

# Corrigé du devoir n° 4

## PARTIE I : étude d'un premier exemple

Soit  $A = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{4} & 0 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$ .

- La matrice  $A$  est bien positive et la somme des coefficients de chaque colonne est égale à 1 ; elle est donc stochastique. Par contre certains coefficients de  $A$  sont nuls donc  $A$  n'est pas strictement positive.
- Soit  $\lambda \in \mathbb{R}$  ou  $\mathbb{C}$ ,  $\lambda \in \text{Spec}(A) \iff \text{rg}(A - \lambda I_3) < 3$ .

$$\text{rg}(A - \lambda I_3) = \text{rg} \begin{pmatrix} \frac{1}{2} - \lambda & \frac{1}{4} & 0 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} - \lambda & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} - \lambda \end{pmatrix} = \text{rg} \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} - \lambda & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} - \lambda & \frac{1}{4} & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} - \lambda \end{pmatrix}$$

$$= \text{rg} \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} - \lambda & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{8} - (\lambda - \frac{1}{2})^2 & \frac{1}{2}(\lambda - \frac{1}{2}) \\ 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} - \lambda \end{pmatrix}$$

Cette matrice est de rang strictement inférieur à 3 si et seulement si le

rang de la matrice  $\begin{pmatrix} \frac{1}{8} - (\lambda - \frac{1}{2})^2 & \frac{1}{2}(\lambda - \frac{1}{2}) \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} - \lambda \end{pmatrix}$  est strictement inférieur à 2, c'est à dire si son déterminant

$$\text{est nul : } \begin{vmatrix} \frac{1}{8} - (\lambda - \frac{1}{2})^2 & \frac{1}{2}(\lambda - \frac{1}{2}) \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} - \lambda \end{vmatrix} = \left(\frac{1}{2} - \lambda\right) \left(\frac{1}{8} - \left(\lambda - \frac{1}{2}\right)^2 + \frac{1}{8}\right)$$

$$= -\left(\frac{1}{2} - \lambda\right) \lambda(1 - \lambda)$$

On en déduit que

$$\boxed{\text{Spec}(A) = \{0, 1, \frac{1}{2}\}}$$

$$3. A - I = \begin{pmatrix} -\frac{1}{2} & \frac{1}{4} & 0 \\ \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{4} & -\frac{1}{2} \end{pmatrix} \text{ donc } X = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in \text{Ker}(A - I) \iff \begin{cases} -2x + y = 0 \\ x - y + z = 0 \\ y - 2z = 0 \end{cases}$$

Donc

$$\boxed{\text{Ker}(A - I) = \text{Vect}\langle {}^t(1, 2, 1) \rangle}$$

- L'ensemble des vecteurs invariants de  $A$  est de dimension 1, donc il existe un unique vecteur de probabilité invariant :  $X = {}^t(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}, \frac{1}{4})$

## PARTIE II : étude d'un second exemple

- Soit  $k \in \llbracket 0, 5 \rrbracket$ ,  $\forall x > 0$ ,  $\varphi(f_k)(x) = x^k + 2x^5 P\left(\frac{1}{x^k}\right) = x^k + 2x^{5-k}$  donc  $\forall k \in \llbracket 0, 5 \rrbracket$ ,  $\varphi(f_k) \in E$ .

Soient  $P_1$  et  $P_2$  deux éléments de  $E$  et  $\lambda \in \mathbb{R}$ ,

$$\forall x > 0, \varphi(\lambda P_1 + P_2)(x) = (\lambda P_1 + P_2)(x) + 2x^5 (\lambda P_1 + P_2)\left(\frac{1}{x}\right) = \lambda \left(P_1(x) + 2x^5 P_1\left(\frac{1}{x}\right)\right) + \left(P_2(x) + 2x^5 P_2\left(\frac{1}{x}\right)\right).$$

Cette égalité est vérifiée pour tout  $x > 0$ , on a donc  $\varphi(\lambda P_1 + P_2) = \lambda \varphi(P_1) + \varphi(P_2)$ , ceci est vrai pour tous  $(P_1, P_2) \in E$  donc  $\varphi$  est linéaire. De ces deux résultats on déduit que

$$\boxed{\varphi \text{ est un endomorphisme de } E}$$

Le calcul de  $\varphi(f_k)$  effectué précédemment permet d'obtenir la matrice de  $\varphi$  dans la base  $\mathcal{B}$  :

$$M = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$M$  est positive et la somme de chaque colonne vaut 3, donc  $\frac{1}{3}M$  est stochastique.

2.  $M$  est une matrice symétrique réelle, elle est donc diagonalisable dans  $\mathbb{R}$ .

3. (a)  $M^2 = \begin{pmatrix} 5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 4 \\ 0 & 5 & 0 & 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 5 & 4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 4 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 & 0 & 5 & 0 \\ 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 5 \end{pmatrix}$ , on constate qu'effectivement  $M^2 = 2M + 3I_6$ .

De cette égalité matricielle, on déduit  $\varphi^2 = 2\varphi + 3\text{Id}_E$ .

Soient  $\lambda$  une valeur propre de  $\varphi$  et  $P \in E$ , une fonction de  $E$  qui est un vecteur propre pour  $\varphi$ .

On a :  $\varphi(P) = \lambda P$ , puis  $\varphi^2(P) = \varphi(\lambda P) = \lambda \varphi(P) = \lambda^2 P$

On en déduit  $(\lambda^2 - 2\lambda - 3)P = 0$  (fonction nulle sur  $]0, +\infty[$ ). et comme  $P$  n'est pas la fonction nulle puisque c'est un vecteur propre, on a  $\lambda^2 - 2\lambda - 3 = 0$  donc  $\lambda \in \{-1, 3\}$ .

(b)  $\varphi$  est diagonalisable et n'est pas une homothétie donc elle ne peut pas avoir qu'une valeur propre ; par conséquent  $\varphi$  admet deux sous-espaces propres associés respectivement à  $-1$  et à  $3$  :

$$M + I_6 = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 \\ 0 & 2 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$$

On remarque que  $C_1 = C_6$ ,  $C_2 = C_5$  et  $C_3 = C_4$  donc, en raisonnant sur  $\varphi$ , l'endomorphisme associé à  $M$ , on obtient que les fonctions  $f_0 - f_5$ ,  $f_1 - f_4$  et  $f_2 - f_3$  sont des vecteurs propres associés à la valeur  $1$  ; ces 3 vecteurs forment une famille libre (le vérifier vous-même c'est immédiat) ainsi  $\dim(\text{Ker}(\varphi + \text{Id}_E)) \geq 3$

$$M - 3I_6 = \begin{pmatrix} -2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 \\ 0 & -2 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & -2 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & -2 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 & -2 & 0 \\ 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & -2 \end{pmatrix}$$

De même que  $C_1 = -C_6$ ,  $C_2 = -C_5$  et  $C_3 = -C_4$  donc les fonctions  $f_0 + f_5$ ,  $f_1 + f_4$  et  $f_2 + f_3$  sont des vecteurs propres associés à la valeur  $3$  ; ils forment à nouveau une famille libre, ainsi  $\dim(\text{Ker}(\varphi - 3\text{Id}_E)) \geq 3$

Comme la somme des dimensions des sous-espaces propres ne peut excéder la dimension de l'espace (ici 6) on en déduit :  $\dim(\text{Ker}(\varphi + \text{Id}_E)) = \dim(\text{Ker}(\varphi - 3\text{Id}_E)) = 3$  et

$$\boxed{\text{Ker}(\varphi + \text{Id}_E) = \text{Vect}\langle f_0 - f_5, f_1 - f_4, f_2 - f_3 \rangle \text{ et } \text{Ker}(\varphi - 3\text{Id}_E) = \text{Vect}\langle f_0 + f_5, f_1 + f_4, f_2 + f_3 \rangle}$$

**Remarque :** J'ai choisi de ne pas résoudre les systèmes d'équations pour calculer les noyaux de  $\varphi + \text{Id}$  et  $\varphi - 3\text{Id}$  car l'observation des colonnes des matrices donnait un résultat immédiat, on pouvait bien sûr faire un calcul *classique* :

$$\text{Soit } X = {}^t(a, b, c, d, e, f) \in \mathcal{M}_{6,1}(\mathbb{R}), X \in \text{Ker}(M + I_6) \iff \begin{cases} a + f = 0 \\ b + e = 0 \\ c + d = 0 \end{cases}$$

On n'a que les 3 premières équations car les 3 suivantes sont identiques

On obtient de ce fait un système d'équations cartésiennes de  $\text{Ker}(M + I_6)$  et on termine en calculant une base de cet espace, par exemple  $\{(1, 0, 0, 0, 0, -1), (0, 1, 0, 0, -1, 0), (0, 0, 1, -1, 0, 0)\}$ , ce qui, en repassant à  $\varphi$ , redonne la base calculée précédemment.

Pour le sous-espace associé à  $3$ , le système d'équations obtenu est :

$$\begin{cases} a - f = 0 \\ b - e = 0 \\ c - d = 0 \end{cases}, \quad \text{la méthode est identique.}$$

(c) Une matrice diagonale semblable à  $M$  est par exemple  $D = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 3 \end{pmatrix}$ , pour cette

matrice  $D$  une matrice de passage  $P$  s'obtient en juxtaposant les colonnes des vecteurs propres calculés

précédemment, ceux associés à la valeur  $-1$ , puis à la valeur  $3$  : 
$$P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},$$

**Remarque :** le calcul de  $P^{-1}$  n'est pas demandé, on peut cependant constater qu'ici  $P^{-1} = \frac{{}^tP}{2}$ .

### PARTIE III : existence d'un vecteur de probabilité invariant

1. (a) Chaque ligne de  ${}^tQU$  est la somme des termes des lignes de  ${}^tQ$  (donc la somme des colonnes de  $Q$ ) et vaut donc 1.
  - (b) **Rappel :** pour  $A$  et  $B$  deux matrices quelconques telles que le produit  $AB$  a un sens, on a  ${}^t(AB) = {}^tB {}^tA$ .  
Donc si  $Q - I_N$  est inversible d'inverse  $R$ , alors  $({}^tQ - I_N) \cdot ({}^tR) = {}^t(R(Q - I_N)) = I$   
Ainsi  ${}^tQ - I_N$  est inversible, d'inverse  ${}^tR$ ; il s'agit en fait d'une équivalence du fait que  ${}^t(Q - I_N) = Q - I_N$
  - (c) Comme  ${}^tQU = 1U$  avec  $U \neq 0$  alors 1 est valeur propre de  ${}^tQ$ .  
Par conséquent  ${}^tQ - I_N$  n'est pas inversible, donc  $Q - I_N$  non plus d'après la question précédente, en conclusion : 1 est valeur propre de  $Q$ .
2. (a) Soit  $\lambda$  une valeur propre réelle de  $Q$  telle que  $|\lambda| = 1$  et  $V \in \mathcal{M}_{N,1}(\mathbb{R})$  un vecteur propre de  $Q$  associé à la valeur propre  $\lambda$ .

Si  $\lambda = 1$  alors  $QV = V$  et dans chaque ligne  $i$ ,  $\sum_{j=1}^n Q_{i,j}v_j = v_i$  donc

$$|v_i| = \left| \sum_{j=1}^n Q_{i,j}v_j \right| \leq \sum_{j=1}^n |Q_{i,j}v_j| = \sum_j Q_{i,j} |v_j| \text{ donc } \sum_{j=1}^n Q_{i,j} |v_j| - |v_i| \geq 0.$$

De même si  $\lambda = -1$  car  $|-v_i| = |v_i|$ , donc chaque composante du vecteur  $Q|V| - |V|$  est positive, en conclusion :

Si  $V$  est un vecteur propre de  $Q$  associé à  $\lambda = \pm 1$  alors  $Q|V| - |V|$  est positif

- (b) La somme des composantes de  $Q|V|$  est  $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Q_{i,j} |v_j|$  en inversant les sommes, on a  $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Q_{i,j} |v_j| = \sum_{j=1}^n \left( \sum_{i=1}^n Q_{i,j} \right) |v_j|$ , ce qui fait apparaître  $\sum_{j=1}^n Q_{i,j} = 1$  donc  $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Q_{i,j} |v_j| = \sum_{j=1}^n |v_j| = \|V\|_1$

Ainsi la somme des composantes du vecteur  $Q|V| - |V|$  est nulle.

- (c) Dans les deux questions précédentes on a prouvé :  $Q|V| - |V|$  est un vecteur positif, et la somme de ses composantes est nulle, on en déduit alors :  $Q|V| - |V|$  est nul donc  $|V|$  est un vecteur invariant par  $Q$ .  
 $V$  est un vecteur propre donc n'est pas le vecteur nul, ainsi  $\|V\|_1 \neq 0$  et on obtient un vecteur de probabilité invariant par  $Q$  en considérant le vecteur  $\frac{|V|}{\|V\|_1}$ .

### PARTIE IV : un troisième exemple (le PageRank de Google)

#### A : étude de la matrice de Google

1. 
$$A = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & 1 \end{pmatrix} \text{ puis } G = \begin{pmatrix} \frac{1}{12} & \frac{5}{12} & \frac{5}{12} & \frac{1}{12} \\ \frac{3}{4} & \frac{1}{12} & \frac{1}{12} & \frac{1}{12} \\ \frac{1}{12} & \frac{5}{12} & \frac{1}{12} & \frac{1}{12} \\ \frac{1}{12} & \frac{1}{12} & \frac{5}{12} & \frac{3}{4} \end{pmatrix}$$

2. Pour tout  $i$  et  $j$ ,  $A(i,j) \geq 0$  et  $\frac{(1-\rho)}{N} > 0$  car  $\rho \in [0, 1[$  donc  $\rho A(i,j) + \frac{(1-\rho)}{N} > 0$

Conclusion :  $G$  est une matrice strictement positive.

3. Soit  $j \in \llbracket 1, \dots, N \rrbracket$  tel que  $d_j = 0$ , alors  $A(i, j) = 0$  si  $i \neq j$  et  $A(j, j) = 1$  donc

$$G(i, j) = \frac{(1-\rho)}{N} \text{ si } i \neq j \text{ et } G(j, j) = \rho + \frac{(1-\rho)}{N}$$

$$\text{Ainsi } \sum_{i=1}^N G(i, j) = \rho + \underbrace{\frac{(1-\rho)}{N}}_{G(j,j)} + (N-1) \underbrace{\frac{(1-\rho)}{N}}_{G(i,j), i \neq j} = 1$$

Soit à présent  $j \in \llbracket 1, \dots, N \rrbracket$  tel que  $d_j > 0$ , alors  $G(i, j) = \frac{(1-\rho)}{N}$  si  $j$  ne pointe pas vers  $i$  et  $G(i, j) = \frac{(1-\rho)}{N} + \frac{\rho}{d_{i,j}}$  si  $j$  pointe vers  $i$ .

On réalise une partition de  $\llbracket 1, \dots, N \rrbracket$  en deux sous ensembles :  $A$  l'ensemble des indices de  $\llbracket 1, \dots, N \rrbracket$  tels que  $j$  pointe vers  $i$  et  $\bar{A}$  l'ensemble des indices tels que  $j$  ne pointe pas vers  $i$ .

$$\sum_{i=1}^N G(i, j) = \sum_{i \in A} G(i, j) + \sum_{i \in \bar{A}} G(i, j) = d_{i,j} \left( \frac{1-\rho}{N} + \frac{\rho}{d_{i,j}} \right) + (N - d_{i,j}) \left( \frac{1-\rho}{N} \right) = 1$$

Dans tous les cas  $\sum_{i=1}^N G(i, j) = 1$ , de plus  $G$  est strictement positive donc  $G$  est une matrice stochastique

4. Résoudre le système  $(\mathcal{S})$  revient à trouver un vecteur de probabilité invariant par  $M$ , or on a prouvé partie III l'existence d'un tel vecteur et on admet l'unicité, il s'ensuit que  $(\mathcal{S})$  admet effectivement une solution unique.

### B : modèle du surfeur sur le Web

1. Les composantes de  $V_n$  sont des probabilités donc positives, ainsi  $V_n$  est un vecteur positif ; d'autre part la somme de ses composantes vaut 1 puisque c'est la somme des valeurs d'une loi de probabilité d'une variable aléatoire.

$V_n$  est bien un vecteur de probabilité.

2. Pour  $n$  donné, les événements  $[X_n = j]_{1 \leq j \leq N}$  forment un système complet d'événements, donc par la formule des probabilités totales :

$$\forall i \in \llbracket 1, N \rrbracket, P(X_{n+1} = i) = \sum_{j=1}^N P(X_{n+1} = i | X_n = j) \times P(X_n = j) = \sum_{j=1}^N G(i, j) \times P(X_n = j),$$

la  $i^e$  composante de  $V_{n+1}$  est égale à la  $i^e$  composante du produit matriciel  $GV_n$  donc  $V_{n+1} = GV_n$ .

3. Par récurrence sur  $n$ , on montre que  $\forall n \in \mathbb{N}, V_n = G^n V_0$

4. La limite de  $P(X_n = j)$  est égale à la  $j^e$  composante du vecteur limite  $V_\infty$ , qui est l'unique vecteur de probabilité invariant par  $G$ , ou encore la  $j^e$  composante de l'unique  $N$ -uplet solution du système  $\mathcal{S}$ .

## PARTIE V : méthode de la puissance pour calculer $V_\infty$

### A : valeurs propres de $Q$

1. Pour tout vecteur  $V \in \mathcal{M}_{N,1}(\mathbb{R})$  la  $i^{\text{ème}}$  ligne de  $QV$  est  $\sum_{j=1}^N Q(i, j) v_j$

$$\text{or } \left| \sum_{j=1}^N Q(i, j) v_j \right| \leq \sum_{j=1}^N Q(i, j) |v_j| \text{ (avec } Q(i, j) \geq 0 \text{)}$$

$$\|QV\|_1 = \sum_{i=1}^N \left| \sum_{j=1}^N Q(i, j) v_j \right| \leq \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N Q(i, j) |v_j| = \sum_{j=1}^N |v_j| \sum_{i=1}^N Q(i, j) = \sum_{j=1}^N |v_j| \text{ car } \forall j, \sum_{i=1}^N Q(i, j) = 1$$

(matrice stochastique) finalement

$$\|QV\|_1 \leq \|V\|_1$$

Si  $V$  est positif, alors tous les termes de la somme sont positifs, donc l'inégalité triangulaire devient une égalité, et l'on a  $\|QV\|_1 = \|V\|_1$

2. Tout vecteur propre  $V$  de  $Q$ , comme tout vecteur, vérifie  $\|QV\|_1 \leq \|V\|_1$  or en tant que vecteur propre  $QV = \lambda V$  et  $\|QV\|_1 = |\lambda| \|V\|_1$  ainsi comme  $V$  est non nul,  $\|V\|_1 \neq 0$  et  $|\lambda| \leq 1$ .
3. (a) D'après le rappel de l'énoncé,  $|V|$  est un vecteur de probabilités invariant par  $Q$ .

Donc  $Q|V| = |V|$  et pour la 1ère composante :  $\sum_{j=1}^N Q(1, j) |v_j| = |v_1|$ .

Comme  $V$  est associé à  $\lambda$ , on a  $\sum_{j=1}^N Q(1, j) v_j = \lambda v_1$  donc  $\left| \sum_{j=1}^N Q(1, j) v_j \right| = |v_1|$

$$\text{Conclusion : } \left| \sum_{j=1}^N Q(1, j) v_j \right| = \sum_{j=1}^N Q(1, j) |v_j|$$

$$\begin{aligned} \text{(b)} \quad & \left( \sum_{j=1}^N Q(1, j) |v_j| \right)^2 - \left( \sum_{j=1}^N Q(1, j) v_j \right)^2 = \left( \sum_{j=1}^N Q(1, j) |v_j| \right)^2 - \left( \sum_{j=1}^N Q(1, j) v_j \right)^2 = 0 \\ & = \sum_{\substack{1 \leq j \leq N \\ 1 \leq k \leq N \\ j \neq k}} Q(1, j) Q(1, k) (|v_j| |v_k| - v_j v_k) \end{aligned}$$

Or  $|v_j| |v_k| - v_j v_k$  est toujours un nombre positif ou nul, on a donc une somme de nombres positifs qui est égale à 0, ainsi  $\forall (j, k) \in \llbracket 1, N \rrbracket^2$ ,  $|v_j| |v_k| = v_j v_k$  ce qui revient à dire que les produits  $v_j v_k$  sont tous positifs donc que les  $v_j$  sont tous de même signe et que  $V = \pm |V|$  ..

- (c) Le sous espace propre associé à 1 étant un espace vectoriel,  $V$  en est également élément.  
Donc  $V$  est associé à a valeur propre 1.

$$\text{Conclusion : } \lambda = 1 \text{ (}-1 \text{ n'est pas valeur propre)}$$

## B : convergence vers le vecteur de probabilité invariant

1.  $V_0$  est un vecteur de probabilité donc  $\|V_0\|_1 = 1$

On va montrer par récurrence sur  $n$  que  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $Q^n V_0$  est un vecteur de probabilité, donc entre autres de norme 1.

Par hypothèse c'est vrai pour  $n = 0$  puisque  $Q^0 = I_N$  et que  $V_0$  est un vecteur de probabilité.

Soit à présent  $n \geq 0$ , on suppose que  $Q^n V_0$  est un vecteur de probabilité, c'est à dire à coordonnées positives et de norme 1.

On pose  $V_n = Q^n V_0$ ,  $V_n$  est donc un vecteur de probabilité, on remarque que  $Q^{n+1} V_0 = Q V_n$ ; notons  $(v_1^n, \dots, v_N^n)$  les coordonnées de  $V_n$

La  $i^e$  composante de  $Q V_n$  est égale à  $\sum_{j=1}^N Q(i, j) v_j^n$ ; c'est une somme de termes tous positifs, donc  $V_{n+1}$  est un vecteur à coordonnées positives.

$$\text{Donc } \|Q V_n\|_1 = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{j=1}^N Q(i, j) v_j^n \right) = \sum_{j=1}^N \left( \sum_{i=1}^N Q(i, j) v_j^n \right) = \sum_{j=1}^N \underbrace{\left( \sum_{i=1}^N Q(i, j) \right)}_{=1} v_j^n = \sum_{j=1}^N v_j^n = 1$$

On a ainsi prouvé que si  $V_n$  est donc un vecteur de probabilité, alors  $V_{n+1}$  aussi, donc en particulier  $\|V_{n+1}\|_1 = 1$ .

$$\text{Conclusion : } \forall n \in \mathbb{N}, \|Q^n V_0\|_1 = 1$$

2.  $Q$  est diagonalisable par hypothèse donc il existe une base de vecteurs de  $\mathcal{M}_{N,1}(\mathbb{R})$ , propres pour  $Q$ , soit  $\mathcal{C} = (W_1, \dots, W_N)$ ; ainsi  $V_0$  se décompose dans cette base et il existe des coefficients  $\alpha_1, \dots, \alpha_N$  tels que  $V_0 = \alpha_1 W_1 + \dots + \alpha_N W_N$ .
3. (a) En notant  $P$  la matrice de passage de la base  $\mathcal{B}$  à la base  $\mathcal{C}$ , on a  $Q = P D P^{-1}$  où  $D$  est la matrice diagonale dont les coefficients diagonaux sont  $\lambda_1 = 1, \lambda_2, \dots, \lambda_N$ .  
Le vecteur colonne associé à  $V_0$  dans la base  $\mathcal{C}$  est  $P^{-1} V_0 = {}^t(\alpha_1, \dots, \alpha_N)$  et par récurrence sur  $n$  on a :  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $Q^n V_0 = P D^n P^{-1} V_0$ ; or  $D^n P^{-1} V_0 = {}^t(\lambda_1^n \alpha_1, \lambda_2^n \alpha_2, \dots, \lambda_N^n \alpha_N) = {}^t(\alpha_1, \lambda_2^n \alpha_2, \dots, \lambda_N^n \alpha_N)$  puisque  $\lambda_1 = 1$ .

Comme  $|\lambda_2|, \dots, |\lambda_N|$  sont tous strictement inférieurs à 1, on a  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \lambda_j^n \alpha_j = 0$  pour tout  $j \in \llbracket 2, N \rrbracket$ .

Finalement  $\lim_{n \rightarrow +\infty} P D^n P^{-1} V_0 = P^t(\alpha_1, 0, \dots, 0) = \alpha_1 W_1$  par définition de la matrice de passage  $P$ .

- (b)  $W_1$  est un vecteur propre associé à la valeur 1, d'autre part pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $Q^n V_0$  est de norme 1 d'après la première question, donc par passage à la limite  $\alpha_1 W_1$  est également positif et de norme 1, c'est donc un vecteur de probabilité invariant par  $Q$ . Comme on a prouvé son existence et admis son unicité, il en résulte que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} Q^n V_0 = \alpha_1 W_1 = V_\infty$