

1.6 Classification des états

La classification des états d'une chaîne de Markov joue un rôle essentiel dans l'étude de son comportement à long terme.

Définition 1.6.1 On dit que l'état j est **accessible** à partir de l'état i , ou est conséquent de l'état i , s'il existe un entier $n \geq 0$ tel que $p_{ij}^{(n)} > 0$. On écrit : $i \rightsquigarrow j$.

Sur le graphe, si $i \neq j$, $i \rightsquigarrow j$ s'il existe un chemin du sommet i vers le sommet j .

Propriété 1.6.1 La relation d'accessibilité entre états est réflexive et transitive.

Preuve. Comme $p_{ii}^{(0)} = 1$ pour tout état i , on a bien $i \rightsquigarrow i$. Ensuite, si $i \rightsquigarrow k$ et $k \rightsquigarrow j$, alors $\exists n, m \geq 0$, $p_{ik}^{(n)} > 0, p_{kj}^{(m)} > 0$. D'après la relation (2.1), on en tire :

$$p_{ij}^{(n+m)} = \sum_{s \in \mathbb{S}} p_{is}^{(n)} p_{sj}^{(m)} \geq p_{ik}^{(n)} p_{kj}^{(m)} > 0.$$

D'où $i \rightsquigarrow j$. ■

Propriété 1.6.2 Soient i, j deux états ; les deux propriétés suivantes sont équivalentes :

(I) l'état j est accessible à partir de l'état i ,

(II) le processus, partant de i , passe par j avec une probabilité strictement positive.

Preuve. D'abord, (I) \implies (II) est évident. Montrons que (I)^c \implies (II)^c. Sous l'hypothèse (I)^c, pour tout $n \geq 0$, on a : $p_{ij}^{(n)} = 0$. Soit A l'événement " le processus passe par j ". Alors

$$P(A | S_0 = i) = P\left(\bigcup_{j \in \mathbb{S}} \{S_n = j\} | S_0 = i\right) \leq \sum_{j \in \mathbb{S}} P(S_n = j | S_0 = i) = \sum_{j \in \mathbb{S}} p_{ij}^{(n)} = 0.$$

D'où la propriété (II)^c. ■

Définition 1.6.2 On dit que deux états i et j **communiquent** et l'on écrit $i \leftrightarrow j$, si on a à la fois : $i \rightsquigarrow j$ et $j \rightsquigarrow i$.

Propriété 1.6.3 La relation de communication entre états est une relation d'équivalence.

Preuve. Les propriétés de réflexivité et de transitivité déjà vérifiées pour la relation d'accessibilité restent naturellement encore valables pour la relation de communication. Enfin, cette dernière relation est symétrique par définition-même. ■

Remarque 1.6.1 En raison du fait que, pour tout i , on a $p_{ii}^{(0)} = 1$, tout état communique avec lui-même.

Définition 1.6.3 Un état est appelé état de **retour**, s'il existe $n \geq 1$ tel que $p_{ii}^{(n)} > 0$.

Il existe des états i tels que pour tout $n \geq 1$ (donc 0 exclu) on ait $p_{ii}^{(n)} = 0$. De tels états sont appelés états de non-retour.

Exemple 1.6.1 Considérons la chaîne de Markov, telle que $\mathbb{S} = \{1; 2\}$ et $\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$, 2 est un état de non-retour, car $\forall n \geq 1, p_{22}^{(n)} = 0$ ($\forall n \geq 1, \mathbb{P}^n = \mathbb{P}$).

Remarque 1.6.2 Pour la relation de communication, l'ensemble \mathbb{S} des états se partitionne en classes d'équivalence, disjointes et non vides, dites classes indécomposables. Si C_1 et C_2 sont deux classes distinctes, on peut éventuellement aller, disons, de C_1 à C_2 , mais on ne peut alors retourner de C_2 à C_1 . En revanche, tous les états d'une même classe communiquent.

Définition 1.6.4 Un état **absorbant**, si $p_{ii} = 1$, autrement $p_{ij} = 0, \forall i \neq j$.

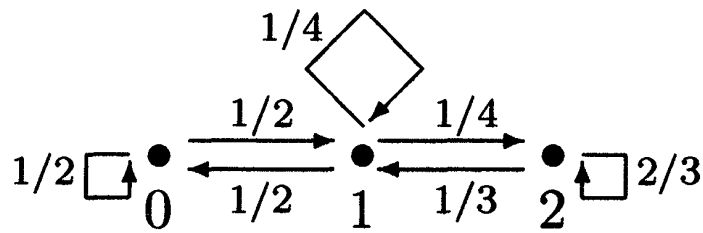
Dans l'exemple juste mentionné, l'état 1 est absorbant.

Définition 1.6.5 S'il n'y a qu'une seule classe pour la relation de communication, autrement dit, si tous les états communiquent entre eux, la chaîne est dite irréductible.

Exemple 1.6.2 Considérons la chaîne de Markov, dont l'ensemble des états est $\mathbb{S} = \{0; 1; 2\}$, la matrice de transition

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

et le graphe

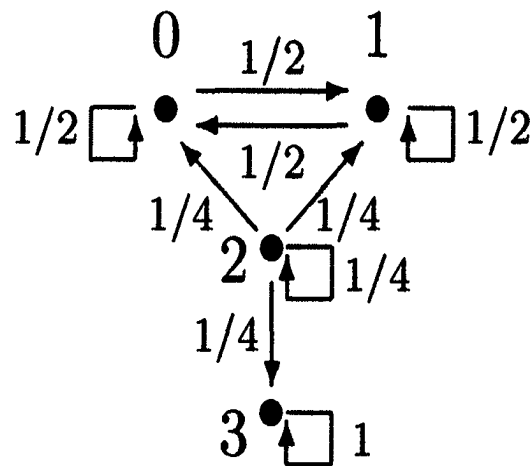


Cette chaîne de Markov est irréductible. Tous les états communiquent.

Exemple 1.6.3 Considérons la chaîne de Markov, dont l'ensemble des états est $\mathbb{S} = \{0; 1; 2; 3\}$, la matrice de transition

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

et le graphe



La chaîne comporte trois classes de communication $\{0; 1\}$, $\{2\}$ et $\{3\}$. L'état 3 est absorbant. Cette chaîne est réductible.

Théorème 1.6.1 Toute chaîne de Markov finie admet au moins une distribution stationnaire, qui est unique si la chaîne est irréductible.

Définition 1.6.6 Un ensemble $C \subset \mathbb{S}$ d'états est dit fermé, si pour tout $i \in C$ et tout $j \notin C$, on a : $p_{ij} = 0$.

Autrement dit, un ensemble C est fermé, si la chaîne de Markov quitte cette classe avec probabilité 0.

1.7 États récurrents et transients

Pour tout état j , désignons par T_j le temps d'arrêt de la chaîne de Markov $(S_n)_{n \geq 0}$ dans l'état j à partir de l'instant 1. Autrement dit,

$$T_j = \inf \{n \geq 1, S_n = j\}.$$

Rappelons que cela signifie que pour tout $n \geq 0$, l'événement $\{T_j = n\}$, qui est égal à

$$\{S_1 \neq j, \dots, S_{n-1} \neq j, S_n = j\}.$$

Définition 1.7.1 (Loi de probabilité conditionnelle du temps d'arrêt ou d'atteinte)

Pour tous les états i, j et tout $n \geq 1$, on pose :

$$f_{ij}^{(n)} = P(T_j = n | S_0 = i).$$

Ainsi, $f_{ij}^{(n)}, n \geq 1$ est la probabilité pour que le processus, partant de l'état i , atteigne l'état j , à l'instant n . Pour tous les états i, j , on pose, par convention, $f_{ij}^{(0)} := 0$.

Théorème 1.7.1 Pour tout entier $n \geq 1$, on a :

$$p_{ij}^{(n)} = \sum_{k=0}^n f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}. \quad (5.1)$$

Par convention, $p_{ij}^{(0)} := \delta_{ij}$ (symbole de Kronecker, qui vaut 1 si $i = j$ et 0 autrement). L'identité (5.1) est encore valable pour $n = 0$ et $i \neq j$.

Preuve. Comme, pour $n \geq 1$,

$$\begin{aligned} \{S_n = j\} &= \bigcup_{k=1}^n \{T_j = k\} \cap \{S_n = j\} \\ &= \bigcup_{k=1}^{n-1} \{T_j = k, S_n = j\} \cup \{T_j = n, S_n = j\} \\ &= \bigcup_{k=1}^{n-1} \{T_j = k, S_n = j\} \cup \{T_j = n\}, \end{aligned}$$

on en déduit

$$\begin{aligned} P(S_n = j | S_0 = i) &= \sum_{k=1}^{n-1} P(T_j = k, S_n = j | S_0 = i) + P(T_j = n | S_0 = i) \\ &= \sum_{k=1}^{n-1} P(S_n = j | T_j = k, S_0 = i) P(T_j = k | S_0 = i) + f_{ij}^{(n)}. \end{aligned}$$

Par conséquent,

$$P(S_n = j | T_j = k, S_0 = i) = P(S_n = j | T_j = k, S_k = j, S_0 = i) = p_{jj}^{(n-k)}.$$

Comme $P(S_n = j | S_0 = i) = p_{ij}^{(n)}$ et $P(T_j = k | S_0 = i) = f_{ij}^{(k)}$, il en résulte

$$p_{ij}^{(n)} = \sum_{k=1}^{n-1} f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)} + f_{ij}^{(n)} = \sum_{k=0}^n f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}.$$

■

Remarque 1.7.1 L'identité (5.1) permet de déterminer les $f_{ij}^{(n)}$ par récurrence à partir des $p_{ij}^{(n)}$:

$$\begin{aligned} f_{ij}^{(1)} &= p_{ij}^{(1)}, \\ f_{ij}^{(n)} &= p_{ij}^{(n)} - \sum_{k=1}^{n-1} f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}, n \geq 2. \end{aligned}$$

Notation : Posons

$$f_{ij} := P(T_j < \infty | S_0 = i) = \sum_{n \geq 1} f_{ij}^{(n)}.$$

C'est la probabilité pour que le processus, partant de i , passe par j au moins une fois au cours du temps ; si $i = j$, le nombre f_{jj} est la probabilité pour que le processus, partant de j , retourne en j , au moins une fois au cours du temps.

Définition 1.7.2 On dit que l'état j est **récurrent**, si $f_{jj} = 1$. On dit qu'il est **transient** ou **transitoire**, si $f_{jj} < 1$.

Définition 1.7.3 Un état $i \in \mathbb{S}$ est dit **transient** s'il n'est pas récurrent.

Théorème 1.7.2 (Critères de récurrence)

Un état j est récurrent ou transient selon que $\sum_{n \geq 0} p_{jj}^{(n)} = \infty$ ou que $\sum_{n \geq 0} p_{jj}^{(n)} < \infty$.

Proposition 1.7.1 *Tout état de non-retour est transient; tout état absorbant est récurrent.*

Preuve. Pour un état j de non-retour, on a :

$$p_{jj}^{(n)} = \begin{cases} 1 & \text{si } n = 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} .$$

La série de terme général $p_{jj}^{(n)}$ est évidemment convergente, donc l'état est transient. Pour un état absorbant, tous les termes $p_{jj}^{(n)}$ de la série valent 1. La série est divergente et l'état j est récurrent. ■

Proposition 1.7.2 *La récurrence est une propriété de classe : si $i \rightsquigarrow j$ et si i est récurrent, alors j est aussi récurrent. Il en est par conséquent de même pour la transience.*

Preuve. Comme $i \rightsquigarrow j$, on a $p_{ji}^{(t)} > 0$ et $p_{ij}^{(m)} > 0$ pour certains entiers t, m . De là,

$$\sum_{n \geq 0} p_{jj}^{(t+n+m)} \geq \sum_{n \geq 0} p_{ji}^{(t)} p_{ii}^{(n)} p_{ij}^{(m)} = p_{ji}^{(t)} p_{ij}^{(m)} \sum_{n \geq 0} p_{ii}^{(n)} = \infty .$$

■

Remarque 1.7.2 1. *La chaîne de Markov est appelée récurrente, si tous ses états sont récurrents.*

2. *La chaîne de Markov est appelée transiente, si tous ses états sont transients.*

3. *Un état récurrent est accessible à partir de tous les états de sa classe.*

4. *Un état transitoire n'est pas accessible à partir d'un état récurrent.*

5. *Au moins un état récurrent est accessible à partir d'un état transitoire.*

Théorème 1.7.3 1. *(Critère de positivité) Soit i un état;*

- *si $\limsup_n p_{ii}^{(n)} > 0$, l'état i est positif,*
- *si $\liminf_n p_{ii}^{(n)} = 0$, l'état i est nul.*

Remarque 1.7.3 *Notons que si i est transient, on sait que $\liminf_n p_{ii}^{(n)} = 0$. Donc tout état transient est nul.*

Théorème 1.7.4 *La propriété de positivité (de nullité) est une propriété de classe.*

Preuve. Ce théorème est une conséquence du Critère de positivité. En effet, si j est un état nul et si $j \rightsquigarrow i$ avec $i \neq j$, il existe des entiers t, m tels que pour tout $n \geq 0$, on ait

$$p_{ji}^{(t)} > 0, p_{ij}^{(m)} > 0 \text{ et } p_{jj}^{(t+n+m)} \geq p_{ji}^{(t)} p_{ii}^{(n)} p_{ij}^{(m)} \geq 0 .$$

Alors $\liminf_n p_{jj}^{(n)} = 0 \implies \liminf_n p_{ii}^{(n)} = 0$ et l'état i est nul aussi. ■

Théorème 1.7.5 *Pour une chaîne de Markov finie, il existe toujours au moins une distribution stationnaire. Mais une chaîne de Markov finie n'admet pas toujours une unique distribution stationnaire.*

Exemple 1.7.1 *Considérons la chaîne de Markov de matrice de transition suivante :*

$$\mathbb{P} = \begin{pmatrix} 0 & 0.5 & 0.5 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix},$$

cette chaîne de Markov admet une infinité de distributions stationnaires définies par :

$$\underline{\Pi} = (0, 1 - 2\delta, \delta, \delta)', 0 \leq \delta \leq \frac{1}{2}.$$

Remarque 1.7.4 *Une chaîne de Markov infinie n'admet pas toujours de distribution stationnaire.*

Exemple 1.7.2 *Considérons la chaîne de Markov à valeurs dans \mathbb{N} qui à i associe $i + 1$ avec probabilité 1, i.e., qui possède la matrice de transition*

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

n'admet pas de loi stationnaire.

Théorème 1.7.6 *Une chaîne de Markov transiente infinie n'admet pas de distribution stationnaire.*

Théorème 1.7.7 (Conditions nécessaires et suffisantes d'existence de distributions stationnaires)

Si la chaîne de Markov est irréductible, elle possède une distribution stationnaire unique $\underline{\Pi}$, si et seulement si tous les états sont récurrents positifs.

Théorème 1.7.8 (Conditions nécessaires et suffisantes d'existence de distributions stationnaires)

Si la chaîne de Markov est quelconque, elle possède une distribution stationnaire $\underline{\Pi}$, si et seulement si la chaîne possède au moins une classe récurrente positive. Dans le cas de plusieurs classes récurrentes positives, il existe une distribution stationnaire pour chaque classe.

Remarque 1.7.5 *Toute chaîne de Markov finie possède au moins une classe récurrente positive et donc au moins une distribution stationnaire portée par cette classe.*

Théorème 1.7.9 *(Conditions nécessaires et suffisantes d'existence de distributions stationnaires)*

Une chaîne de Markov finie admet une unique distribution stationnaire si et seulement si elle comprend une seule classe récurrente.