

Correction du DM n°4  
Chaînes de Markov

## 1 Préliminaires

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

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  $j^{\text{e}}$  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  $i^{\text{e}}$  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  $+\infty$ ,  $B U = U$ , 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  $B U = U$ .

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  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$  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  $\nu$ . 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  $\nu$  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  $\alpha$ , 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 produit,  $A^0, A^1, \dots, A^k$  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  $k \in \mathbf{N}^*$ ,  $A^k X = A^{k+1}Y - A^k Y$  et

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

par télescopage. Donc par 15

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

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 et donc la somme de leurs dimensions, qui par la formule du rang est  $n$ .

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

- 13 La question précédente assure que  $R_k X \xrightarrow[k \rightarrow +\infty]{} P X$  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  $b_s \neq 0$ , que  $x_j = x_s$ .  
 Donc  $\text{Ker}(A^p - I) \subset \overline{(U)}$  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  $i^{\text{e}}$  s'écrit donc  $\ell_i U$  où  $\ell$  est un réel et donc  $\boxed{P = UL}$  avec  $L := (\ell_1, \dots, \ell_n)$ . La somme de toute ligne de  $P$  est donc  $\sum_{j=1}^n \ell_i$  donc,  $P$  étant stochastique,  $L$  est stochastique.