

**Ecole Pour l'Informatique et les Techniques Avancées.
Mathématiques.**

Partie I. Etude d'une marche aléatoire

1) *Etude d'une suite de variables aléatoires* (X_n)

a) Quand l'individu est dans une position notée 1 à l'instant n , il a autour de lui quatre arêtes. La probabilité de suivre une des quatre arêtes est $\frac{1}{4}$ et une et une seule de ces arêtes amène à une position notée B. Donc $P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=B) = \frac{1}{4}$. De même, quand l'individu est dans une position notée 2 à l'instant n , exactement deux des quatre arêtes l'amènent en position B. Donc, $P_{(X_n=2)}(X_{n+1}=B) = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$.

b) Quand l'individu est en 1, une et une seule des quatre arêtes l'amène en 0. Donc, $P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=0) = \frac{1}{4}$. Ensuite, exactement deux arêtes l'amènent en 2 et donc $P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=2) = \frac{1}{2}$.

c) $((X_n=0), (X_n=1), (X_n=2), (X_n=B))$ est un système complet d'événements, tous de probabilité non nulle. D'après la formule des probabilités totales,

$$\bullet P(X_{n+1}=0) = P(X_n=0) \times P_{(X_n=0)}(X_{n+1}=0) + P(X_n=1) \times P_{(X_n=1)}(X_{n+1}=0) + P(X_n=2) \times P_{(X_n=2)}(X_{n+1}=0) + P(X_n=B) \times P_{(X_n=B)}(X_{n+1}=0) = \frac{1}{4}P(X_n=1).$$

De même,

$$\bullet P(X_{n+1}=1) = P(X_n=0) + \frac{1}{2}P(X_n=2), P(X_{n+1}=2) = \frac{1}{2}P(X_n=1) \text{ et } P(X_{n+1}=B) = \frac{1}{4}P(X_n=1) + \frac{1}{2}P(X_n=2) + P(X_n=B).$$

d) D'après ce qui précède, $M = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & 1 \end{pmatrix}$.

2) *Diagonalisation de la matrice M*

a) Il est clair que $U_1 = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$ convient.

$$\text{Posons } U_4 = \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \\ 1 \end{pmatrix}. U_4 \in \text{Ker}(M) \Leftrightarrow \begin{cases} \frac{1}{4}b = 0 \\ a + \frac{1}{2}c = 0 \\ \frac{1}{2}b = 0 \\ \frac{1}{4}b + \frac{1}{2}c + 1 = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} b = 0 \\ c = -2 \\ a = 1 \end{cases}. \text{ Donc, } U_4 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -2 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

$$\text{Posons } U_2 = \begin{pmatrix} a \\ b \\ -6 + 4\sqrt{2} \\ 1 \end{pmatrix}.$$

$$U_2 \in \text{Ker} \left(M - \frac{1}{\sqrt{2}} I_4 \right) \Leftrightarrow \begin{cases} -\frac{1}{\sqrt{2}}a + \frac{1}{4}b = 0 \\ a - \frac{1}{\sqrt{2}}b + \frac{1}{2}(-6 + 4\sqrt{2}) = 0 \\ \frac{1}{2}b - \frac{1}{\sqrt{2}}(-6 + 4\sqrt{2}) = 0 \\ \frac{1}{4}b + \frac{1}{2}(-6 + 4\sqrt{2}) + 1 - \frac{1}{\sqrt{2}} = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} b = -6\sqrt{2} + 8 \\ a = -3 + 2\sqrt{2} \end{cases}.$$

Donc, $U_2 = \begin{pmatrix} -3 + 2\sqrt{2} \\ 8 - 6\sqrt{2} \\ -6 + 4\sqrt{2} \\ 1 \end{pmatrix}$. Un calcul conjugué fournit enfin $U_3 = \begin{pmatrix} -3 - 2\sqrt{2} \\ 8 + 6\sqrt{2} \\ -6 - 4\sqrt{2} \\ 1 \end{pmatrix}$

b) χ_M est scindé sur \mathbb{R} à racines simples. Donc, M est diagonalisable dans $\mathcal{M}_4(\mathbb{R})$. On en déduit que $M = PDP^{-1}$.

3) *Lois des variables aléatoires X_n*

a) Puisqu'à l'instant initial, l'individu est en position 0, $V_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$.

Montrons par récurrence que pour tout entier naturel n , $V_n = PD^nP^{-1}V_0$.

- $PD^0P^{-1}V_0 = I_4V_0 = V_0$ et donc l'égalité est vraie quand $n = 0$.
- Soit $n \geq 0$. Supposons que $V_n = PD^nP^{-1}V_0$. Alors

$$V_{n+1} = MV_n = PDP^{-1}PD^nP^{-1}V_0 = PD^{n+1}P^{-1}V_0.$$

On a montré par récurrence que pour tout entier naturel n , $V_n = PD^nP^{-1}V_0$.

b)

$$\begin{aligned} PX = V_0 &\Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & -3 + 2\sqrt{2} & -3 - 2\sqrt{2} & 1 \\ 0 & 8 - 6\sqrt{2} & 8 + 6\sqrt{2} & 0 \\ 0 & -6 + 4\sqrt{2} & -6 - 4\sqrt{2} & -2 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\ &\Leftrightarrow \begin{cases} (-3 + 2\sqrt{2})x_2 + (-3 - 2\sqrt{2})x_3 + x_4 = 1 \\ (8 - 6\sqrt{2})x_2 + (8 + 6\sqrt{2})x_3 = 0 \\ (-6 + 4\sqrt{2})x_2 + (-6 - 4\sqrt{2})x_3 - 2x_4 = 0 \\ x_1 + x_2 + x_3 + x_4 = 0 \end{cases} \\ &\Leftrightarrow \begin{cases} (-3 + 2\sqrt{2})x_2 + (-3 - 2\sqrt{2})x_3 = 1 - x_4 \\ (-3 + 2\sqrt{2})x_2 + (-3 - 2\sqrt{2})x_3 = x_4 \\ (4 - 3\sqrt{2})x_2 + (4 + 3\sqrt{2})x_3 = 0 \\ x_1 + x_2 + x_3 + x_4 = 0 \end{cases} \\ &\Leftrightarrow \begin{cases} x_4 = \frac{1}{2} \\ (-3 + 2\sqrt{2})x_2 + (-3 - 2\sqrt{2})x_3 = \frac{1}{2} \\ (4 - 3\sqrt{2})x_2 + (4 + 3\sqrt{2})x_3 = 0 \\ x_1 = -\frac{1}{2} - x_2 - x_3 \end{cases}. \end{aligned}$$

Le déterminant du système formé des deux équations (II) et (III) du système ci-dessus est $\Delta = (-3 + 2\sqrt{2})(4 + 3\sqrt{2}) - (-3 - 2\sqrt{2})(4 - 3\sqrt{2}) = -2\sqrt{2}$. Les formules de CRAMER fournissent

$$x_2 = -\frac{1}{2\sqrt{2}} \begin{vmatrix} \frac{1}{2} & -3 - 2\sqrt{2} \\ 0 & 4 + 3\sqrt{2} \end{vmatrix} = \frac{-4 - 3\sqrt{2}}{4\sqrt{2}} = -\frac{3 + 2\sqrt{2}}{4}$$

et

$$x_3 = -\frac{1}{2\sqrt{2}} \begin{vmatrix} -3+2\sqrt{2} & \frac{1}{2} \\ 4-3\sqrt{2} & 0 \end{vmatrix} = \frac{-4+3\sqrt{2}}{4\sqrt{2}} = -\frac{3-2\sqrt{2}}{4}$$

comme annoncé par l'énoncé. La dernière équation fournit alors $x_1 = -\frac{1}{2} + \frac{3+2\sqrt{2}}{4} + \frac{3-2\sqrt{2}}{4} = 1$.

Donc, $PX = V_0 \Leftrightarrow X = \begin{pmatrix} 1 \\ -\frac{3+2\sqrt{2}}{4} \\ -\frac{3-2\sqrt{2}}{4} \\ \frac{1}{2} \end{pmatrix}$.

c) $PX = V_0 \Leftrightarrow P^{-1}V_0 = X$. Donc, $P^{-1}V_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ -\frac{3+2\sqrt{2}}{4} \\ -\frac{3-2\sqrt{2}}{4} \\ \frac{1}{2} \end{pmatrix}$. Ensuite, pour $n \in \mathbb{N}^*$ (de sorte que $0^n = 0$),

$$D^n P^{-1}V_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -\frac{3+2\sqrt{2}}{4} \\ -\frac{3-2\sqrt{2}}{4} \\ \frac{1}{2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} \\ -\frac{3+2\sqrt{2}}{4} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \\ -\frac{3-2\sqrt{2}}{4} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \\ 0 \end{pmatrix}.$$

Finalement,

$$V_n = \begin{pmatrix} 0 & -3+2\sqrt{2} & -3-2\sqrt{2} & 1 \\ 0 & 8-6\sqrt{2} & 8+6\sqrt{2} & 0 \\ 0 & -6+4\sqrt{2} & -6-4\sqrt{2} & -2 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{4} \\ -\frac{3+2\sqrt{2}}{4} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \\ -\frac{3-2\sqrt{2}}{4} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \\ 0 \end{pmatrix}.$$

Ceci fournit $P(X_n = 0) = \frac{(3+2\sqrt{2})(3-2\sqrt{2})}{4} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n + \frac{(3+2\sqrt{2})(3-2\sqrt{2})}{4} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n = \frac{1}{4} \left(\left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n + \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \right)$
puis,

$$\begin{aligned} P(X_n = 1) &= \frac{(-4+3\sqrt{2})(3+2\sqrt{2})}{2} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n + \frac{(-4-3\sqrt{2})(3-2\sqrt{2})}{2} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \\ &= \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n - \frac{1}{\sqrt{2}} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \end{aligned}$$

puis

$$\begin{aligned} P(X_n = 2) &= \frac{(3-\sqrt{2})(3+2\sqrt{2})}{2} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n + \frac{(3+2\sqrt{2})(3-2\sqrt{2})}{2} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \\ &= \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n + \frac{1}{2} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n \end{aligned}$$

et enfin $P(X_n = B) = 1 - \frac{3+2\sqrt{2}}{4} \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n - \frac{3-2\sqrt{2}}{4} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}}\right)^n$ comme annoncé par l'énoncé.

d) En particulier, pour $n \geq 1$, $P(X_{2n} = 1) = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{1}{2^n} - \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{1}{2^n} = 0$ et $P(X_{2n-1} = 2) = \frac{\sqrt{2}}{2} \frac{1}{2^n} - \frac{\sqrt{2}}{2} \frac{1}{2^n} = 0$.

Ensuite, $P(X_{2n-1} = 1) = \frac{1}{\sqrt{2}} \left(\left(\frac{1}{\sqrt{2}} \right)^{2n-1} - \left(-\frac{1}{\sqrt{2}} \right)^{2n-1} \right) 2 \times \frac{1}{(\sqrt{2})^{2n}} = \frac{1}{2^{n-1}}$ et $P(X_{2n} = 2) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\sqrt{2}} \right)^{2n} = \frac{1}{2^n}$

4) Temps d'attente pour atteindre le bord du carré

a) Soit $n \geq 2$. Pour $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, posons $B_k = \{X_k = B\}$. Pour tout $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$, $X_k = B \Rightarrow X_{k+1} = B$ ou encore $B_k \subset B_{k+1}$. La suite d'événements (B_k) est donc croissante pour l'inclusion.

Mais alors, $\{T \leq n\} = \bigcup_{k=1}^n B_k = B_n$ puis $P(T \leq n) = P(X_n = B)$ ce qui reste vrai pour $n = 0$ et $n = 1$.

Soit $n \geq 0$.

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n P(T = k) &= P(T \leq n) = P(X_n = B) \\ &= 1 - \frac{3 + 2\sqrt{2}}{4} \left(\frac{1}{\sqrt{2}} \right)^n - \frac{3 - 2\sqrt{2}}{4} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}} \right)^n. \end{aligned}$$

Puisque $\frac{1}{\sqrt{2}}$ et $-\frac{1}{\sqrt{2}}$ sont dans $] -1, 1[$, $\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{\sqrt{2}} \right)^n = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(-\frac{1}{\sqrt{2}} \right)^n = 0$ puis $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^n P(T = k) = 1$. Ainsi,

$$\sum_{n=0}^{+\infty} P(T = n) = 1.$$

b) Soit $n \geq 1$. $\{T = 2n\} = (\{X_{2n} = B\} \cap \{X_{2n-1} = 1\}) \cup (\{X_{2n} = B\} \cap \{X_{2n-1} = 2\})$ puis, ces deux événements étant disjoints,

$$\begin{aligned} P(T = 2n) &= P(\{X_{2n} = B\} \cap \{X_{2n-1} = 1\}) + P(\{X_{2n} = B\} \cap \{X_{2n-1} = 2\}) \\ &= P(\{X_{2n} = B\} \cap \{X_{2n-1} = 1\}) \quad (\text{car } \{X_{2n} = B\} \cap \{X_{2n-1} = 2\} \subset \{X_{2n-1} = 2\} \text{ avec } P(X_{2n-1} = 2) = 0) \\ &= P(\{X_{2n-1} = 1\}) \times P_{X_{2n-1}=1}(X_{2n} = B) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{2^{n-1}} \\ &= \frac{1}{2^{n+1}}. \end{aligned}$$

c) Soit $n \geq 1$. $\{T = 2n + 1\} = (\{X_{2n+1} = B\} \cap \{X_{2n} = 1\}) \cup (\{X_{2n+1} = B\} \cap \{X_{2n} = 2\})$ puis comme précédemment et en tenant compte de $P(X_{2n} = 1) = 0$

$$P(T = 2n + 1) = P(\{X_{2n} = 2\}) \times P_{X_{2n}=2}(X_{2n+1} = B) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2^n} = \frac{1}{2^{n+1}}.$$

d) En tenant compte de $P(T = 0) = P(T = 1) = 0$,

$$\begin{aligned} E(T) &= \sum_{n=2}^{+\infty} nP(T = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} (2n)P(T = 2n) + \sum_{n=1}^{+\infty} (2n + 1)P(T = 2n + 1) \\ &= \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{2n}{2^{n+1}} + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{2n + 1}{2^{n+1}} = 2 \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n}{2^n} + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{2^{n+1}} \\ &= \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n}{2^{n-1}} + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{2^{n+1}}. \end{aligned}$$

Maintenant, pour tout $x \in] -1, 1[$, $\frac{1}{1-x} = \sum_{n=0}^{+\infty} x^n$ et donc, en dérivant, pour tout $x \in] -1, 1[$, $\sum_{n=1}^{+\infty} nx^{n-1} = \frac{1}{(1-x)^2}$. On

en déduit que $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n}{2^{n-1}} = \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^2} = 4$. Ensuite, $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{2^{n+1}} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} = \frac{1}{2}$ et finalement

$$E(T) = 4,5.$$

Partie II. Etude d'une marche aléatoire

5) Etude d'une suite variables aléatoires Y_n

a) Comme dans la première partie, d'après la formule des probabilités totales,

- $P(Y_{n+1} = 0) = \frac{1}{4}P(Y_n = 1)$
- $P(Y_{n+1} = 1) = P(Y_n = 0) + \frac{1}{2}P(Y_n = 2) + \frac{1}{3}P(Y_n = 2B)$
- $P(Y_{n+1} = 2) = \frac{1}{2}P(Y_n = 1) + \frac{1}{3}P(Y_n = 3)$
- $P(Y_{n+1} = 2B) = \frac{1}{4}P(Y_n = 1) + \frac{1}{3}P(Y_n = 3)$
- $P(Y_{n+1} = 3) = \frac{1}{2}P(Y_n = 2) + \frac{2}{3}P(Y_n = 2B) + P(Y_n = 4)$
- $P(Y_{n+1} = 4) = \frac{1}{3}P(Y_n = 3)$.

b) Donc, $M =$

$$\begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix}$$

c) $V_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ puis $V_1 = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ (V_1 est la première colonne de M) puis $V_2 = \begin{pmatrix} 1/4 \\ 0 \\ 1/2 \\ 1/4 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$. Enfin,

$$V_3 = MV_2 = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1/4 \\ 0 \\ 1/2 \\ 1/4 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 7/12 \\ 0 \\ 0 \\ 5/12 \\ 0 \end{pmatrix}.$$

En particulier, $P(Y_1 = 0) = 0$, $P(Y_2 = 0) = \frac{1}{4}$ et $P(Y_3 = 0) = 0$. Enfin, $P(Y_4 = 0)$ est la première composante de MV_3 .

Cette composante est égale à $\frac{1}{4} \times \frac{7}{12} = \frac{7}{48}$.

6) Calcul des probabilités $P(Y_n = 0)$ de passage à l'origine

a) M est diagonalisable dans $\mathcal{M}_6(\mathbb{R})$ si et seulement si χ_M est scindé sur \mathbb{R} et l'ordre de multiplicité de chaque valeur propre est égale à la dimension du sous-espace propre correspondant. La dimension du sous-espace propre associé à une valeur propre simple est toujours égale à 1. Donc, M est diagonalisable dans $\mathcal{M}_6(\mathbb{R})$ si et seulement si $E_0(M) = \text{Ker}(M)$ est de dimension 2 ou encore $\text{rg}(M) = 4$ d'après le théorème du rang. Or,

$$\begin{aligned}
\text{rg}(M) &= \text{rg} \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix} = \text{rg} \begin{pmatrix} 1 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix} \quad (L_1 \leftrightarrow L_2) \\
&= 1 + \text{rg} \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ \frac{1}{4} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix} = 1 + \text{rg} \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix} \quad (L_2 \leftarrow L_2 - 2L_1, L_3 \leftarrow L_3 - 2L_1) \\
&= 2 + \text{rg} \begin{pmatrix} 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix} = 2 + \text{rg} \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{2}{3} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{pmatrix} \quad (\text{car } L_1 = L_4 \text{ et } L_3 = L_4) \\
&= 2 + 2 = 4.
\end{aligned}$$

Donc, M est diagonalisable dans $\mathcal{M}_6(\mathbb{R})$.

b) $D = \text{diag} \left(1, -1, \frac{\sqrt{11}}{6}, -\frac{\sqrt{11}}{6}, 0, 0 \right)$ puis, comme dans la partie A, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $V_n = PD^nP^{-1}V_0$ (avec la convention $D^0 = I_6$).

Pour $n \geq 1$, $D^n = \text{diag} \left(1, (-1)^n, \left(\frac{\sqrt{11}}{6} \right)^n, \left(-\frac{\sqrt{11}}{6} \right)^n, 0, 0 \right)$. $PD^nP^{-1}V_0$ est la première colonne de PD^nP^{-1} et les coefficients de cette colonne sont des combinaisons linéaires de $1, (-1)^n, \left(\frac{\sqrt{11}}{6} \right)^n$ et $\left(-\frac{\sqrt{11}}{6} \right)^n$. En particulier, il existe $(\alpha, \beta, \gamma, \delta) \in \mathbb{R}^4$ tel que

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, P(Y_n = 0) = \alpha + \beta(-1)^n + \gamma \left(\frac{\sqrt{11}}{6} \right)^n + \delta \left(-\frac{\sqrt{11}}{6} \right)^n.$$

c) Les conditions initiales fournissent

$$(S) \begin{cases} \alpha - \beta + \frac{\sqrt{11}}{6}\gamma - \frac{\sqrt{11}}{6}\delta = 0 & \text{(I)} \\ \alpha + \beta + \frac{11}{36}\gamma + \frac{11}{36}\delta = \frac{1}{4} & \text{(II)} \\ \alpha - \beta + \frac{11\sqrt{11}}{216}\gamma - \frac{11\sqrt{11}}{216}\delta = 0 & \text{(III)} \\ \alpha + \beta + \frac{121}{1296}\gamma + \frac{121}{1296}\delta = \frac{7}{48} & \text{(IV)} \end{cases}$$

(III) - (I) et $\frac{11}{6} \times \text{(I)} - \text{(III)}$ fournissent $\delta = \gamma$ et $\beta = \alpha$. Donc,

$$(S) \Leftrightarrow \begin{cases} \beta = \alpha \\ \delta = \gamma \\ 2\alpha + \frac{11}{18}\gamma = \frac{1}{4} \\ 2\alpha + \frac{121}{648}\gamma = \frac{7}{48} \end{cases}$$

$$\text{Ensuite, } \begin{cases} 2\alpha + \frac{11}{18}\gamma = \frac{1}{4} \\ 2\alpha + \frac{121}{648}\gamma = \frac{7}{48} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \left(\frac{11}{18} - \frac{121}{648}\right)\gamma = \frac{1}{4} - \frac{7}{48} \\ 2\alpha + \frac{11}{18}\gamma = \frac{1}{4} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \frac{275}{648}\gamma = \frac{5}{48} \\ 2\alpha + \frac{11}{18}\gamma = \frac{1}{4} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \gamma = \frac{27}{110} \\ \alpha = \frac{1}{20} \end{cases}$$

Donc, pour tout $n \geq 1$, $P(Y_n = 0) = \frac{1 + (-1)^n}{20} + \frac{27}{110} \left(\left(\frac{\sqrt{11}}{6}\right)^n + \left(-\frac{\sqrt{11}}{6}\right)^n \right)$.

En particulier, pour $n \geq 1$, $P(Y_{2n-1} = 0) = 0$ et

$$P(Y_{2n} = 0) = \frac{1}{10} + \frac{27}{55} \left(\frac{\sqrt{11}}{6}\right)^{2n} = \frac{1}{10} + \frac{27}{55} \left(\frac{11}{36}\right)^n.$$

7) *Nombre moyen de passages en 0 entre les instants 1 et 2n*

a) S_{2n} est le nombre de passage en $(0,0)$ entre l'étape 1 et l'étape $2n$ (à une étape portant un numéro impair, on ne peut pas être en $(0,0)$).

b) Par linéarité de l'espérance, $E(S_{2n}) = \sum_{k=1}^n E(O_{2k})$ avec

$$E(O_{2k}) = 0 \times P(Y_{2k} \neq 0) + 1 \times P(Y_{2k} = 0) = \frac{1}{10} + \frac{27}{55} \left(\frac{11}{36}\right)^k$$

puis

$$E(S_{2n}) = \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{10} + \frac{27}{55} \left(\frac{11}{36}\right)^k \right) = \frac{n}{10} + \frac{27}{55} \times \frac{11}{36} \times \frac{1 - \left(\frac{11}{36}\right)^n}{1 - \frac{11}{36}} = \frac{n}{10} + \frac{27}{125} - \frac{27}{125} \left(\frac{11}{36}\right)^n.$$

En particulier, $E(S_{2n}) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n}{10} + \frac{27}{125} + o(1)$.

8) *Probabilités-limites des positions occupées par l'individu lorsque n tend vers $+\infty$*

a) Soit $X = \begin{pmatrix} 1 \\ a \\ b \\ c \\ d \\ e \end{pmatrix}$.

$$X \in E_1(M) \Leftrightarrow (M - I_6)X = 0 \Leftrightarrow \begin{cases} -1 + \frac{1}{4}a = 0 \\ 1 - a + \frac{1}{2}b + \frac{1}{3}c = 0 \\ \frac{1}{2}a - b + \frac{1}{3}d = 0 \\ \frac{1}{4}a - c + \frac{1}{3}d = 0 \\ \frac{1}{2}b + \frac{2}{3}c - d + e = 0 \\ \frac{1}{3}d - e = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} a = 4 \\ d = 3e \\ -3 + \frac{1}{2}b + \frac{1}{3}c = 0 \\ 2 - b + e = 0 \\ 1 - c + e = 0 \\ \frac{1}{2}b + \frac{2}{3}c - 2e = 0 \end{cases}$$

puis

$$X \in E_1(M) \Leftrightarrow \begin{cases} a = 4 \\ d = 3e \\ b = 2 + e \\ e = 1 + e \\ -3 + \frac{1}{2}(2 + e) + \frac{1}{3}(1 + e) = 0 \\ \frac{1}{2}(2 + e) + \frac{2}{3}(1 + e) - 2e = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} a = 4 \\ e = 2 \\ d = 6 \\ b = 4 \\ c = 3 \end{cases}$$

Le vecteur $U_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 4 \\ 4 \\ 3 \\ 6 \\ 2 \end{pmatrix}$ est un vecteur propre de M associé à la valeur propre 1.

b) Soit $X = \begin{pmatrix} 1 \\ a \\ b \\ c \\ d \\ e \end{pmatrix}$.

$$X \in E_{-1}(M) \Leftrightarrow (M + I_6)X = 0 \Leftrightarrow \begin{cases} 1 + \frac{1}{4}a = 0 \\ 1 + a + \frac{1}{2}b + \frac{1}{3}c = 0 \\ \frac{1}{2}a + b + \frac{1}{3}d = 0 \\ \frac{1}{4}a + c + \frac{1}{3}d = 0 \\ \frac{1}{2}b + \frac{2}{3}c + d + e = 0 \\ \frac{1}{3}d + e = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} a = -4 \\ d = -3e \\ -3 + \frac{1}{2}b + \frac{1}{3}c = 0 \\ -2 + b - e = 0 \\ -1 + c - e = 0 \\ -a + d - 1 = 0 \\ \frac{1}{2}b + \frac{2}{3}c - 2e = 0 \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} a = -4 \\ d = -3e \\ b = 2 + e \\ c = 1 + e \\ -3 + \frac{1}{2}(2 + e) + \frac{1}{3}(1 + e) = 0 \\ \frac{1}{2}(2 + e) + \frac{2}{3}(1 + e) - 2e = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} a = -4 \\ e = 2 \\ d = -6 \\ b = 4 \\ c = 3 \end{cases}$$

Le vecteur $U_2 = \begin{pmatrix} 1 \\ -4 \\ 4 \\ 3 \\ -6 \\ 2 \end{pmatrix}$ est un vecteur propre de M associé à la valeur propre -1 .

c) $V_{2n} = PD^{2n}P^{-1}V_0$ avec $D^{2n} = \text{diag}\left(1, 1, \left(\frac{\sqrt{11}}{6}\right)^{2n}, \left(-\frac{\sqrt{11}}{6}\right)^{2n}, 0, 0\right)$.

$\lim_{n \rightarrow +\infty} D^{2n} = \text{diag}(1, 1, 0, 0, 0, 0)$. De plus, l'application $M \mapsto PMP^{-1}V_0$ est linéaire de $\mathcal{M}_6(\mathbb{R})$ dans $\mathcal{M}_{6,1}(\mathbb{R})$ et donc continue sur $\mathcal{M}_6(\mathbb{R})$ (car $\mathcal{M}_6(\mathbb{R})$ est de dimension finie). Par continuité de cette application,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} V_{2n} = P \text{diag}(1, 1, 0, 0, 0, 0) P^{-1} V_0.$$

$$\text{Or, } \text{diag}(1, 1, 0, 0, 0, 0) P^{-1} V_0 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1/20 \\ 1/20 \\ \times \\ \times \\ \times \\ \times \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1/20 \\ 1/20 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ et donc}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} V_{2n} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & \times & \times \\ 4 & 4 & & \\ 4 & -4 & \vdots & \vdots \\ 3 & 3 & & \\ 6 & -6 & & \\ 2 & 2 & \times & \times \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1/20 \\ 1/20 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1/10 \\ 4/10 \\ 0 \\ 3/10 \\ 0 \\ 2/10 \end{pmatrix}.$$

De même,

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} V_{2n+1} = P \text{diag}(1, -1, 0, 0, 0, 0) P^{-1} V_0 = \begin{pmatrix} 1/20 \\ -1/20 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix},$$

et donc

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} V_{2n+1} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & \times & \times \\ 4 & 4 & & \\ 4 & -4 & \vdots & \vdots \\ 3 & 3 & & \\ 6 & -6 & & \\ 2 & 2 & \times & \times \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1/20 \\ -1/20 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 2/5 \\ 0 \\ 3/5 \\ 0 \end{pmatrix}.$$

Au bout d'un nombre impair d'étapes grand, on a environ 2 chances sur 5 d'être en 2 et 3 chances sur 5 d'être en 3 et quasiment aucune chance d'être ailleurs.

Au bout d'un nombre pair d'étapes grand, on a environ 1 chance sur 10 d'être en 0, 4 chances sur 10 d'être en 1, 3 chances sur 10 d'être en 2B et 2 chances sur 10 d'être en 4 et quasiment aucune chance d'être ailleurs.