

Corrigé du DM n° 5

1) Comme tous les coefficients de A sont positifs, la matrice A est stochastique si et seulement si pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\sum_{j=1}^n a_{i,j} = 1$.

Or, si on note $AU = (v_i)_{1 \leq i \leq n} \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{C})$, on a pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$:

$$v_i = \sum_{j=1}^n a_{i,j} \times 1 = \sum_{j=1}^n a_{i,j}.$$

Ainsi, A est stochastique si et seulement si pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $v_i = 1$, c'est-à-dire si et seulement si $AU = U$. Comme $U \neq 0$, ceci prouve que :

A est stochastique si et seulement si U est un vecteur propre de A associé à la valeur propre 1.

2) On prend $X = (x_i)_{1 \leq i \leq n} \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{C})$ un vecteur propre de A associé à λ et $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ tel que $|x_k| = \max(|x_1|, \dots, |x_n|)$.

Remarquons que $|x_k| \geq 0$ et si $|x_k| = 0$, alors $|x_i| = 0$ pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, et donc $X = 0$, ce qui est faux car X est un vecteur propre, donc $X \neq 0$. Ainsi, $|x_k| > 0$.

On a $AX = \lambda X$, soit pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\sum_{j=1}^n a_{i,j} x_j = \lambda x_i$.

En particulier pour $i = k$, on obtient :

$$\sum_{j=1}^n a_{k,j} x_j = \sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j} x_j + a_{k,k} x_k = \lambda x_k \Leftrightarrow (\lambda - a_{k,k}) x_k = \sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j} x_j.$$

Alors, avec pour tous $i, j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $a_{i,j} \geq 0$ et l'inégalité triangulaire, on peut écrire :

$$|\lambda - a_{k,k}| |x_k| = \left| \sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j} x_j \right| \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n |a_{k,j} x_j| = \sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j} |x_j| \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j} |x_k| = \left(\sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j} \right) |x_k|.$$

Or, $|x_k| > 0$, donc :

$$|\lambda - a_{k,k}| \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j}.$$

Enfin, $\sum_{j=1}^n a_{k,j} = 1$, donc $\sum_{j=1, j \neq k}^n a_{k,j} = \sum_{j=1}^n a_{k,j} - a_{k,k} = 1 - a_{k,k}$ et ainsi :

$$|\lambda - a_{k,k}| \leq 1 - a_{k,k}$$

Toujours avec l'inégalité triangulaire, on a de plus :

$$|\lambda - a_{k,k}| = |\lambda| - |a_{k,k}| \leq \left| |\lambda| - |a_{k,k}| \right| \leq |\lambda - a_{k,k}|.$$

Donc, $|\lambda| - a_{k,k} \leq |\lambda - a_{k,k}| \leq 1 - a_{k,k}$, ce qui donne :

$$|\lambda| \leq 1$$

3) On pose ici $\lambda = e^{i\theta}$ avec $\theta \in \mathbb{R}$. En reprenant l'inégalité $|a_{k,k} - \lambda| \leq 1 - a_{k,k}$, on obtient :

$$\begin{aligned} |a_{k,k} - e^{i\theta}| \leq 1 - a_{k,k} &\Leftrightarrow |a_{k,k} - e^{i\theta}|^2 \leq (1 - a_{k,k})^2 \\ &\Leftrightarrow (a_{k,k} - \cos \theta)^2 + \sin^2 \theta \leq (1 - a_{k,k})^2 \\ &\Leftrightarrow a_{k,k}^2 - 2a_{k,k} \cos \theta + 1 \leq a_{k,k}^2 - 2a_{k,k} + 1 \\ &\Leftrightarrow a_{k,k} \cos \theta \geq a_{k,k} \end{aligned}$$

Comme tous les coefficients sont strictement positifs, on a $a_{k,k} > 0$.

On obtient alors $\cos \theta \geq 1$, soit :

$$\cos \theta = 1$$

Si $\cos \theta = 1$, alors $\theta = 0 [2\pi]$, donc $e^{i\theta} = 1$, soit :

$$\lambda = 1$$

4) On a :

$$\chi_{A^\top} = \det(XI_n - A^\top) = \det((XI_n - A)^\top) = \det(XI_n - A) = \chi_A.$$

Comme les matrices A et A^\top ont même polynôme caractéristique, elles ont le même spectre. Ainsi, comme 1 est valeur propre de A :

$$1 \text{ est une valeur propre de } A^\top.$$

D'après le théorème du rang, on a :

$$\begin{aligned} n &= \text{rg}(A - I_n) + \dim \ker(A - I_n) = \text{rg}(A - I_n) + \dim E_1(A) \\ &= \text{rg}(A^\top - I_n) + \dim \ker(A^\top - I_n) = \text{rg}(A^\top - I_n) + \dim E_1(A^\top) \end{aligned}$$

Or, $\text{rg}(A^\top - I_n) = \text{rg}((A - I_n)^\top) = \text{rg}(A - I_n)$, donc :

$$\dim E_1(A^\top) = n - \text{rg}(A^\top - I_n) = n - \text{rg}(A - I_n) = \dim E_1(A).$$

Ainsi :

$$E_1(A) \text{ et } E_1(A^\top) \text{ ont la même dimension.}$$

5) a. On procède comme dans la question 2.

On a $A^T V = V$, donc pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\sum_{j=1}^n a_{j,i} v_j = v_i$, d'où $|v_i| = \left| \sum_{j=1}^n a_{j,i} v_j \right| \leq \sum_{j=1}^n |a_{j,i} v_j|$, soit :

$$\boxed{|v_i| \leq \sum_{j=1}^n a_{j,i} |v_j|}$$

Supposons qu'il existe $i_0 \in \llbracket 1, n \rrbracket$ tel que $|v_{i_0}| < \sum_{j=1}^n a_{j,i_0} |v_j|$. On a alors :

$$\sum_{i=1}^n |v_i| < \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n a_{j,i} |v_j| \right).$$

Or, A est stochastique, donc pour tout $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\sum_{i=1}^n a_{j,i} = 1$ et :

$$\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n a_{j,i} |v_j| \right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{j,i} |v_j| = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n a_{j,i} |v_j| = \sum_{j=1}^n \left(\sum_{i=1}^n a_{j,i} \right) |v_j| = \sum_{j=1}^n |v_j|.$$

Ainsi, on aurait $\sum_{i=1}^n |v_i| < \sum_{j=1}^n |v_j|$ qui est absurde, donc pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$:

$$\boxed{|v_i| = \sum_{j=1}^n a_{j,i} |v_j|}$$

b. On a $A^T |V| = \left(\sum_{j=1}^n a_{j,i} |v_j| \right)_{1 \leq i \leq n}$, donc d'après le résultat ci-dessus, on a immédiatement :

$$\boxed{A^T |V| = |V|}$$

On a $|v_i| \geq 0$ pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$. Supposons qu'il existe $i_0 \in \llbracket 1, n \rrbracket$ tel que $|v_{i_0}| = 0$.

On a alors $\sum_{j=1}^n a_{j,i_0} |v_j| = 0$. Or, les $a_{j,i_0} |v_j|$ sont positifs, donc pour tout $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $a_{j,i_0} |v_j| = 0$

et comme $a_{j,i_0} > 0$, on obtient $|v_j| = 0$. Ceci veut dire que $V = 0$ ce qui est absurde car V est un vecteur propre de A^T , donc non nul.

Ainsi, pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $|v_i| \neq 0$ et donc :

$$\boxed{\text{Pour tout } i \in \llbracket 1, n \rrbracket, |v_i| > 0.}$$

c. Soient $X = (x_i)_{1 \leq i \leq n} \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ et $Y = (y_i)_{1 \leq i \leq n} \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ deux vecteurs de $E_1(A^T)$.

Comme $E_1(A^T)$ est un espace vectoriel, $y_1 X - x_1 Y \in E_1(A^T)$.

D'après ce qui précède, si $y_1 X - x_1 Y$ est non nul, alors ses coefficients tous non nuls. Or, la première coordonnée de $y_1 X - x_1 Y$ est $y_1 x_1 - x_1 y_1 = 0$, donc au moins un coefficient de $y_1 X - x_1 Y$ est nul et donc $y_1 X - x_1 Y$ est nul.

Ainsi, on a bien :

$$y_1 X - x_1 Y = 0$$

Comme 1 est valeur propre de A^T , il existe un vecteur X non nul de $E_1(A^T)$. Comme $X \neq 0$, on a $x_1 \neq 0$ et pour tout vecteur $Y \in E_1(A^T)$, on a $y_1 X - x_1 Y = 0$, donc $Y = \frac{y_1}{x_1} X$. Ainsi, tout vecteur de $E_1(A^T)$ est colinéaire à X , donc $E_1(A^T) = \text{Vect}(X)$ et :

$$\dim(E_1(A^T)) = 1$$

d. Dans la question 5)b, on a établi l'existence d'un vecteur $|V| \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ dont les coordonnées $|v_1|, \dots, |v_n|$ sont toutes strictement positives et tel que $A^T |V| = |V|$, soit $|V| \in E_1(A^T)$.

En notant $s = |v_1| + \dots + |v_n| > 0$, $W = \frac{1}{s} |V|$ et w_1, \dots, w_n les coordonnées de W , on a :

- $W \in E_1(A^T)$ (car $E_1(A^T)$ est un espace vectoriel) ;
- pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $w_i = \frac{1}{s} |v_i| > 0$;
- $w_1 + \dots + w_n = \frac{1}{s} |v_1| + \dots + \frac{1}{s} |v_n| = \frac{1}{s} (|v_1| + \dots + |v_n|) = 1$.

Ainsi, il existe bien un vecteur W , directeur de $E_1(A^T)$, dont les coordonnées w_1, \dots, w_n sont strictement positives et vérifient $w_1 + \dots + w_n = 1$.

Supposons qu'il existe un autre vecteur W' , de coordonnées w'_1, \dots, w'_n et vérifiant les mêmes propriétés que W . Comme W et W' sont tous deux directeurs de la droite $E_1(A^T)$, ils sont colinéaires (et tous deux non nuls), donc il existe $\alpha \in \mathbb{R}^*$ tel que $W' = \alpha W$.

Ceci donne pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $w'_i = \alpha w_i$ et donc :

$$1 = w'_1 + \dots + w'_n = \alpha w_1 + \dots + \alpha w_n = \alpha (w_1 + \dots + w_n) = \alpha.$$

Ainsi, $\alpha = 1$, donc $W' = W$ et finalement :

La droite $E_1(A^T)$ admet un unique vecteur directeur W dont les coordonnées w_1, \dots, w_n sont strictement positives et vérifient $w_1 + \dots + w_n = 1$.

6) a. Soient $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$ et $\ell \in \mathbb{N}$. Pour $k \geq \ell$, on a :

$$\binom{k}{\ell} \lambda_i^{k-\ell} = \frac{k!}{\ell!(k-\ell)!} \lambda_i^{k-\ell} = \frac{k \times (k-1) \times \dots \times (k-\ell+1)}{\ell!} \lambda_i^{k-\ell}.$$

Donc, $\binom{k}{\ell} \lambda_i^{k-\ell} \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{k^\ell \lambda_i^{k-\ell}}{\ell!}$ et par croissances comparées (avec $|\lambda_i| < 1$), $\lim_{k \rightarrow +\infty} \frac{k^\ell \lambda_i^{k-\ell}}{\ell!} = 0$,

donc :

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} \binom{k}{\ell} \lambda_i^{k-\ell} = 0$$

La matrice N_i est nilpotente, donc il existe $r \in \mathbb{N}^*$ tel que $N_i^r = 0_{n_i}$.

Comme I_{n_i} et N_i commutent, on peut utiliser la formule du binôme pour écrire pour tout entier $k > r$:

$$(\lambda_i I_{n_i} + N_i)^k = \sum_{\ell=0}^k \binom{k}{\ell} \lambda_i^{k-\ell} N_i^\ell.$$

Or, pour tout $\ell \geq r$, on a $N_i^\ell = 0_{n_i}$, donc :

$$(\lambda_i I_{n_i} + N_i)^k = \sum_{\ell=0}^r \binom{k}{\ell} \lambda_i^{k-\ell} N_i^\ell.$$

Et pour tout $\ell \in \llbracket 0, r \rrbracket$, $\lim_{k \rightarrow +\infty} \binom{k}{\ell} \lambda_i^{k-\ell} N_i^\ell = 0_{n_i}$, donc comme somme de $r+1$ termes de limite nulle, on a bien :

$$\boxed{\lim_{k \rightarrow +\infty} (\lambda_i I_{n_i} + N_i)^k = 0}$$

b. D'après le résultat admis dans l'énoncé, il existe $P \in GL_n(\mathbb{R})$ telle que $A = PBP^{-1}$ avec $B = \text{diag}(I_1, \lambda_1 I_{n_1} + N_1, \dots, \lambda_p I_{n_p} + N_p)$. On a alors pour tout $k \in \mathbb{N}$, $A^k = PB^k P^{-1}$ avec :

$$B^k = \text{diag}\left(I_1, (\lambda_1 I_{n_1} + N_1)^k, \dots, (\lambda_p I_{n_p} + N_p)^k\right).$$

D'après ce qui précède, pour tout $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$, $\lim_{k \rightarrow +\infty} (\lambda_i I_{n_i} + N_i)^k = 0$, donc :

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} B^k = \lim_{k \rightarrow +\infty} \text{diag}\left(I_1, (\lambda_1 I_{n_1} + N_1)^k, \dots, (\lambda_p I_{n_p} + N_p)^k\right) = \text{diag}\left(I_1, 0_{n_1}, \dots, 0_{n_p}\right)$$

Enfin, l'application $M \mapsto PMP^{-1}$ est linéaire (par bilinéarité du produit matriciel), donc continue sur $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, qui est de dimension finie. On a peut alors conclure que :

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} A^k = \lim_{k \rightarrow +\infty} PB^k P^{-1} = P \left(\text{diag}\left(I_1, 0_{n_1}, \dots, 0_{n_p}\right) \right) P^{-1}.$$

Et ainsi :

$$\boxed{\text{La suite } (A^k)_{k \in \mathbb{N}} \text{ converge.}}$$

7) Soit $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$ une suite de vecteurs stochastiques de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$ qui converge vers un vecteur $X = (x_i)_{1 \leq i \leq n} \in \mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$. Pour tout $k \in \mathbb{N}$, notons $x_{k,1}, \dots, x_{k,n}$ les coordonnées de X_k .

On a alors pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $\lim_{k \rightarrow +\infty} x_{k,i} = x_i$ et :

- pour tout $k \in \mathbb{N}$, $x_{k,i} \geq 0$, donc $x_i \geq 0$;
- $x_{k,1} + \dots + x_{k,n} = 1$, donc $x_1 + \dots + x_n = \lim_{k \rightarrow +\infty} (x_{k,1} + \dots + x_{k,n}) = 1$.

Ainsi, X est un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$.

Par caractérisation séquentielle, ceci prouve que :

L'ensemble des vecteurs stochastiques de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$ est fermé dans $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$.

8) Pour tout $k \in \mathbb{N}$, notons à nouveau $x_{k,1}, \dots, x_{k,n}$ les coordonnées de X_k .

a. Prouvons par récurrence sur k que pour tout $k \in \mathbb{N}$, $X_k = X_0 A^k$ et X_k est un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$.

Initialisation : Pour $k=0$, comme $A^0 = I_n$, on a $X_0 = X_0 A^0 = X$, qui est un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$ par hypothèse. Donc la propriété est vraie au rang $k=0$.

Hérédité : Supposons la propriété est vraie à un rang $k \in \mathbb{N}$ donné.

Avec $X_{k+1} = X_k A$, on a alors par hypothèse de récurrence, $X_k = X_0 A^k$, donc :

$$X_{k+1} = X_k A = X_0 A^k A = X_0 A^{k+1}.$$

Et :

- pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $x_{k+1,i} = \sum_{j=1}^n x_{k,j} a_{j,i} \geq 0$, car pour tout $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $x_{k,j} \geq 0$ par hypothèse de récurrence et $a_{j,i} > 0$;
- par hypothèse de récurrence, on a $\sum_{j=1}^n x_{k,j} = 1$, d'où :

$$\sum_{i=1}^n x_{k+1,i} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{k,j} a_{j,i} = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n x_{k,j} a_{j,i} = \sum_{j=1}^n \left(x_{k,j} \sum_{i=1}^n a_{j,i} \right) = \sum_{j=1}^n (x_{k,j} \times 1) = \sum_{j=1}^n x_{k,j} = 1.$$

Ainsi, X_{k+1} est un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$.

La propriété est donc vraie au rang $k+1$.

Finalement, la propriété est initialisée et héréditaire, donc vraie pour tout $k \in \mathbb{N}$.

Enfin, l'application $M \mapsto X_0 M$ est linéaire (par linéarité à droite du produit matriciel), donc continue sur $\mathcal{M}_n(\mathbb{R})$, qui est de dimension finie. Or, on a vu dans la question 6 que la suite $(A^k)_{k \in \mathbb{N}}$ converge. Si on note \tilde{A} sa limite, on a alors :

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} X_k = \lim_{k \rightarrow +\infty} X_0 A^k = X_0 \tilde{A} = X_\infty.$$

Comme l'ensemble des vecteurs stochastiques de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$ est fermé dans $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$, et $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$ est une suite de vecteurs stochastiques de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$, alors la limite X_∞ est encore un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$, et ainsi :

La suite $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$ converge vers un vecteur stochastique $X_\infty \in \mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$.

b. On a l'application $X \mapsto XA$ est linéaire (par linéarité à gauche du produit matriciel), donc continue sur $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$, qui est de dimension finie. Ainsi :

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} (X_k A) = \left(\lim_{k \rightarrow +\infty} X_k \right) A = X_\infty A.$$

Or, $\lim_{k \rightarrow +\infty} (X_k A) = \lim_{k \rightarrow +\infty} X_{k+1} = X_\infty$, donc $X_\infty A = X_\infty$ et en transposant, ceci donne :

$$A^\top X_\infty^\top = X_\infty^\top.$$

Ainsi, $X_\infty^\top \in E_1(A^\top)$. Comme X_∞ est un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$, ses coordonnées sont positives et de somme égale à 1. Ceci prouve entre autres que $X_\infty \neq 0$, donc que $X_\infty^\top \neq 0$ et alors, d'après la question 5, X_∞^\top a ses coefficients tous non nuls.

Finalement, X_∞^\top est un vecteur de $E_1(A^\top)$ dont les coordonnées sont strictement positives et de somme égale à 1. On vu dans la question 5)d que le seul vecteur de $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ vérifiant tout cela est W . Ainsi, $X_\infty^\top = W$ et donc :

$$X_\infty = W^\top$$

9) a. Les coefficients de B sont des probabilités, donc sont tous positifs.

Or, $Z_{k+1}(\Omega) = \{z_1, \dots, z_n\}$, donc la famille $(P(Z_k = z_1), \dots, P(Z_k = z_n))$ est un système complet d'évènements et pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $P_{(Z_k = z_i)}$ est une loi de probabilité, donc :

$$\sum_{j=1}^n p_{i,j} = \sum_{j=1}^n P_{(Z_k = z_i)}(Z_{k+1} = z_j) = 1.$$

Ainsi :

La matrice $B = (p_{i,j})_{1 \leq i, j \leq n}$ est stochastique.

b. Soit $k \in \mathbb{N}$. Comme $Z_k(\Omega) = \{z_1, \dots, z_n\}$, la famille $(P(Z_k = z_1), \dots, P(Z_k = z_n))$ est un système complet d'évènements. Alors, d'après la formule des probabilités totales, on peut écrire pour tout $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$:

$$P(Z_{k+1} = z_j) = P_{(Z_k = z_1)}(Z_{k+1} = z_j)P(Z_k = z_1) + \dots + P_{(Z_k = z_n)}(Z_{k+1} = z_j)P(Z_k = z_n).$$

Avec $P_{(Z_k = z_i)}(Z_{k+1} = z_j) = p_{i,j}$ pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, on obtient :

$$P(Z_{k+1} = z_j) = p_{1,j}P(Z_k = z_1) + \dots + p_{n,j}P(Z_k = z_n).$$

Soit :

$$Y_{k+1} = \begin{pmatrix} P(Z_{k+1} = z_1) \\ \vdots \\ P(Z_{k+1} = z_i) \\ \vdots \\ P(Z_{k+1} = z_n) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{1,1}P(Z_k = z_1) + \dots + p_{n,1}P(Z_k = z_n) \\ \vdots \\ p_{1,i}P(Z_k = z_1) + \dots + p_{n,i}P(Z_k = z_n) \\ \vdots \\ p_{1,n}P(Z_k = z_1) + \dots + p_{n,n}P(Z_k = z_n) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{1,1} & \cdots & p_{1,i} & \cdots & p_{1,n} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ p_{1,i} & \cdots & p_{i,i} & \cdots & p_{n,i} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ p_{1,n} & \cdots & p_{i,n} & \cdots & p_{n,n} \end{pmatrix} Y_k.$$

Ainsi, pour tout $k \in \mathbb{N}$:

$$Y_{k+1} = B^\top Y_k$$

- c. Pour tout $k \in \mathbb{N}$, on a $Y_{k+1} = B^\top Y_k$, donc $Y_{k+1}^\top = Y_k^\top B$ et si $p_{i,j} > 0$ pour tous $i, j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, alors la matrice B vérifie les mêmes hypothèses que la matrice A dans la question 8, donc la suite $(Y_k^\top)_{k \in \mathbb{N}}$ converge vers un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$, noté L , indépendant de Y_0^\top .

Comme la transposition est linéaire, elle est continue sur $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$, qui est de dimension finie et donc $(Y_k)_{k \in \mathbb{N}}$ converge vers L^\top , que l'on rappelle Y_∞ et qui est indépendant de Y_0^\top , donc de Y_0 . Comme Y_0 est défini par la loi de Z_0 , Y_∞ est indépendant de la loi de Z_0 et ainsi :

Quelle que soit la loi de Z_0 , la suite $(Y_k)_{k \in \mathbb{N}}$ converge vers un vecteur $Y_\infty \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ fixé tel que Y_∞^\top est un vecteur stochastique de $\mathcal{M}_{1,n}(\mathbb{R})$.