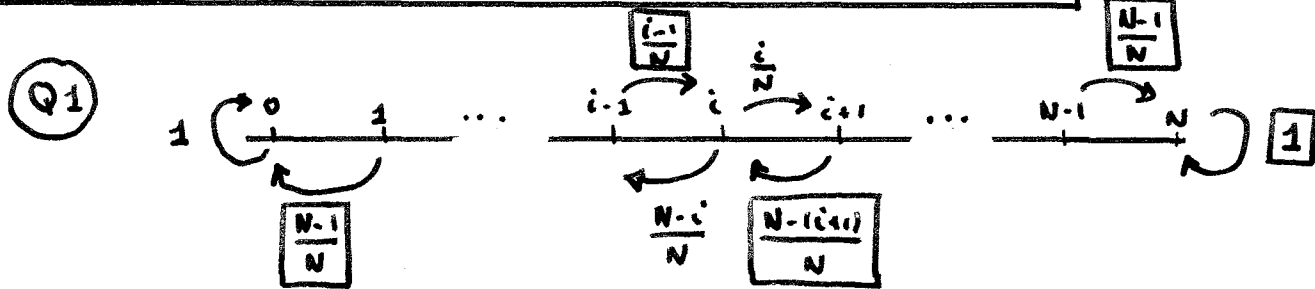


Exercice 1: probabilités et algèbre linéaire

I Étude d'une suite de variables aléatoires



Q2 • $X_1(\Omega) = \{0, 2\}$. $P(X_1=0) = \frac{N-1}{N}$ et $P(X_1=2) = \frac{1}{N}$.

j'évitais des cubes ...

• $X_2(\Omega) = \{0, 1, 3\}$

- $\{X_2=0\} \subset \{X_1=0\}$ donc $P(\{X_2=0\}) = P(\{X_2=0\} \cap \{X_1=0\})$.

$P(X_2=0) = P(X_1=0) P_{\{X_1=0\}}(X_2=0) = \frac{N-1}{N} \times 1$; $P(X_2=0) = \frac{N-1}{N}$.

- $\{X_2=1\} \subset \{X_1=2\}$ donc $P(\{X_2=1\}) = P(\{X_2=1\} \cap \{X_1=2\})$

$P(X_2=1) = P(X_1=2) P_{\{X_1=2\}}(X_2=1) = \frac{1}{N} \times \frac{N-2}{N}$; $P(X_2=1) = \frac{N-2}{N^2}$.

- $\{X_2=3\} \subset \{X_1=2\}$ donc $P(\{X_2=3\}) = P(\{X_2=3\} \cap \{X_1=2\})$.

$P(X_2=3) = P(X_1=2) P_{\{X_1=2\}}(X_2=3) = \frac{1}{N} \times \frac{2}{N} = \frac{2}{N^2}$.

$X_2(\Omega) = \{0, 1, 3\}$, $P(X_2=0) = \frac{N-1}{N}$, $P(X_2=1) = \frac{N-2}{N^2}$ et $P(X_2=3) = \frac{2}{N^2}$.

• si $N \geq 4$. $X_3(\Omega) = \{0, 2, 4\}$.

Notons que $(\{X_2=0\}, \{X_2=1\}, \{X_2=3\})$ est un système complet d'événements.

La formule des probabilités totales donne alors

$\forall i \in X_3(\Omega)$, $P(X_3=i) = P(X_2=0) P_{\{X_2=0\}}(X_3=i) + P(X_2=1) P_{\{X_2=1\}}(X_3=i) +$

$P(X_2=3) P_{\{X_2=3\}}(X_3=i)$.

$$\forall i \in X_3(\Omega), P_{\{X_2=0\}}(X_3=i) = \begin{cases} 3 & \text{si } i=0 \\ 0 & \text{si } i=1 \\ 0 & \text{si } i=2 \\ 0 & \text{si } i=3 \\ 0 & \text{si } i=4 \end{cases}, P_{\{X_2=1\}}(X_3=i) = \begin{cases} \frac{N-1}{N} & \text{si } i=0 \\ \frac{1}{N} & \text{si } i=1 \\ 0 & \text{si } i=2 \\ 0 & \text{si } i=3 \\ 0 & \text{si } i=4 \end{cases}$$

$$P_{\{X_2=2\}}(X_3=i) = \begin{cases} 0 & \text{si } i=0 \\ \frac{N-3}{N} & \text{si } i=1 \\ \frac{3}{N} & \text{si } i=2 \\ 0 & \text{si } i=3 \\ 0 & \text{si } i=4 \end{cases}$$

$$P(X_3=0) = P(X_2=0) + \frac{N-1}{N} P(X_2=1) + 0 P(X_2=2) + 0 P(X_2=3) + 0 P(X_2=4) = \frac{N-1}{N} + \frac{N-1}{N} \frac{N-2}{N} = \frac{N^2 - 3N + 2}{N^2}$$

$$P(X_3=1) = 0 P(X_2=0) + \frac{1}{N} P(X_2=1) + \frac{N-3}{N} P(X_2=2) + 0 P(X_2=3) + 0 P(X_2=4) = \frac{1}{N} \frac{N-2}{N} + \frac{N-3}{N} \frac{2}{N} = \frac{3N-8}{N^2}$$

$$P(X_3=2) = 0 P(X_2=0) + 0 P(X_2=1) + \frac{3}{N} P(X_2=2) + 0 P(X_2=3) + 0 P(X_2=4) = \frac{6}{N^2}$$

$$\text{Si } N > 4 : X_3(\Omega) = \{0, 1, 2\}, P(X_3=0) = \frac{N^2 - 3N + 2}{N^2}, P(X_3=1) = \frac{3N-8}{N^2} \text{ et } P(X_3=2) = \frac{6}{N^2}$$

b) N=3. $X_3(\Omega) = \{0, 1, 2\}$

$$P(X_3=0) = P(X_2=0) P_{\{X_2=0\}}(X_3=0) + P(X_2=1) P_{\{X_2=1\}}(X_3=0) + P(X_2=2) P_{\{X_2=2\}}(X_3=0)$$

$$= 1 + \frac{2}{3} + 0 = \frac{5}{3}$$

$$P(X_3=1) = P(X_2=0) P_{\{X_2=0\}}(X_3=1) + P(X_2=1) P_{\{X_2=1\}}(X_3=1) + P(X_2=2) P_{\{X_2=2\}}(X_3=1)$$

$$= 0 + \frac{1}{3} + 0 = \frac{1}{3}$$

$$P(X_3=2) = P(X_2=0) P_{\{X_2=0\}}(X_3=2) + P(X_2=1) P_{\{X_2=1\}}(X_3=2) + P(X_2=2) P_{\{X_2=2\}}(X_3=2)$$

$$= 0 + \frac{1}{3} + 0 = \frac{1}{3}$$

$$P(X_3=1) = \frac{1}{3} P(X_2=1) = \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{2}{9}$$

$$P(X_3=2) = P(X_2=0) P_{\{X_2=0\}}(X_3=2) + P(X_2=1) P_{\{X_2=1\}}(X_3=2) + P(X_2=2) P_{\{X_2=2\}}(X_3=2)$$

$$= 0 + \frac{1}{3} + 0 = \frac{1}{3}$$

$$P(X_3=2) = P(X_2=2) = \frac{2}{9} = \frac{2}{9}$$

$$\text{Si } N=3 : X_3(\Omega) = \{0, 1, 2\}, P(X_3=0) = \frac{5}{9}, P(X_3=1) = \frac{2}{9} \text{ et } P(X_3=2) = \frac{2}{9}$$

Q3 a) Soit $n \in \mathbb{N}$. $(\{X_n = i\})_{i \in \{0, \dots, N\}}$ est un système complet d'événements

donc $\forall k \in \{0, \dots, N\}$, $P(\{X_{n+1} = k\}) = \sum_{i=0}^N P(\{X_{n+1} = k\} \cap \{X_n = i\})$

1^{er} cas.. $N \geq 4$ soit $k \in \{2, \dots, N-2\}$. Soit $i \in \{0, \dots, n\}$.

a) $P(X_n = i) \neq 0$. $P(\{X_{n+1} = k\} \cap \{X_n = i\}) = P_{\{X_n = i\}}(X_{n+1} = k) P(X_n = i)$.

$$P(\{X_{n+1} = k\} \cap \{X_n = i\}) = \begin{cases} \frac{i-1}{N} P(X_n = k-1) & \text{si } i = k-1 \\ \frac{N-(k+1)}{N} P(X_n = k+1) & \text{si } i = k+1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

b) $P(X_n = i) = 0$. Comme $\{X_{n+1} = k\} \cap \{X_n = i\} \subset \{X_n = i\}$ par croissance de P on a $0 \leq P(\{X_{n+1} = k\} \cap \{X_n = i\}) \leq P(X_n = i) = 0$.

Ainsi $P(\{X_{n+1} = k\} \cap \{X_n = i\}) = P(X_n = i) = 0$. Alors le résultat cherché plus haut reste vrai, OK ??

Par conséquent $P(X_{n+1} = k) = \sum_{i=0}^N P(\{X_{n+1} = k\} \cap \{X_n = i\}) = \frac{k-1}{N} P(X_n = k-1) + \frac{N-(k+1)}{N} P(X_n = k+1)$

si $N \geq 4 \forall k \in \{2, \dots, N-2\}$, $P(X_{n+1} = k) = \frac{k-1}{N} P(X_n = k-1) + \frac{N-(k+1)}{N} P(X_n = k+1)$.

● $P(X_{n+1} = 0) = \sum_{i=0}^N P(\{X_{n+1} = 0\} \cap \{X_n = i\})$

Notons que si $i \in \{2, \dots, N\}$, $P(\{X_{n+1} = 0\} \cap \{X_n = i\}) = 0$.

Alors $P(X_{n+1} = 0) = P(\{X_{n+1} = 0\} \cap \{X_n = 0\}) + P(\{X_{n+1} = 0\} \cap \{X_n = 1\})$.

$\{X_n = 0\} \subset \{X_{n+1} = 0\}$ donc $P(\{X_{n+1} = 0\} \cap \{X_n = 0\}) = P(X_n = 0)$.

Si $P(X_n = 1) \neq 0$ $P(\{X_{n+1} = 0\} \cap \{X_n = 1\}) = P_{\{X_n = 1\}}(X_{n+1} = 0) P(X_n = 1) = \frac{N-1}{N} P(X_n = 1)$

Si $P(X_n = 1) = 0$ $P(\{X_{n+1} = 0\} \cap \{X_n = 1\}) = P(X_n = 1) = 0$; le résultat précédent reste vraie.

Ainsi $P(X_{n+1} = 0) = P(X_n = 0) + \frac{N-1}{N} P(X_n = 1)$.

● $\{X_{n+1} = 1\} \subset \{X_n = 2\}$.

$P(\{X_{n+1} = 1\}) = P(\{X_{n+1} = 1\} \cap \{X_n = 2\})$.

Si $P(\{X_n = 2\}) \neq 0$: $P(\{X_{n+1} = 1\}) = P(\{X_{n+1} = 1\} | \{X_n = 2\}) P(\{X_n = 2\}) = \frac{N-2}{N} P(\{X_n = 2\})$.

Si $P(\{X_n = 2\}) = 0$: $P(\{X_{n+1} = 1\} \cap \{X_n = 2\}) = P(\{X_n = 2\}) = 0$ et le résultat précédent vaut aussi.

$P(X_{n+1} = 1) = \frac{N-2}{N} P(X_n = 2)$

● $\{X_{n+1} = N-1\} \subset \{X_n = N-2\}$

$P(X_{n+1} = N-1) = P(\{X_{n+1} = N-1\} \cap \{X_n = N-2\})$.

Si $P(\{X_n = N-2\}) \neq 0$: $P(X_{n+1} = N-1) = P_{\{X_n = N-2\}}(X_{n+1} = N-1) P(X_n = N-2) = \frac{N-2}{N} P(X_n = N-2)$

Si $P(X_n = N-2) = 0$: $P(\{X_{n+1} = N-1\} \cap \{X_n = N-2\}) = P(X_n = N-2) = 0$ et le résultat vaut aussi.

$P(X_{n+1} = N-1) = \frac{N-2}{N} P(X_n = N-2)$

● $P(X_{n+1} = N) = \sum_{i=0}^N P(\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = i\})$

Or $\forall i \in [0, N-2]$, $P(\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = i\}) = 0$.

Donc $P(X_{n+1} = N) = P(\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = N-1\}) + P(\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = N\})$.

$\{X_n = N\} \subset \{X_{n+1} = N\}$ donc $\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = N\} = \{X_n = N\}$, alors

$P(\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = N\}) = P(X_n = N)$.

Si $P(X_n = N-1) \neq 0$: $P(\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = N-1\}) = P_{\{X_n = N-1\}}(X_{n+1} = N) P(X_n = N-1) = \frac{N-1}{N} P(X_n = N-1)$

Si $P(X_n = N-1) = 0$, $P(\{X_{n+1} = N\} \cap \{X_n = N-1\}) = 0$ et le résultat vaut aussi.

Finalement $P(X_{n+1} = N) = \frac{N-1}{N} P(X_n = N-1) + P(X_n = N)$

Résumé. Si $N \geq 2$: $P(X_{n+1} = 0) = P(X_n = 0) + \frac{N-1}{N} P(X_n = 1)$.

$$P(X_{n+1} = 1) = \frac{N-2}{N} P(X_n = 2)$$

$$\forall k \in \{2, \dots, N-2\}, P(X_{n+1} = k) = \frac{k-1}{N} P(X_n = k-1) + \frac{N-(k+1)}{N} P(X_n = k+1). \quad (*)$$

$$P(X_{n+1} = N-1) = \frac{N-2}{N} P(X_n = N-2)$$

$$P(X_{n+1} = N) = \frac{N-1}{N} P(X_n = N-1) + P(X_n = N)$$

Remarque .. (*) vaut aussi pour $k=1$ et $k=N-1$.

2^{ème} cas.. $N=3$ des raisonnements analogues aux précédents donnent :

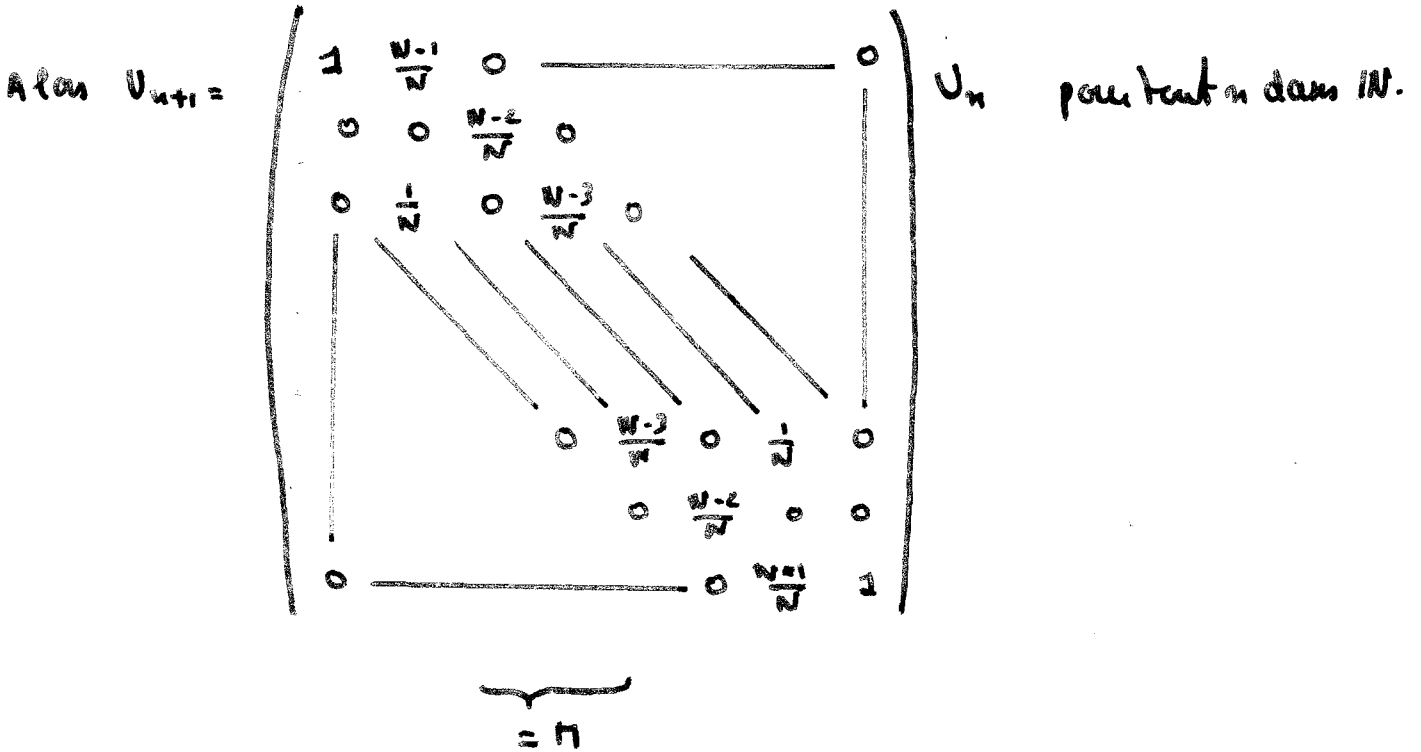
$$P(X_n = 0) = P(X_n = 0) + \frac{2}{3} P(X_n = 1)$$

$$P(X_{n+1} = 1) = \frac{1}{3} P(X_n = 2)$$

$$P(X_{n+1} = 2) = \frac{1}{3} P(X_n = 1)$$

$$P(X_{n+1} = 3) = \frac{2}{3} P(X_n = 2) + P(X_n = 3)$$

b) 1^{er} cas $N \geq 4$.



$$\pi = (a_{ij})_{\substack{0 \leq i \leq N \\ 0 \leq j \leq N}} \text{ avec } a_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } i=j=1 \text{ ou } i=j=N \\ \frac{i-1}{N} & \text{si } j=i-1 \text{ et } i \in \{1, N\} \\ \frac{N-i+1}{N} & \text{si } j=i+1 \text{ et } i \in \{0, N-1\} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \text{ casier.}$$

2^{ia} cas .. $N=3$.

$$U_{n+1} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & 1 \end{pmatrix} U_n \text{ pour tout } n \in \mathbb{N}$$

$$\pi = \begin{pmatrix} 1 & 2/3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2/3 & 1 \end{pmatrix} \text{ casier}$$

Q4 a) $\pi = \begin{pmatrix} 1 & 2/3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2/3 & 1 \end{pmatrix}$. $\pi \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ et $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \neq 0_{\mathbb{R}^4}(\mathbb{R})$.

Ainsi 1 est valeur propre de π et $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ est un vecteur propre associé.

Notons que $\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$ est aussi un vecteur propre de π associé à la valeur propre 1.

On soit $x = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \\ t \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^4(\mathbb{R})$. Soit $\varepsilon \in \{-1, 1\}$.

$$\pi x = \varepsilon \frac{1}{3} x \Leftrightarrow \begin{cases} x + \frac{\varepsilon}{3} y = \frac{\varepsilon}{3} x \\ \frac{1}{3} z = \frac{\varepsilon}{3} y \\ \frac{1}{3} t = \frac{\varepsilon}{3} z \\ \frac{2}{3} z + t = \frac{\varepsilon}{3} t \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} y = \frac{3}{2}(\frac{\varepsilon}{3} - 1)x \\ z = \varepsilon y \\ y = \varepsilon z \\ t = \frac{2}{\frac{\varepsilon}{3} - 1} z \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} y = \frac{\varepsilon - 3}{2} x \\ z = \varepsilon y \\ y = \varepsilon^2 y = y \\ t = \frac{2}{\varepsilon - 3} z \end{cases}$$

$$\pi x = \frac{\varepsilon}{3} x \Leftrightarrow \begin{cases} y = \frac{\varepsilon - 3}{2} x \\ z = \varepsilon \frac{\varepsilon - 3}{2} x \\ t = \frac{2}{\varepsilon - 3} \varepsilon \frac{\varepsilon - 3}{2} x = \varepsilon x \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} y = \frac{\varepsilon - 3}{2} x \\ z = \frac{1 - 3\varepsilon}{2} x \\ t = \varepsilon x \end{cases}$$

Alors $\frac{\varepsilon}{3}$ est valeur propre de π et le sous-espace propre associé est

$$\text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 2 \\ \varepsilon - 3 \\ 3 - 3\varepsilon \\ 2\varepsilon \end{pmatrix} \right).$$

En particulier $\frac{1}{3}$ est valeur propre de π et $\text{SEP}(\pi, \frac{1}{3}) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 2 \\ -2 \\ -2 \\ 2 \end{pmatrix} \right) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$

$-\frac{1}{3}$ est valeur propre de π et $\text{SEP}(\pi, -\frac{1}{3}) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 2 \\ -4 \\ 4 \\ -2 \end{pmatrix} \right) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 2 \\ -1 \end{pmatrix} \right)$

Soit $x = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \\ t \end{pmatrix} \in \pi_{4,2}(\mathbb{R})$. $\pi x = x \Leftrightarrow \begin{cases} x + \frac{1}{3}y = x \\ \frac{1}{3}z = y \\ \frac{1}{3}y = z \\ \frac{1}{3}t = t \end{cases} \Leftrightarrow y = z = 0$.

Ainsi $\text{SEP}(\pi, 1) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$

donc $\dim \text{SEP}(\pi, 1) + \dim \text{SEP}(\pi, \frac{1}{3}) + \dim \text{SEP}(\pi, -\frac{1}{3}) = 2 + 1 + 1 = 4$ et $\pi \in \pi_{4,2}(\mathbb{R})$.

Ainsi π est diagonalisable.

Pour $x_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$, $x_2 = \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \\ 1 \end{pmatrix}$, $x_3 = \begin{pmatrix} 1 \\ -2 \\ 2 \\ -1 \end{pmatrix}$, $x_4 = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$.

(x_1, x_4) est une base de $\text{SEP}(\pi, 1)$, x_2 est une base de $\text{SEP}(\pi, \frac{1}{3})$ et x_3 est une base de $\text{SEP}(\pi, -\frac{1}{3})$.

Comme $\pi_{4,2}(\mathbb{R}) = \text{SEP}(\pi, 1) \oplus \text{SEP}(\pi, \frac{1}{3}) \oplus \text{SEP}(\pi, -\frac{1}{3})$, (x_1, x_2, x_3, x_4) est une base de $\pi_{4,2}(\mathbb{R})$.

Alors $\mathcal{B} = (x_1, x_2, x_3, x_4)$ est une base de $\pi_{4,2}(\mathbb{R})$.

Car \mathcal{B} est une base de $\pi_{4,2}(\mathbb{R})$ constituée de vecteurs propres de π respectivement associés aux valeurs propres $1, \frac{1}{3}, -\frac{1}{3}$ et 1 .

Ainsi la description colonne de Π^n est: $\frac{1}{4} \begin{pmatrix} 3 - 2(1/3)^n - (-1/3)^n \\ 2(1/3)^n + 2(-1/3)^n \\ 2(1/3)^n - 2(-1/3)^n \\ -2(1/3)^n + (-1/3)^n + 3 \end{pmatrix}$.

d) $\forall n \in \mathbb{N}, U_{n+1} = \Pi U_n$. Une lecture ce principe donne :

$\forall n \in \mathbb{N}, U_n = \Pi^n U_0$. et $U_0 = \begin{pmatrix} P(X_0=0) \\ P(X_0=1) \\ P(X_0=2) \\ P(X_0=3) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$.

Alors $\forall n \in \mathbb{N}, U_n = \Pi^n \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ donc pour tout n dans \mathbb{N} , U_n est la description colonne de Π^n .

Alors $\forall n \in \mathbb{N}$,

$$\begin{cases} P(X_n=0) = \frac{1}{4} (3 - 2(1/3)^n - (-1/3)^n) \\ P(X_n=1) = \frac{1}{2} ((1/3)^n + (-1/3)^n) \\ P(X_n=2) = \frac{1}{2} ((1/3)^n - (-1/3)^n) \\ P(X_n=3) = \frac{1}{4} (3 - 2(1/3)^n + (-1/3)^n) \end{cases}$$

$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n=0) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{4} (3 - 2(1/3)^n - (-1/3)^n) = \frac{1}{4} (3 - 2(0+0)) = \frac{3}{4}$
 $|1/3| < 1$ et $|-1/3| < 1$

$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n=3) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{4} (3 - 2(1/3)^n + (-1/3)^n) = \frac{1}{4}$.

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

Remarque.. Retenez de notre qui si le marcheur trouve au point d'absence 1 à l'instant initial 0 :

$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n=0) = \frac{1}{4}$ et $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n=3) = \frac{3}{4}$.

Sous des conditions π par la méthode de passage de la base canonique de \mathbb{R}^4 à la base \mathcal{B} :

$$37 \quad P = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & -1 & -2 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 1 \end{pmatrix};$$

et Permissible comme matrice de passage;

$$37 \quad P^{-1} P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

b) soit $x = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \\ t \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^4$. Pour $\begin{pmatrix} x' \\ y' \\ z' \\ t' \end{pmatrix} = P \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \\ t \end{pmatrix}$.
 // et par suite de ces relations par équivalences on a.T déjà que Permissible...

Alors $\begin{cases} x + y + z = x' \\ -y - z = y' \\ -y + z = z' \\ y - z + t = t' \end{cases};$ $L_2 + L_4$ donne $-ty = y' + z'$ ou $y = -\frac{1}{2}(y' + z')$.
 Alors $z = \frac{1}{2}(y' + z')$ $= \frac{1}{4}(2y' - y' - z') = \frac{1}{4}(y' - z')$

Ainsi $x = x' - y - z = \frac{1}{4}(4x' + 2y' + 2z' + y' - z') = \frac{1}{4}(4x' + 3y' + 3z')$ \downarrow
 $t = t' - y + z = \frac{1}{4}(4t' + 2y' + 2z' - y' - z') = \frac{1}{4}(y' + 3z' + 4t')$.

ce fait permet d'arr de dire que $P^{-1} = \frac{1}{4} \begin{pmatrix} 4 & 3 & 1 & 0 \\ 0 & -2 & -2 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 3 & 4 \end{pmatrix}$.

c) soit $\lambda \in \mathbb{C}$. Posons $D = \text{Diag}(1, \frac{1}{3}, -\frac{1}{3}, 1)$. $D = P^{-1} \pi P$ donc $\pi = P D P^{-1}$.

Alors $\pi^4 = P D^4 P^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & -1 & -2 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (1/3)^4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (-1/3)^4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} P^{-1}$

Alors $\pi^4 = \begin{pmatrix} 1 & (1/3)^4 & (-1/3)^4 & 0 \\ 0 & -(1/3)^4 & -(1/3)^4 & 0 \\ 0 & -(1/3)^4 & (1/3)^4 & 0 \\ 0 & (1/3)^4 & -(1/3)^4 & 1 \end{pmatrix} \frac{1}{4} \begin{pmatrix} 4 & 3 & 1 & 0 \\ 0 & -2 & -2 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 3 & 4 \end{pmatrix}$.

II Étude de l'arrêt du mobile

- Q1 a) $P_0 = 0$ car on part de l'abscisse 0 et on y reste.
 $P_N = 1$ car on part de l'abscisse N (et on y reste).
 $q_0 = 1$ car on part de l'abscisse 0 (et on y reste).
 $q_N = 0$ car on part de l'abscisse N et on y reste.

b) Soit $i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket$. Supposons qu'à l'instant 0 le mobile arrive au point d'abscisse i .
 Notons si l'événement le mobile fini par s'arrêter à N l'instant il est parti du point d'abscisse i .

$(X_1 = i-1), (X_2 = i+1)$ est un système complet d'événements, $P(X_1 = i-1) = \frac{N-i}{N}$ et $P(X_2 = i+1) = \frac{i}{N}$.

Alors $P(S_i) = P(X_1 = i-1) P(S_i | X_1 = i-1) + P(X_2 = i+1) P(S_i | X_2 = i+1)$

Notons que $P(S_i | X_1 = i-1) = P_{i-1}$ et $P(S_i | X_2 = i+1) = P_{i+1}$.

Alors $P_i = P(S_i) = \frac{N-i}{N} P_{i-1} + \frac{i}{N} P_{i+1} = \frac{i}{N} P_{i+1} + \frac{N-i}{N} P_{i-1}$.

(P_0, P_1, \dots, P_N) possède la propriété (P).

Q2 a) $\forall i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket, \frac{i}{N} u_{i+1} + \frac{N-i}{N} u_{i-1} = u_i = \frac{i}{N} u_i + \frac{N-i}{N} u_i$

$\forall i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket, \frac{i}{N} (u_{i+1} - u_i) = \frac{N-i}{N} (u_i - u_{i-1})$.

$\forall i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket, u_{i+1} - u_i = \frac{N-i}{i} (u_i - u_{i-1})$.

Pour tout i dans $\llbracket 1, N-1 \rrbracket$, $u_{i+1} - u_i$ est du signe de $u_i - u_{i-1}$ ($\frac{N-i}{i} \geq 0$)

ainsi $u_1 - u_0, u_2 - u_1, \dots, u_N - u_{N-1}$ ont même signe.

La suite $(u_i)_{0 \leq i \leq N}$ est monotone (croissante si $u_0 \leq u_1$ et décroissante sinon)

b) (u_i)_{0 ≤ i ≤ N} est martingale, si u₀ = u_N : (u_i)_{0 ≤ i ≤ N} est constante.

si u₀ = u_N : ∀ i ∈ [0, N], u_i = u₀.

Q3) La propriété (B) est héréditaire dans la mesure où toute combinaison linéaire de suites possédant la propriété (B) possède également la propriété (B).

Q4) a) $a_N = \sum_{k=0}^{N-1} \binom{N-1}{k} = (1+1)^{N-1} = 2^{N-1}$. $a_N = 2^{N-1}$.

doit i ∈ [2, N-1].

$$\frac{i}{N} a_{i+1} + \frac{N-i}{N} a_{i-1} = \frac{i}{N} \sum_{k=0}^i \binom{N-1}{k} + \frac{N-i}{N} \sum_{k=0}^{i-2} \binom{N-1}{k} = \frac{i+N-i}{N} \sum_{k=0}^{i-2} \binom{N-1}{k} + \frac{i}{N} \left(\binom{N-1}{i-1} + \binom{N-1}{i} \right)$$

$$\frac{i}{N} a_{i+1} + \frac{N-i}{N} a_{i-1} = \sum_{k=0}^{i-2} \binom{N-1}{k} + \frac{i}{N} \binom{N}{i}$$

$$\text{Or } \frac{i}{N} \binom{N}{i} = \frac{i}{N} \frac{N!}{i!(N-i)!} = \frac{(N-1)!}{(i-1)!(N-i)!} = \binom{N-1}{i-1}.$$

$$\text{Alors } \frac{i}{N} a_{i+1} + \frac{N-i}{N} a_{i-1} = \sum_{k=0}^{i-2} \binom{N-1}{k} + \binom{N-1}{i-1} = \sum_{k=0}^{i-1} \binom{N-1}{k} = a_i.$$

Examinons le cas i = 1.

$$\frac{1}{N} a_2 + \frac{N-1}{N} a_0 = \frac{1}{N} a_2 = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^1 \binom{N-1}{k} = \frac{1}{N} \left[\binom{N-1}{0} + \binom{N-1}{1} \right] = \frac{1}{N} (1+N-1) = 1.$$

$$\text{Or } a_2 = \sum_{k=0}^0 \binom{N-1}{k} = 1 \text{ donc } \frac{1}{N} a_2 + \frac{N-1}{N} a_0 = a_1.$$

$$\text{Finalement } \forall i \in [1, N-1], a_i = \frac{i}{N} a_{i+1} + \frac{N-i}{N} a_{i-1}.$$

(a₀, a₁, ..., a_N) possède la propriété (B).

b) Pour $\forall i \in \llbracket 0, N \rrbracket$, $b_i = p_i - \frac{1}{2^{N-1}} a_i$.

Notons que $b_0 = p_0 - \frac{1}{2^{N-1}} a_0 = 0$ et que $b_N = p_N - \frac{1}{2^{N-1}} a_N = 1 - 1 = 0$.

Notons aussi que (b_i oscille au point de la propriété (9) (c'est le caractère bilinéaire de (9) !)).

$$\forall i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket, b_i = p_i - \frac{1}{2^{N-1}} a_i = \frac{i}{N} p_{i+1} + \frac{N-i}{N} p_{i-1} - \frac{1}{2^{N-1}} \left(\frac{i}{N} a_{i+1} + \frac{N-i}{N} a_{i-1} \right)$$

$$\forall i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket, b_i = \frac{i}{N} \left(p_{i+1} - \frac{1}{2^{N-1}} a_{i+1} \right) + \frac{N-i}{N} \left(p_{i-1} - \frac{1}{2^{N-1}} a_{i-1} \right) = \frac{i}{N} b_{i+1} + \frac{N-i}{N} b_{i-1}$$

Ainsi (b_i oscille au point de la propriété (9) et vérifie $b_0 = b_N$).

Donc $\forall i \in \llbracket 0, N \rrbracket$, $b_i = b_0 = 0$.

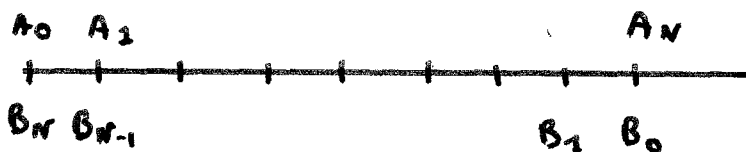
Alors $\forall i \in \llbracket 0, N \rrbracket$, $p_i = \frac{1}{2^{N-1}} a_i$. Alors $\forall i \in \llbracket 1, N \rrbracket$, $p_i = \frac{1}{2^{N-1}} \sum_{k=0}^{i-1} \binom{N-1}{k}$.

Rappelons que $p_0 = 0$.

Q5 Pour tout $i \in \llbracket 0, N \rrbracket$ notons A_i le point d'abscisse i .

Considérons alors le repère $(A_N, \overrightarrow{A_N A_{N-1}})$. Pour tout $i \in \llbracket 0, N \rrbracket$ notons B_i le point d'abscisse i dans ce repère.

Alors $\forall i \in \llbracket 0, N \rrbracket$, $B_i = A_{N-i}$.



• si le nombre x trouve à B_0 à l'instant n il reste au point à l'instant $n+1$

• à l'instant n il y a un point à B_N

• A l'instant 0, il y a des points B_0, B_1, \dots, B_N .

• Supposons que à l'instant n il y a un point en $B_i = A_{N-i}$ avec $i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket$.

A l'instant $n+1$ il se trouve en $B_{i+1} = A_{N-i-1}$ avec la probabilité $\frac{N-(N-i)}{N} = \frac{i}{N}$

et en $B_{i-1} = A_{N-i+1}$, avec la probabilité $\frac{N-i}{N}$. ▼

Tout ceci permet d'affirmer que la probabilité pour que la marche arrive en B_N en étant parti de B_i est P_i pour tout $i \in \llbracket 0, N \rrbracket$.

Alors la probabilité pour que la marche arrive en B_N en étant parti de B_{N-i} est P_{N-i} pour tout $i \in \llbracket 0, N \rrbracket$.

Or $B_N = A_0$ et $B_{N-i} = A_i$. Ainsi la probabilité que la marche arrive en A_0 en étant parti de A_i est P_{N-i} .

La par défaut à cette probabilité est q_i pour tout $i \in \llbracket 0, N \rrbracket$.

Ainsi $\forall i \in \llbracket 0, N \rrbracket, q_i = P_{N-i}$.

Soit $i \in \llbracket 0, N \rrbracket$. Montrons que $P_i + q_i = 1$.

Si $i = 0$: $P_i + q_i = P_0 + q_0 = 0 + 1 = 1$.

Si $i = N$: $P_i + q_i = P_N + q_N = 1 + 0 = 1$.

Supposons que $i \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket$. $P_i + q_i = P_i + P_{N-i} = \frac{1}{2^{N-1}} \sum_{k=0}^{i-1} \binom{N-1}{k} + \frac{1}{2^{N-1}} \sum_{k=i}^{N-1} \binom{N-1}{k}$

Or $\sum_{k=0}^{N-i-1} \binom{N-1}{k} = \sum_{k=0}^{N-i-1} \binom{N-1}{N-1-k} = \sum_{j=i}^{N-1} \binom{N-1}{j} = \sum_{k=i}^{N-1} \binom{N-1}{k}$

Alors $P_i + q_i = \frac{1}{2^{N-1}} \left[\sum_{k=0}^{i-1} \binom{N-1}{k} + \sum_{k=i}^{N-1} \binom{N-1}{k} \right] = \frac{1}{2^{N-1}} \sum_{k=0}^{N-1} \binom{N-1}{k} = \frac{1}{2^{N-1}} 2^{N-1} = 1$.

Finalement $\forall i \in \llbracket 0, N \rrbracket, P_i + q_i = 1$.

Soit $i \in \llbracket 0, N \rrbracket$. La trajectoire S_i l'événement la marche finit par s'arrêter en N lorsqu'il est parti du point d'abscisse i et la trajectoire S'_i l'événement la marche finit par s'arrêter en 0 lorsqu'il est parti du point d'abscisse i .

s_i et s'_i sont disjoints donc $P(S_i \cup S'_i) = P(S_i) + P(S'_i) = p_i + q_i = 1$
 $s'_i \cup S'_i$ est quasi-certain et ceci pour tout i dans $\{0, N\}$.

Par conséquent il est quasi-certain que le mobile finira par s'arrêter
en l'un des deux points d'abscisse 0 ou N.

Q6 a) Pour tout $n \in \mathbb{N}$ $\{X_n = N\} \subset S_3$ donc $\bigcup_{n=0}^{+\infty} \{X_n = N\} \subset S_3$.

Réciproquement si S_3 est réalisé il existe au moins un instant n où le mobile se trouve en N donc il existe un élément n de \mathbb{N} tel que $\{X_n = N\}$ soit réalisé.

Ainsi $S_3 \subset \bigcup_{n=0}^{+\infty} \{X_n = N\}$.

Finalement $S_3 = \bigcup_{n=0}^{+\infty} \{X_n = N\}$ alors $p_3 = P\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} \{X_n = N\}\right)$.

$n \in \mathbb{N}$, $\{X_n = N\} \subset \{X_{n+1} = N\}$ donc la suite $(\{X_n = N\})_{n \in \mathbb{N}}$ est croissante.

La récurrence de la limite monotone nous donne que $P\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} \{X_n = N\}\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = N)$

Ainsi $p_3 = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = N)$. De même $q_3 = P\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} \{X_n = 0\}\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 0)$.

b) Supposons $N = 3$. Rappelons que nous avons montré que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = N) = \frac{1}{4} \quad \text{et} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = 0) = \frac{3}{4}.$$

$$p_3 = \frac{1}{2^{N-1}} \sum_{k=0}^{N-1} \binom{N-1}{k} = \frac{1}{2^{N-1}} = \frac{1}{2^{3-1}} = \frac{1}{4}. \quad \text{Alors} \quad q_3 = 1 - \frac{1}{4} = \frac{3}{4}.$$

Les valeurs de p_3 et q_3 sont cohérentes avec le résultat de I 4 d).