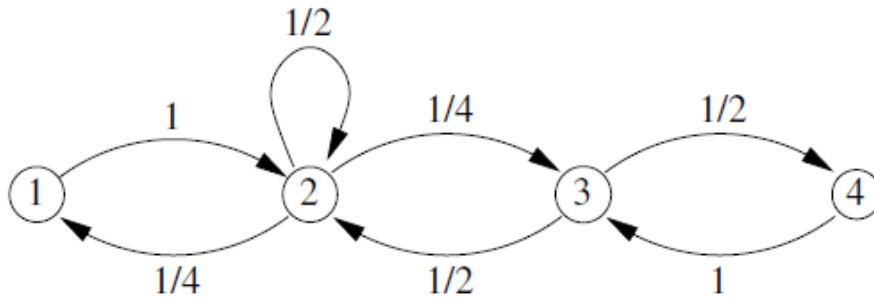


Série de TD n°03

Exercice 1.10.11 On considère la chaîne de Markov suivante



1. Donner la matrice de transition \mathbb{P} de la chaîne de Markov.
2. La chaîne de Markov est-elle irréductible ?
3. Déterminer la distribution stationnaire de la chaîne de Markov.
4. La chaîne de Markov est-elle réversible ?

Exercice 1.10.12 On dispose dans une maison individuelle de deux systèmes de chauffage, l'un de base et l'autre d'appoint. On dira qu'on est dans l'état 1 si seul le chauffage de base fonctionne, dans l'état 2 si les deux systèmes fonctionnent.

Si un jour on est dans l'état 1, on estime qu'on y reste le lendemain avec probabilité $\frac{1}{2}$ et si on est dans l'état 2 on passe le lendemain à l'état 1 avec probabilité $\frac{3}{4}$.

Soit S_n l'état du système au jour n . On admet que $(S_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une chaîne de Markov homogène.

1. Déterminer sa matrice de transition et son graphe.
2. Soit $u_n = P(S_n = 1)$. Déterminer une relation de récurrence entre u_n et u_{n+1} et en déduire l'expression de u_n en fonction de u_0 pour tout n dans \mathbb{N} .
3. Sachant qu'on est dans l'état 1 un dimanche, trouver la probabilité d'être à nouveau dans le même état le dimanche suivant.

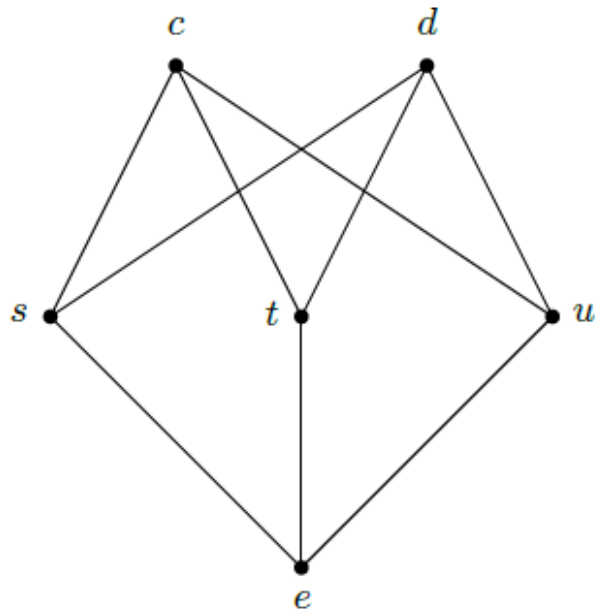
4. Montrer que si un jour on se trouve dans l'état 1 avec probabilité $\frac{3}{5}$, alors il en est de même pour tous les jours suivants. Donner la probabilité invariante de $(S_n)_{n \in \mathbb{N}}$.

Exercice 1.10.13 Soit (S_n) la chaîne de Markov réductible sur l'espace d'états $\mathbb{S} = \{1; 2; 3; 4\}$ définie par la matrice de transition \mathbb{P} ,

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & 0 & \frac{2}{3} & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{3}{4} \\ \frac{2}{3} & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

1. Justifier qu'on peut s'attendre au fait que \mathbb{P} ait plus d'une distribution invariante.
2. On note $(S_n^{(1,3)})_n$ la chaîne de Markov (S_n) restreinte aux états 1 et 3. Justifier que cette chaîne de Markov admet une unique distribution invariante et la calculer.
3. On note $(S_n^{(2,4)})_n$ la chaîne de Markov (S_n) restreinte aux états 2 et 4. Justifier que cette chaîne de Markov admet une unique distribution invariante et la calculer.
4. Dédurre des deux questions précédentes deux distributions invariantes pour \mathbb{P} . On notera $\underline{\Pi}$ et $\underline{\Lambda}$ ces deux distributions.
5. Soit $\rho \in [0; 1]$. Montrer que $\rho \underline{\Pi} + (1 - \rho) \underline{\Lambda}$ est une distribution invariante pour \mathbb{P} . En déduire que \mathbb{P} admet une infinité de distributions invariantes.

Exercice 1.10.14 On considère la marche au hasard sur le graphe suivant :



qu'on étudie comme une chaîne de Markov sur l'espace d'états $\{e; s; t; u; c; d\}$.

Cette chaîne de Markov est-elle irréductible ? Quels sont ses états récurrents ?

Solution de Série de TD n°03

Solution 1.10.11 1. La matrice de transition \mathbb{P} de la chaîne de Markov est

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

2. On peut passer de tout état à tout autre donc la matrice \mathbb{P} est irréductible.
 3. Comme la chaîne de Markov sur l'ensemble fini et l'irréductibilité de \mathbb{P} entraîne l'existence d'une unique loi stationnaire $\underline{\Pi} := (\pi(1), \dots, \pi(4))'$, on doit résoudre le système suivant :

$$\begin{cases} \underline{\Pi}' = \underline{\Pi}'\mathbb{P} \\ \underline{\Pi}'\underline{1} = 1 \end{cases} \iff \begin{cases} \pi(1) = \frac{1}{4}\pi(2) \\ \pi(2) = \pi(1) + \frac{1}{2}\pi(2) + \frac{1}{2}\pi(3) \\ \pi(3) = \frac{1}{4}\pi(2) + \pi(4) \\ \pi(4) = \frac{1}{2}\pi(3) \\ \pi(1) + \pi(2) + \pi(3) + \pi(4) = 1 \end{cases} \\ \iff \begin{cases} \pi(1) = \pi(4) = \frac{1}{2}\pi(3) = \frac{1}{4}\pi(2) \\ \pi(1) + \pi(2) + \pi(3) + \pi(4) = 1 \end{cases},$$

Après quelques calculs, on obtient : $\underline{\Pi} = \left(\frac{1}{8}, \frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{8}\right)'$.

4. On a :

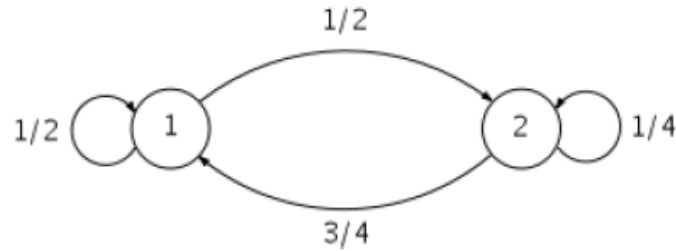
$$\pi(i)p_{ij} = \pi(j)p_{ji}, \forall i, j \in \{1; 2; 3; 4\},$$

donc la chaîne de Markov est réversible.

Solution 1.10.12 1. On a la matrice de transition :

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{3}{4} & \frac{1}{4} \end{pmatrix}.$$

Le graphe associé est :



2. La chaîne de Markov prend ses valeurs dans $\{1;2\}$, donc

$$\begin{aligned}
 \forall n, u_{n+1} &= P(S_{n+1} = 1) = P(S_{n+1} = 1, S_n = 1) + P(S_{n+1} = 1, S_n = 2) \\
 &= P(S_{n+1} = 1 | S_n = 1) P(S_n = 1) + P(S_{n+1} = 1 | S_n = 2) P(S_n = 2) \\
 &= p_{11}u_n + p_{21}(1 - u_n) \\
 &= \frac{3}{4} - \frac{1}{4}u_n,
 \end{aligned}$$

le point fixe : $a = \frac{3}{4} - \frac{1}{4}a \iff a = \frac{3}{5}$, donc

$$\begin{aligned}
 \forall n, u_n - \frac{3}{5} &= -\frac{1}{4} \left(u_n - \frac{3}{5} \right) \\
 &= \left(-\frac{1}{4} \right)^{n+1} \left(u_0 - \frac{3}{5} \right),
 \end{aligned}$$

d'où $\forall n, u_n = \left(-\frac{1}{4} \right)^{n+1} \left(u_0 - \frac{3}{5} \right) + \frac{3}{5}$.

3. On veut calculer $P(S_{n+7} = 1 | S_n = 1)$. Par la propriété de Markov ceci est égal à $P(S_7 = 1 | S_0 = 1) = u_7$ lorsque l'on prend $u_0 = 1$. On obtient :

$$P(S_{n+7} = 1 | S_n = 1) = \left(-\frac{1}{4} \right)^8 \left(1 - \frac{3}{5} \right) + \frac{3}{5}.$$

4. La relation de récurrence obtenue à la question 2 nous donne $u_n = \frac{3}{5} \implies u_{n+1} = \frac{3}{5}$. On en déduit immédiatement que la loi invariante $\underline{\Pi}' = \left(\frac{3}{5}, \frac{2}{5} \right)$.

Solution 1.10.13 1. Comme on est à espace d'états fini, \mathbb{P} admet au moins une distribution invariante. En revanche, \mathbb{P} n'est pas irréductible, donc on peut s'attendre à ce qu'il y ait plus d'une distribution invariante pour \mathbb{P} .

2. La chaîne de Markov $(S_n^{(1,3)})$ a pour matrice de transition, la matrice $\mathbb{P}_{(1,3)}$ définie par

$$\mathbb{P}_{(1,3)} = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{2}{3} \\ \frac{2}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix}.$$

Cette matrice de transition est irréductible, donc la chaîne de Markov $(S_n^{(1,3)})$ admet une unique distribution invariante $\underline{\Pi}$. Un calcul rapide montre que cette distribution est donnée par $\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)'$.

3. La chaîne de Markov $(S_n^{(2,4)})$ a pour matrice de transition, la matrice $\mathbb{P}_{(2,4)}$ définie par

$$\mathbb{P}_{(2,4)} = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & \frac{3}{4} \\ 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Cette matrice de transition est irréductible, donc la chaîne de Markov $(S_n^{(2,4)})$ admet une unique distribution invariante $\underline{\Lambda}$. Un calcul rapide montre que cette distribution est donnée par $\left(\frac{4}{7}, \frac{3}{7}\right)'$.

4. On en déduit que les distributions $\underline{\Pi}' = \left(\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2}, 0\right)$ et $\underline{\Lambda}' = \left(0, \frac{4}{7}, 0, \frac{3}{7}\right)$ sont invariantes pour \mathbb{P} .

5. Soit $\rho \in [0; 1]$. Notons $\underline{\Gamma}_\rho = \rho \underline{\Pi}' + (1 - \rho) \underline{\Lambda}'$. Alors comme $\underline{\Pi}'$ et $\underline{\Lambda}'$ sont invariantes par \mathbb{P} , on a $\underline{\Pi}' = \underline{\Pi}'\mathbb{P}$ et $\underline{\Lambda}' = \underline{\Lambda}'\mathbb{P}$, donc

$$\begin{aligned} \underline{\Gamma}_\rho \mathbb{P} &= \rho \underline{\Pi}'\mathbb{P} + (1 - \rho) \underline{\Lambda}'\mathbb{P} \\ &= \rho \underline{\Pi}' + (1 - \rho) \underline{\Lambda}' \\ &= \underline{\Gamma}_\rho, \end{aligned}$$

ce qui montre que $\underline{\Gamma}_\rho$ est invariante par \mathbb{P} . Toutes les mesures $\underline{\Gamma}_\rho$ étant invariantes par \mathbb{P} , on déduit que \mathbb{P} admet une infinité de distributions invariantes.

Solution 1.10.14 Oui, la chaîne de Markov est irréductible, puisque chaque état mène à chaque autre pour cette chaîne de Markov. Comme l'espace d'états est fini, la chaîne a au moins un état récurrent, et comme la chaîne est irréductible, donc tous les états sont récurrents. i.e., la chaîne de Markov est récurrente.