

Série de TD n°01

Exercice 1.10.1 On considère l'espace $\mathbb{S} = \{1; 2\}$, et une matrice de transition \mathbb{P} ,

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}.$$

À quelles conditions sur a, b, c, d la matrice \mathbb{P} est-elle une matrice stochastique ? On supposera dans tout ce qui suit que ces conditions sont réunies. Réécrire dans ce cas \mathbb{P} en fonction seulement des paramètres a et d . Dessiner le graphe associé à cette matrice (qui peut dépendre des valeurs de a et d).

Exercice 1.10.2 On considère la chaîne de Markov à deux états,

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 1 - \alpha & \alpha \\ \beta & 1 - \beta \end{pmatrix}, 0 < \alpha, \beta < 1.$$

1. Ecrire \mathbb{P} sous la forme $\mathbb{P} = QDQ^{-1}$, où D est la matrice diagonale $\text{diag}(1; 1 - \alpha - \beta)$ et Q une matrice inversible.
2. Pour tout $n \geq 0$, évaluer $\mathbb{P}^{(n)}$.

Exercice 1.10.3 On considère la chaîne de Markov $(S_n)_{n \geq 0}$ sur \mathbb{Z} définie par $S_0 = 0$ et par les probabilités conditionnelles

$$P(S_{n+1} = i + 1 | S_n = i) = \frac{1}{2} = P(S_{n+1} = i - 1 | S_n = i).$$

Déterminer la (ou les) classe(s) de cette chaîne de Markov, et sa période.

Exercice 1.10.4 On considère la matrice de transition sur l'espace \mathbb{N} donnée par

$$p_{01} = 1, \forall k \geq 1, p_{kk+1} = p, p_{kk-1} = 1 - p,$$

p étant un paramètre réel dans $[0; 1]$.

Soit $(\xi_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de variables i.i.d. de loi

$$P(\xi_n = 1) = 1 - P(\xi_n = 1) = p.$$

On considère la suite aléatoire $(S_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par :

$$S_n = S_0 + \sum_{j=1}^n \left(\mathbb{I}_{\{S_{j-1}=0\}} + \xi_j \mathbb{I}_{\{S_{j-1}>0\}} \right),$$

S_0 étant indépendant de $(\xi_n)_{n \in \mathbb{N}}$. Montrer que $(S_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une chaîne de Markov de matrice de transition \mathbb{P} sur l'espace \mathbb{N} .

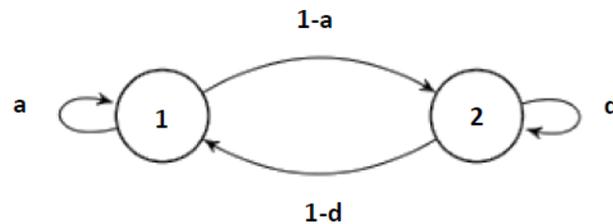
Exercice 1.10.5 Montrer qu'une mesure réversible est invariante pour la matrice de transition \mathbb{P} d'une chaîne de Markov sur un espace d'états fini ou dénombrable. La réciproque est-elle vraie ?

Solution de Série de TD n°01

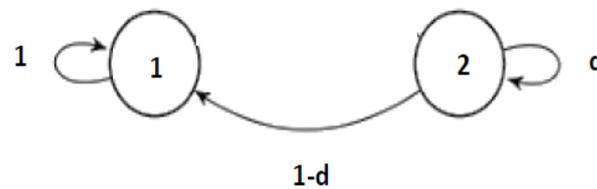
Solution 1.10.1 Il faut $a, b, c, d \geq 0$, $a + b = 1$ et $c + d = 1$. Donc, la matrice se réécrit sous la forme

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} a & 1-a \\ 1-d & d \end{pmatrix}, \quad 0 \leq a, d \leq 1.$$

Si $0 < a, d < 1$, le graph est



Si a ou $d \in \{0; 1\}$, par exemple $a = 1$ et $0 < d < 1$, le graph est



Solution 1.10.2 1. En dehors de la valeur propre 1, la matrice \mathbb{P} a la valeur propre $\lambda \neq 1$ solution de $\det(\mathbb{P} - \lambda I_{(2)}) = 0$, soit

$$\lambda^2 - (2 - \alpha - \beta)\lambda + (1 - \alpha - \beta) = 0,$$

i.e., $\lambda = 1 - \alpha - \beta$, auquel on peut associer le vecteur propre $(\alpha, -\beta)'$, d'où

$$\mathbb{P} = QDQ^{-1}, Q = \begin{pmatrix} 1 & \alpha \\ 1 & -\beta \end{pmatrix} \text{ et } Q^{-1} = \frac{1}{\alpha + \beta} \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ 1 & -1 \end{pmatrix}.$$

2. On a : Pour tout $n \geq 0$,

$$\mathbb{P}^{(n)} = \mathbb{P}^n = QD^nQ^{-1},$$

donc

$$\begin{aligned} \mathbb{P}^{(n)} &= \begin{pmatrix} 1 & \alpha \\ 1 & -\beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & (1 - \alpha - \beta)^n \end{pmatrix} \frac{1}{\alpha + \beta} \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{\alpha + \beta} \begin{pmatrix} \beta + \alpha(1 - \alpha - \beta)^n & \alpha(1 - (1 - \alpha - \beta)^n) \\ \beta(1 - (1 - \alpha - \beta)^n) & \alpha + \beta(1 - \alpha - \beta)^n \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

$$(\text{par exemple } p_{11}^{(n)} = \frac{\beta + \alpha(1 - \alpha - \beta)^n}{\alpha + \beta}).$$

Solution 1.10.3 On constate que tous les états communiquent entre eux : si on note \mathbb{P} la matrice (infinie) de transition, $p_{ii+1} > 0$, $p_{i+1i} > 0$ pour tout $i \in \mathbb{Z}$ donc $i \leftrightarrow i + 1$, et ainsi $i \leftrightarrow i + 1 \leftrightarrow i + 2$, par récurrence, $i \leftrightarrow j$ pour tous entiers $i \leq j$. Donc, il n'y a qu'une classe, \mathbb{Z} , alors la chaîne de Markov est irréductible.

Donc, il suffit de déterminer la période de 0,

$$d_0 = \text{PGCD} \left\{ n \geq 1, p_{00}^{(n)} > 0 \right\}.$$

L'ensemble $E = \{n \geq 1, p_{00}^{(n)} > 0\}$ ne contient pas 1 puisque $p_{00} = 0$. En revanche, $2 \in E$ puisque $p_{00}^{(2)} \geq p_{01}p_{10} > 0$, donc $E = \{2; 4; \dots\}$, alors $d_0 = 2$.

Solution 1.10.4 Notons que $S_n = S_{n-1} + \mathbb{I}_{\{S_{n-1}=0\}} + \xi_n \mathbb{I}_{\{S_{n-1}>0\}} = f(S_{n-1}, \xi_n)$. Puisque les v.a. (ξ_n) sont i.i.d., donc $(S_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une chaîne de Markov.

Si $S_{n-1} = 0$, alors $S_n = S_{n-1} + 1 = 1 \implies p_{01} = 1$.

$$\text{Si } S_{n-1} > 0 \text{ alors } S_n = S_{n-1} + \xi_n = \begin{cases} S_{n-1} + 1 \text{ avec probabilité } p \\ S_{n-1} - 1 \text{ avec probabilité } 1 - p \end{cases} \implies \begin{cases} p_{kk+1} = p \\ p_{kk-1} = 1 - p \end{cases}, \forall k \geq 1.$$

Solution 1.10.5 Si $\underline{\Pi}' := (\pi(1), \pi(2), \dots)$ est réversible alors $\forall i, j \in \mathbb{S}$,

$$\pi(i) p_{ij} = \pi(j) p_{ji},$$

comme $\sum_{j \in \mathbb{S}} \pi(i) p_{ij} = \sum_{j \in \mathbb{S}} \pi(j) p_{ji} = \pi(i)$, $\forall i \in \mathbb{S}$, donc $\underline{\Pi}$ est invariante pour \mathbb{P} .

La réciproque est fausse ; par exemple : une chain de Markov irréductible de matrice de transition \mathbb{P} ,

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

et $\underline{\Pi}' := \left(\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3}\right)$ est invariante mais $\pi(1) p_{12} = \frac{1}{3} \neq 0 = \pi(2) p_{21}$.