

Correction du DM n°4
Chaînes de Markov

1 Préliminaires

1. Soit $k \in \mathbf{N}$.

le système d'événements $(\{S_k = j\})_{j=1,\dots,n}$ est complet, la formule des *probabilités totales* affirme que pour $i = 1, \dots, n$,

$$X_{k+1}[i] = \mathbf{P}(S_{k+1} = i) = \sum_{j=1}^n \mathbf{P}(S_{k+1} = i | S_k = j) \mathbf{P}(S_k = j) = \sum_{j=1}^n t_{i,j} \mathbf{P}(S_k = j) = (TX_k)[i].$$

Concluons : $\boxed{X_{k+1} = TX_k}$.

2. La somme des coefficients j^{e} ligne de A est :

$$\sum_{i=1}^n t_{i,j} = \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(S_1 = i | S_0 = j) = 1,$$

car $\mathbf{P}(\cdot | S_0 = j)$ est une probabilité.

Or $AU[i]$ est la somme des coefficients de la i^{e} ligne de A . Donc $AU = U$, c'est-à-dire que 1 est valeur propre de A , or A et sa transposée T ont mêmes valeurs propres, donc

$$\boxed{1 \in \text{Sp}(T)}$$

3. Soit (A_k) une suite convergente de matrices stochastiques et B sa limite. Chaque coefficient de B est limite de la suite correspondante des coefficients de A_k et est positif comme limite de tels termes. De plus, comme pour tout entier $k \geq 0$, $A_k U = U$, on a en laissant tendre k vers $+\infty$, $BU = U$, par continuité de $\mathcal{M}_n(\mathbf{R}) \rightarrow \mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{R})$, $M \mapsto MU$ (linéaire en dimension finie). Ainsi B est-elle stochastique.

$$\boxed{\mathcal{E} \text{ est fermé}}$$

Il a été vu en 2., que pour tout $B \in \mathcal{M}_n(\mathbf{R})$, ii. équivaut à $BU = U$.

Soient A_1, A_2 stochastiques et $\lambda \in [0, 1]$. Posons $M = \lambda A_1 + (1 - \lambda) A_2$. La positivité des coefficients de A_1 et A_2 entraîne celle des coefficients de M . De plus $MU = \lambda A_1 U + (1 - \lambda) A_2 U = \lambda U + (1 - \lambda) U = U$ ce qui donne ii. pour M qui est donc stochastique.

Donc \mathcal{E} est convexe.

4. Soient A_1, A_2 stochastiques. La matrice $A_1 A_2$ est à coefficients positifs, chacun de ses coefficients est somme de produit de coefficients de A_1 et A_2 qui sont positifs). En outre $A_1 A_2 U = A_1 U = U$ donc $A_1 A_2$ vérifie ii.

$$\boxed{\mathcal{E} \text{ est stable par multiplication}}$$

2 Un exemple

5. La matrice de transition est ici

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

6. On pose $U^* = \frac{1}{12} \begin{pmatrix} 4 \\ 3 \\ 5 \end{pmatrix}$. On suppose dans cette question que $X_0 = U^*$.

7. Comme $Tu^* = U^*$ la suite $(X_k)_{k \in \mathbf{N}}$ est constante.

Donc la probabilité que la voiture soit dans une des trois villes donnée est la même tous les jours.

8. D'une part,

$$\mathbf{P}(S_0 = 1, S_1 = 1) = \mathbf{P}(S_0 = 1)\mathbf{P}(S_1 = 1|S_0 = 1) = r_0 \times 0 = 0.$$

D'autre part

$$\mathbf{P}(S_0 = 1)\mathbf{P}(S_1 = 1) =$$

Donc les variables aléatoires S_1 et S_2 ne sont pas indépendantes.

- 9.

$$T - I_3 = \begin{pmatrix} 0 & -\frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{4} & -\frac{3}{4} & \frac{1}{4} \\ \frac{3}{4} & \frac{1}{4} & -\frac{3}{4} \end{pmatrix};$$

par définition d'une valeur propre le rang de cette matrice est moindre que 3 et comme sa sous-matrice d'ordre 2 en haut à gauche est inversible (son déterminant est $5/8$), son rang est plus que 2, donc 2. la formule du rang veut alors que : la dimension de $\mathbf{E}_1(T)$ est 1.

10. Le rang de T n'est pas 3, car ses deux dernières colonnes sont identiques, donc 0 est valeur propre. L'examen de la trace de T , somme des valeurs propres, donne : $\text{sp}(T) = \left\{1, 0, \frac{1}{2}\right\}$.

Comme T admet trois valeurs propres réelles distinctes, T est diagonalisable dans $\mathcal{M}_3(\mathbf{R})$.

11. Soit V un vecteur propre de T associé à une valeur propre autre que 1, notée ν . En sommant les trois composantes de l'égalité $\mu V = TV$ on a :

$$\nu \sum_{i=1}^3 v_i = \sum_{i=1}^3 \left(\sum_{j=1}^3 m_{i,j} v_j \right) = \sum_{j=1}^3 \left(\sum_{i=1}^3 t_{i,j} \right) v_j = \sum_{j=1}^3 1 \times v_j = \sum_{j=1}^3 v_j$$

comme $\nu \neq 1$, on a $\sum_{j=1}^3 v_j = 0$.

Donc l'espace propre de T associé à ν est inclus dans H .

Variante.

$$\mu U^\top V = U^\top TV = (AU)^\top V = U^\top V$$

comme $\mu \neq 1$, on a $U^\top V = 0$, Donc V est dans l'hyperplan H (orthogonal de U pour le produit scalaire canonique).

12. La famille (U_*, V, W) est une base de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbf{R})$, car ses trois éléments sont des vecteurs propres associés à des valeurs propres deux à deux distinctes.

Décomposons X_0 dans cette base :

$$X_0 = \alpha U_* + \beta V + \gamma W$$

En sommant les trois composantes de cette égalité, on a grâce à 5. (b),

$$1 = \alpha \times 1 + \beta \times 0 + \gamma \times 0$$

Donc α , première coordonnée de X_0 dans cette base, vaut 1.

On a que P est la matrice de passage de la base canonique à la base (U_*, V, W) .

Donc $T = PDP^{-1}$. Donc par 1. des préliminaire et un récurrence immédiate,

$$\boxed{\forall n \in \mathbf{N}, X_n = PD^n P^{-1} X_0}$$

13. Pour tout $n \in \mathbf{N}$, grâce à 2, et en utilisant les notations de cette question,

$$PD^n P^{-1} X_0 = P \text{diag} \left(1^n, 0, \frac{1}{2^n} \right) \begin{pmatrix} 1 \\ \beta \\ \gamma \end{pmatrix} = P \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \frac{\gamma}{2^n} \end{pmatrix}$$

Donc par continuité du produit d'un élément de $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbf{R})$ par P (polynomiale en les coordonnées du vecteur ou bien, linéaire en dimension finie.) on a :

$$\boxed{X_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} P \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = U_*}$$

3 Matrice stochastiques

15. pour tout $i \in \{1, \dots, n\}$, et par positivité des coefficients de A ,

$$|(AX)[i]| = \left| \sum_{j=1}^n a_{i,j} x_j \right| \leq \sum_{j=1}^n a_{i,j} |x_j| \leq \sum_{j=1}^n a_{i,j} \|X\|_{\infty} = 1 \times \|X\|_{\infty}$$

Donc $\boxed{\|AX\|_{\infty} \leq \|X\|_{\infty}}$.

16 Soit $k \in \mathbf{N}^*$. D'abord par stabilité de E par produite, A^0, A^1, \dots, A^k sont éléments de E , ensuite l'ensemble \mathcal{E} , convexe, est stable par passage au barycentre à coefficients positifs, donc

$$\boxed{R_k \in \mathcal{E}}$$

12. PREMIER CAS. $X \in \text{Ker}(A - I)$. Pour tout $k \in \mathbf{N}^*$, on a par récurrence immédiate $A^k X = X$ si bien que $R_k X = \frac{1}{k} \sum_{l=0}^{k-1} X = X$.

Donc $R_k X \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} X$.

SECOND CAS. $X \in \text{Im}(A - I)$. Notons Z un antécédent de X par $A - I$ de sorte que pour tout $k \in \mathbf{N}^*$, $A^k X = A^{k+1} Z - A^k Z$ et

$$R_k X = \frac{1}{k} \sum_{l=0}^{k-1} A^{l+1} Z - A^l Z = A^k Z - Z,$$

par télescope. Donc par 15

$$\|R_k X\| \leq \frac{\|A^k Z\| + \|Z\|}{k} \leq \frac{\|Z\| + \|Z\|}{k} \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} 0.$$

Donc $R_k X \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} 0_{n,1}$.

Ces deux cas et l'unicité de la limite assurent que $X \in \text{Ker}(A - I)$ et $X \in \text{Im}(A - I)$ sont d'intersection trivial et donc sont des sous-espaces supplémentaires. La dimension de leur somme est donc la somme de leurs dimensions, qui par la formule du rang est n .

Donc $\text{Ker}(A - I) \oplus \text{Im}(A - I) = \mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{R})$.

- 13 La question précédente assure que $R_k X \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} PX$ pour tout $X \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{R})$. Donc, en particulier, pour tout i et tout j éléments de $\llbracket 1, n \rrbracket$

$$R_k[i, j] = E_i^\top R_k E_j \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} E_i^\top P E_j = P[i, j]$$

par continuité du produit scalaire canonique par E_j (application linéaire en dimension finie).

Donc $\boxed{R_k \xrightarrow{k \rightarrow +\infty} P}$, (puisque la convergence composante dans la base canonique par composante assure la convergence dans $\mathcal{M}_n(\mathbf{R})$).

14. La suite $(\mathbf{R}_k)_{k \in \mathbf{N}^*}$ est à valeur dans \mathcal{E} qui est *fermé* donc sa limite, P est élément de \mathcal{E} .
15. Notons $B = A^p = (b_{i,j})$. B est une matrice stochastique (question 4) à coefficients > 0 . Soit $X \in \text{Ker}(B - I_n)$ et s un indice tel que x_s soit le maximum des x_i , $i = 1, \dots, n$. On a $BX = X$ et donc en particulier :

$$x_s = \sum_{j=1}^n b_{s,j} x_j \leq x_s \sum_{j=1}^n b_{s,j} = x_s$$

(on a utilisé la positivité des $b_{s,j}$ pour dire que $b_{s,j} x_j \leq b_{s,j} x_s$). L'égalité entre les termes extrêmes veut que pour tout $j \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $b_{s,j} x_j = \text{leq} b_{s,j} x_s$ soit, puis que $b_{s,j} \neq 0$, que $x_j = x_s$. Donc $\text{Ker}(A^p - I) \subset \overrightarrow{U}$ et comme $U \in \text{Ker}(A - I) \subset \text{Ker}(A^p - I)$.

$$\boxed{\dim(\text{Ker}(A - I)) = 1}$$

- 16 On sait déjà que $\text{Vect}(U) \subset \text{Ker}(A - I_n)$ car A est stochastique. Nous avons aussi remarqué dans Q15 que $\text{Ker}(A - I) \subset \text{Ker}(A^p - I) = \text{Vect}(U)$, voilà donc que $\text{im}(P) = \text{Ker}(A^p - I) = \text{Vect}(U)$ Donc le rang de P est 1.
17. On vient de montrer que $\text{im}(P) = \text{Vect}(U)$ Donc toutes les colonnes de P sont multiples de U , la i^{e} s'écrit donc $\ell_i U$ ou ℓ est un réel et donc $\boxed{P = UL}$ avec $L := (\ell_1, \dots, \ell_n)$. La somme de toute mligne de P est donc $\sum_{j=1}^n \ell_j$ donc, P étant stochastique, L est stochastique.