non nulles.

2. Soit  $n$  un entier naturel non nul.

- 2.a. Déterminer, en les justifiant, les probabilités conditionnelles  $\mathbb{P}_{[X_n = i]}([X_{n+1} = j])$ , pour tout  $(i, j) \in \llbracket 0; 2 \rrbracket^2$ , puis en déduire que le graphe suivant représente la chaîne de Markov décrite ci-dessus.



- Supposons l'évènement  $[X_n = 0]$  réalisé. Autrement dit, l'urne  $A$  contient 2 boules noires avant la  $(n + 1)$ -ième épreuve, et l'urne  $B$  deux boules blanches.  
Dans ce cas : lors du  $(n + 1)$ -ième tirage, la seule possibilité est de tirer une boule noire dans l'urne  $A$  et une boule blanche dans l'urne  $B$ . Et donc, avant le  $(n + 2)$ -ième tirage, l'urne  $A$  sera nécessairement composée d'une boule noire et une boule blanche, tout comme l'urne  $B$ . D'où :

$$\mathbb{P}_{[X_n = 0]}([X_{n+1} = 0]) = 0 ; \quad \mathbb{P}_{[X_n = 0]}([X_{n+1} = 1]) = 1 ; \quad \mathbb{P}_{[X_n = 0]}([X_{n+1} = 2]) = 0$$

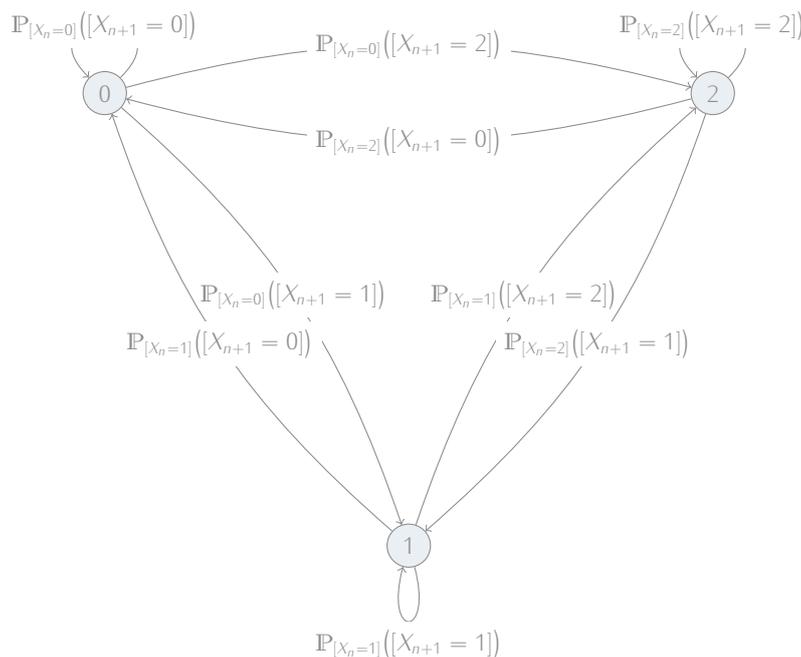
- Supposons l'évènement  $[X_n = 1]$  réalisé. Autrement dit, l'urne  $A$  contient une boule blanche et une boule noire avant la  $(n + 1)$ -ième épreuve, tout comme l'urne  $B$ .  
Dans ce cas, en raisonnant comme en question 1.b, on trouve :

$$\mathbb{P}_{[X_n = 1]}([X_{n+1} = 0]) = \frac{1}{4} ; \quad \mathbb{P}_{[X_n = 1]}([X_{n+1} = 1]) = \frac{1}{2} ; \quad \mathbb{P}_{[X_n = 1]}([X_{n+1} = 2]) = \frac{1}{4}$$

- Supposons l'évènement  $[X_n = 2]$  réalisé. Autrement dit, l'urne  $A$  contient 2 boules blanches avant la  $(n + 1)$ -ième épreuve, et l'urne  $B$  deux boules noires.  
Dans ce cas : lors du  $(n + 1)$ -ième tirage, la seule possibilité est de tirer une boule blanche dans l'urne  $A$  et une boule noire dans l'urne  $B$ . Et donc, avant le  $(n + 2)$ -ième tirage, l'urne  $A$  sera nécessairement composée d'une boule noire et une boule blanche, tout comme l'urne  $B$ . D'où :

$$\mathbb{P}_{[X_n = 2]}([X_{n+1} = 0]) = 0 ; \quad \mathbb{P}_{[X_n = 2]}([X_{n+1} = 1]) = 1 ; \quad \mathbb{P}_{[X_n = 2]}([X_{n+1} = 2]) = 0$$

De façon générale, pour une chaîne de Markov homogène à 3 états, on a :



D'où le graphe donné avec les probabilités trouvées...

Petite remarque

Tout l'intérêt d'avoir suffisamment détaillé le raisonnement en question 1.b...

- 2.b. Écrire la matrice de transition  $M = (m_{i,j})_{(i,j) \in \{0,1,2\}^2}$ , où  $m_{i,j} = \mathbb{P}_{[X_n=i]}([X_{n+1} = j])$ , associée à cette chaîne de Markov. On remarquera que la première ligne et la première colonne de cette matrice sont numérotées 0, la deuxième ligne et la deuxième colonne sont numérotées 1 et la troisième ligne et la troisième colonne sont numérotées 2. On vérifie avant de poursuivre que la somme des éléments de chaque ligne de  $M$  est égale à 1.

$$\text{Conclusion : } M = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

- 2.c. Utiliser la formule des probabilités totales pour exprimer  $a_{n+1}$ ,  $b_{n+1}$  et  $c_{n+1}$  en fonction de  $a_n$ ,  $b_n$  et  $c_n$ .

- D'après la formule des probabilités totales avec  $([X_n = 0], [X_n = 1], [X_n = 2])$  comme système complet d'événements, on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([X_{n+1} = 0]) &= \sum_{i=0}^2 \mathbb{P}([X_n = i] \cap [X_{n+1} = 0]) && \left. \begin{array}{l} \text{) } \mathbb{P}([X_n = 0]), \mathbb{P}([X_n = 1]) \text{ et } \mathbb{P}([X_n = 2]) \text{ sont non nulles d'après l'énoncé} \\ \text{) } \text{question précédente} \end{array} \right. \\ &= \sum_{i=0}^2 \mathbb{P}([X_n = i]) \mathbb{P}_{[X_n=i]}([X_{n+1} = 0]) \\ &= \frac{1}{4} b_n \end{aligned}$$

- On procède de la même façon pour  $b_{n+1}$  et  $c_{n+1}$ ...

$$\text{Conclusion : } a_{n+1} = \frac{1}{4} b_n, b_{n+1} = a_n + \frac{1}{2} b_n + c_n \text{ et } c_{n+1} = \frac{1}{4} b_n.$$

3. Vérifier que les relations trouvées à la question 2.c restent valables pour  $n = 0$ .

- On sait que  $a_0 = 0$ ,  $b_0 = 1$  et  $c_0 = 0$ .
- On sait également que  $a_1 = \frac{1}{4}$ ,  $b_1 = \frac{1}{2}$  et  $c_1 = \frac{1}{4}$ .

Ainsi, on a :

$$a_1 = \frac{1}{4} b_0 ; b_1 = a_0 + \frac{1}{2} b_0 + c_0 ; c_1 = \frac{1}{4} b_0$$

Conclusion : les relations trouvées à la question 2.c restent valables pour  $n = 0$ .

4. 4.a. Pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$ , exprimer  $\mathbb{E}(X_{n+1})$  en fonction de  $b_{n+1}$  et  $c_{n+1}$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . Puisque  $X_{n+1}(\Omega)$  est fini,  $X_{n+1}$  possède une espérance et :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_{n+1}) &= \sum_{k \in X_{n+1}(\Omega)} k \mathbb{P}([X_{n+1} = k]) \\ &= \sum_{k=0}^2 k \mathbb{P}([X_{n+1} = k]) \\ &= \mathbb{P}([X_{n+1} = 1]) + 2\mathbb{P}([X_{n+1} = 2]) \\ &= b_{n+1} + 2c_{n+1} \end{aligned}$$

Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}, \mathbb{E}(X_{n+1}) = b_{n+1} + 2c_{n+1}$ .

- 4.b. En déduire que, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$ , on a  $\mathbb{E}(X_{n+1}) = 1$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . En débutant par la question précédente :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_{n+1}) &= b_{n+1} + 2c_{n+1} && \left. \begin{array}{l} \text{) } \text{question 2.c, valable quand } n = 0 \text{ d'après la question 3} \\ \text{) } \text{question 1.d} \end{array} \right. \\ &= a_n + \frac{1}{2} b_n + c_n + 2 \times \frac{1}{4} b_n \\ &= a_n + b_n + c_n \\ &= 1 \end{aligned}$$

Conclusion : pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$ ,  $\mathbb{E}(X_{n+1}) = 1$ .

- 4.c. Établir finalement la relation :

$$\forall n \in \mathbb{N}, b_n + 2c_n = 1$$

D'après les deux questions précédentes :

$$\forall n \in \mathbb{N}, b_{n+1} + 2c_{n+1} = 1$$

Autrement dit :

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, b_k + 2c_k = 1$$

Et on a aussi  $b_0 + 2c_0 = 1 + 2 \times 0 = 1...$

Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}, b_n + 2c_n = 1.$

5. On pose  $V = \begin{pmatrix} 2 \\ -1 \\ 2 \end{pmatrix}.$

5.a. Montrer que la suite  $(U_n V)_{n \in \mathbb{N}}$  est une suite géométrique et donner sa raison.

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . On a :

$$\begin{aligned} U_{n+1}V &= (a_{n+1} \quad b_{n+1} \quad c_{n+1}) \begin{pmatrix} 2 \\ -1 \\ 2 \end{pmatrix} && \left. \begin{array}{l} \text{en identifiant réel et matrice de } \mathcal{M}_1(\mathbb{R}) \\ \text{question 2.c, valable quand } n = 0 \text{ d'après la question 3} \end{array} \right\} \\ &= 2a_{n+1} - b_{n+1} + 2c_{n+1} \\ &= \frac{1}{2}b_n - a_n - \frac{1}{2}b_n - c_n + \frac{1}{2}b_n \\ &= -a_n + \frac{1}{2}b_n - c_n \\ &= \frac{-1}{2}(2a_n - b_n + 2c_n) \\ &= \frac{-1}{2}U_n V \end{aligned}$$

**Petite remarque**  
 Il ne faut pas avoir peur des formulations un peu inhabituelles. En calculant  $U_n V$ , on remarque qu'il suffit de montrer que la suite  $(2a_n - b_n + 2c_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est géométrique...

Conclusion : la suite  $(U_n V)_{n \in \mathbb{N}}$  est géométrique de raison  $\frac{-1}{2}$  et de premier terme  $U_0 V = -1.$

**►Réflexe !**  
 On précise le premier terme, comme ça, c'est fait !

**AUTRE MÉTHODE, MOINS DANS L'ESPRIT DE L'EXERCICE...**

Même si la méthode qui suit n'est pas dans l'esprit de l'exercice, rien ne nous empêche de l'utiliser...  
 Soit  $n \in \mathbb{N}$ . on sait que :

$$U_{n+1} = U_n M$$

Ainsi :

$$\begin{aligned} U_{n+1}V &= U_n M V \\ &= \frac{-1}{2}U_n V \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \text{après calcul, on trouve } M V = \frac{-1}{2}V \end{array} \right\}$$

Conclusion : la suite  $(U_n V)_{n \in \mathbb{N}}$  est géométrique de raison  $\frac{-1}{2}$  et de premier terme  $U_0 V = -1.$

**Pourquoi ?**  
 Il s'agit d'une propriété du cours sur les chaînes de Markov (que l'on demande de redémontrer en question 8.e...).

5.b. Pour tout entier naturel  $n$ , en déduire explicitement  $2a_n - b_n + 2c_n$  en fonction de  $n$ .

Conclusion : d'après la question précédente, on a :  $\forall n \in \mathbb{N}, 2a_n - b_n + 2c_n = -\left(-\frac{1}{2}\right)^n.$

**Vérification**  
 On vérifie le résultat pour  $n = 0$  et  $n = 1...$

6. Déterminer, pour tout entier naturel  $n$ ,  $a_n$ ,  $b_n$  et  $c_n$  puis donner la loi de  $X_n$ .

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . D'après les questions 1.d, 4.c et 5.b, on a :

$$\begin{cases} a_n + b_n + c_n = 1 \\ b_n + 2c_n = 1 \\ 2a_n - b_n + 2c_n = -\left(-\frac{1}{2}\right)^n - 2 \end{cases}$$

Or :

$$\begin{cases} a_n + b_n + c_n = 1 \\ b_n + 2c_n = 1 \\ 2a_n - b_n + 2c_n = -\left(-\frac{1}{2}\right)^n - 2 \end{cases} \begin{array}{l} \iff \\ L_3 \leftarrow L_3 - 2L_1 \end{array} \begin{cases} a_n + b_n + c_n = 1 \\ b_n + 2c_n = 1 \\ -3b_n = -\left(-\frac{1}{2}\right)^n - 2 \end{cases}$$

$$\begin{cases} 3a_n + 3c_n = 1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n \\ 6c_n = 1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n \\ -3b_n = -\left(-\frac{1}{2}\right)^n - 2 \end{cases} \begin{array}{l} \iff \\ L_1 \leftarrow 3L_1 + L_3 \\ L_2 \leftarrow 3L_2 + L_3 \end{array}$$

**►Réflexe !**  
 3 inconnues... il nous faut 3 équations linéaires !

$$L_1 \leftarrow 2L_1 - L_2 \iff \begin{cases} 6a_n = 1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n \\ 6c_n = 1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n \\ 3b_n = -\left(-\frac{1}{2}\right)^n - 2 \end{cases} \iff \begin{cases} a_n = \frac{1}{6} \left(1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n\right) \\ b_n = \frac{1}{3} \left(2 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n\right) \\ c_n = \frac{1}{6} \left(1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n\right) \end{cases}$$

Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}, \begin{cases} a_n = \frac{1}{6} \left(1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n\right) \\ b_n = \frac{1}{3} \left(2 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n\right) \\ c_n = \frac{1}{6} \left(1 - \left(-\frac{1}{2}\right)^n\right) \end{cases}.$

7. Montrer que la suite de variables aléatoires  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge en loi vers une variable aléatoire  $X$  dont on déterminera la loi.

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

D'où :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} a_n = \frac{1}{6} ; \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} b_n = \frac{1}{2} ; \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} c_n = \frac{1}{6}$$

Conclusion : la suite  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge en loi vers une variable aléatoire  $X$  dont la loi est donnée par le tableau suivant :

valeurs prises par $X$	0	1	2
probabilités	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{6}$

✓ **Pour s'entraîner...**  
On peut déterminer les états stables de la chaîne de Markov; on en trouve un seul :  $\left(\frac{1}{6}, \frac{2}{3}, \frac{1}{6}\right)$ .

8. On se propose de retrouver la loi de  $X_n$  par une autre méthode.

8.a. Calculer  $M^2$  et  $M^3$ , puis vérifier que  $2M^3 = M^2 + M$ .

On trouve :

$$M^2 = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \\ \frac{1}{8} & \frac{3}{4} & \frac{1}{8} \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \end{pmatrix} ; \quad M^3 = \begin{pmatrix} \frac{1}{16} & \frac{3}{8} & \frac{1}{16} \\ \frac{3}{16} & \frac{5}{8} & \frac{3}{16} \\ \frac{1}{16} & \frac{3}{8} & \frac{1}{16} \end{pmatrix}$$

Conclusion :  $2M^3 = M^2 + M$ .

8.b. En déduire les valeurs propres de  $M$  et donner une base de chacun de ses sous-espaces propres.

- De la question précédente, on déduit que le polynôme  $2X^3 - X^2 - X$  est annulateur de  $M$ . Or  $2X^3 - X^2 - X = X(2X^2 - X - 1)$  et on trouve ainsi que les racines de  $2X^3 - X^2 - X$  sont 0, 1 et  $\frac{-1}{2}$ . Par conséquent :

$$\text{Sp}(M) \subset \left\{ \frac{-1}{2}; 0; 1 \right\}$$

Dans la suite, pour tout  $\lambda \in \text{Sp}(M)$ , on notera  $E_\lambda(M)$  l'espace propre de  $M$  associé à la valeur propre  $\lambda$ .

- Pour 0 :

★ On a :

$$\text{rg}(M) = \text{rg} \left( \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{2}{2} & \frac{1}{4} \end{pmatrix} \right) \quad \leftarrow C_1 = C_3$$

$$= \text{rg} \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ \frac{1}{4} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \frac{1}{2} \end{pmatrix} \right)$$

$$= 2 \quad \leftarrow \text{la famille} \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ \frac{1}{4} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \frac{1}{2} \end{pmatrix} \right) \text{ est libre car seulement constituée de deux vecteurs non colinéaires}$$

On en déduit que 0 est valeur propre de  $M$  et par théorème du rang :

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

♣ **Méthode !**  
On peut également, pour tout  $\lambda \in \left\{ \frac{-1}{2}; 0; 1 \right\}$ , résoudre  $MX = \lambda X$  pour montrer que  $\lambda$  est valeur propre de  $M$  et déterminer une famille génératrice de  $E_\lambda(M)$ ...

Ainsi :

$$\dim(\ker(M)) = 1$$

\* Ensuite, on remarque que  $\begin{pmatrix} -1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \in \ker(M)$ . La famille  $\left(\begin{pmatrix} -1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}\right)$  est donc une famille de  $E_0(M)$

qui est :

- ✓ libre car constituée d'un unique vecteur non nul,
- ✓ de cardinal 1, égal à  $\dim(E_0(M))$ .

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

- Pour  $-\frac{1}{2}$  :

On procède de la même façon...

**Conclusion :**  $-\frac{1}{2}$  est valeur propre de  $M$  et la famille  $\left(\begin{pmatrix} 2 \\ -1 \\ 2 \end{pmatrix}\right)$  est une base de  $E_{-1/2}(M)$ .

- Pour 1 :

On procède de la même façon...

**Conclusion :** 1 est valeur propre de  $M$  et la famille  $\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}\right)$  est une base de  $E_1(M)$ .

**À retenir...**  
On avait remarqué que  $C_1 = C_3$  dans la recherche du rang de  $M$ . Autrement dit :  $-1 \times C_1 + 0 \times 1 \times C_2 = 0$ . Cette relation sur les colonnes de  $M$  nous fournit un vecteur dans  $\ker(M)$  : pour cela, il suffit de remarquer que  $-C_1 + C_3 = M \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \dots$

♥ **Astuce du chef ! ♥**  
On peut aller plus vite pour les deux autres valeurs propres, après avoir parfaitement détaillé la première. On remercie au passage l'énoncé de nous fournir les résultats en donnant la matrice  $P$  à la question suivante...

8.c. On pose  $P = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \\ 2 & 1 & 1 \end{pmatrix}$ . Justifier sans calcul que  $P$  est inversible.

On sait qu'une concaténation de familles libres de vecteurs propres de  $M$  associées à des valeurs propres différentes est encore une famille libre de  $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R})$ .

Par conséquent, d'après la question précédente, la famille  $\left(\begin{pmatrix} 2 \\ -1 \\ 2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}\right)$  est libre (car concaténation de bases de vecteurs propres associées à des valeurs propres différentes), donc de rang 3.

**Conclusion :**  $\text{rg}(P) = 3$ , donc  $P$  est inversible.

8.d. On pose  $D = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ . Calculer  $MP$  et  $PD$ , puis conclure que  $M$  est diagonalisable.

On trouve :

$$MP = PD$$

D'où, puisque  $P$  est inversible :

$$M = PDP^{-1}$$

**Conclusion :**  $M$  est donc semblable à  $D$ , qui est diagonale, donc  $M$  est diagonalisable.

**Petite remarque**  
S'il faut calculer  $MP$  et  $PD$  pour justifier que  $M$  est diagonalisable, à quoi bon avoir un cours sur la réduction de matrices?!

8.e. Établir la relation suivante :

$$\forall n \in \mathbb{N}, U_{n+1} = U_n M$$

Soit  $n \in \mathbb{N}$ . D'après la question 2.c :

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} a_{n+1} & b_{n+1} & c_{n+1} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \frac{1}{4}b_n & a_n + \frac{1}{2}b_n + c_n & \frac{1}{4}b_n \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} a_n & b_n & c_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

**Conclusion :**  $U_{n+1} = U_n M$ .

8.f. En déduire la relation, valable pour tout entier naturel  $n$  :

$$U_n = U_0 M^n$$

Procédons par récurrence...

- **Initialisation.** Pour  $n = 0$  :  
 $M^0 = I_3$ , d'où le résultat. L'initialisation est vérifiée.
- **Hérédité.** Soit  $n \in \mathbb{N}$ . Supposons que  $U_n = U_0 M^n$  et montrons que  $U_{n+1} = U_0 M^{n+1}$ .  
On a, en débutant avec la question précédente :

$$\begin{aligned} U_{n+1} &= U_n M \\ &= U_0 M^n \times M && \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} \text{hypothèse de récurrence} \\ &= U_0 M^{n+1} \end{aligned}$$

L'hérédité est ainsi établie.

Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}, U_n = U_0 M^n$ .

♡ L'avis du chef ! ♡

On pourrait s'attendre, à ce niveau de l'exercice, à ce que ce résultat ne soit pas donné et que l'énoncé demande directement la question suivante afin de mieux discriminer les candidats...

8.g. Donner, sans faire les calculs, une stratégie pour obtenir la loi de  $X_n$  à partir de cette dernière relation (on précisera les différentes étapes permettant de conclure).

- Par récurrence immédiate, on a :  
$$\forall n \in \mathbb{N}, M^n = P D^n P^{-1}$$

- Puisque  $D$  est diagonale, on a :

$$\forall n \in \mathbb{N}, D^n = \begin{pmatrix} \left(\frac{-1}{2}\right)^n & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

- On obtient alors, en utilisant la question précédente l'expression de  $U_n$  en fonction de  $n$  en effectuant le calcul explicite de  $P D^n P^{-1}$  (après avoir calculé  $P^{-1}$ ).
- On obtient ainsi la loi de  $X_n$ ...

★★★★★★ FIN ★★★★★★