

Probabilités Avancées : Chaînes de Markov

Clément Erignoux *

Ex 1. Sur $\Omega = \mathbb{R}$ on note \mathcal{F} la plus petite tribu qui contient $\{0\}$, $[-1 ; 0[$ et $[0 ; 1]$.

1) Expliciter \mathcal{F} en donnant la liste de ses éléments.

2) Parmi les trois fonctions suivantes, lesquelles sont mesurables de \mathbb{R} muni de \mathcal{F} vers \mathbb{R} muni de la tribu des boréliens ? (justifier)

$$f : x \mapsto x \qquad g : x \mapsto |x| \qquad h : x \mapsto \begin{cases} \frac{x}{|x|} & \text{si } x \neq 0 \\ 0 & \text{si } x = 0 \end{cases}$$

Réponse :

1) La plus petite tribu sur $\Omega = \mathbb{R}$ qui contient $\{0\}$, $[-1 ; 0[$ et $[0 ; 1]$ est

$$\begin{aligned} \mathcal{F} = \{ & \emptyset, \mathbb{R}, \{0\}, \mathbb{R}^*, [-1; 0[,] - \infty; -1[\cup \mathbb{R}_+,] 0; 1], \mathbb{R}_- \cup] 1; +\infty[, \\ & [-1; 0],] - \infty; -1[\cup \mathbb{R}_+^*, [0; 1], \mathbb{R}_-^* \cup] 1; +\infty[, \\ & [-1; 1] \setminus \{0\},] - \infty; -1[\cup \{0\} \cup] 1; +\infty[, [-1; 1],] - \infty; -1[\cup] 1; +\infty[\} \end{aligned}$$

Cet ensemble est stable par passage au complémentaire et par union et intersection dénombrable.

2) La fonction identité f n'est pas \mathcal{F} -mesurable puisque $\{2\}$ est un borélien de \mathbb{R} et $f^{-1}(\{2\}) = \{2\} \notin \mathcal{F}$.

La fonction valeur absolue g n'est pas \mathcal{F} -mesurable non plus, $g^{-1}(\{2\}) = \{-2, 2\} \notin \mathcal{F}$.

La fonction h vaut 1 sur $h^{-1}(\{1\}) = \mathbb{R}_+^* \notin \mathcal{F}$, et n'est donc pas \mathcal{F} -mesurable.

Ex 2. Un rat vit dans une cage à trois étages. Pour les besoins d'une expérience, on l'observe à intervalles de temps réguliers. On constate que lorsqu'il est à l'étage du bas, où il dort, il a trois chance sur quatre d'y rester et une chance sur quatre de monter à l'étage 1. Lorsqu'il est à l'étage 1, où se trouve la nourriture, il a une chance sur deux d'y rester, une chance sur quatre de monter à l'étage 2, et une chance sur quatre de descendre à l'étage 0. Lorsqu'il est en haut, à l'étage 2, il a une chance sur deux d'y rester et une chance sur deux de descendre à l'étage 1.

On note X_n le numéro de l'étage où il se trouve au bout de n intervalles de temps.

1) Dessiner le graphe de la chaîne de Markov $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$. Quelle est sa matrice de transition ?

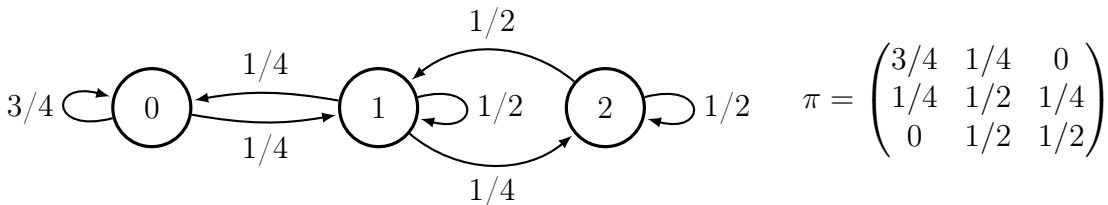
*Pour toute typo/question, me contacter à clement.erignoux@inria.fr. Les notes de cours seront uploadées sur ma page web, <http://chercheurs.lille.inria.fr/cerignou/homepage.html>

- 2) Le rat se trouve actuellement à l'étage 2. Quelle est la probabilité que trois intervalles de temps plus tard il soit à l'étage 0?
- 3) La chaîne est-elle irréductible?
- 4) Quels états sont récurrents? transients? Quelle est leur périodicité?
- 5) Cette chaîne a-t-elle une probabilité réversible? Si oui, laquelle? A-t-elle une probabilité invariante? Si oui, laquelle?
- 6) En moyenne sur une longue période, quelle proportion de son temps le rat passe-t-il à l'étage 0? (justifier)
- 7) La position du rat à chaque étape dépend de sa position précédente, de sorte que sa position X_n à l'étape n n'est pas indépendante de sa position initiale X_0 . Mais intuitivement, quand n est très grand donc au bout d'un temps très long, la position X_n du rat ne dépend presque plus de sa position initiale. Prouver cette indépendance asymptotique en montrant, grâce au théorème de convergence en loi, que

$$\forall e, e' \in \{0, 1, 2\} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = e', X_0 = e) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = e')P(X_0 = e)$$

Réponse :

- 1) $(X_n)_n$ est une chaîne de Markov homogène de graphe et de matrice



- 2) Observons le rat à partir du moment où il se trouve à l'étage 2, donc en prenant $X_0 = 2$, ce qui correspond à une loi initiale $\mu_0 = (0, 0, 2)$. On note μ_n la loi de X_n et on veut trouver la probabilité $\mu_3(\{0\})$ qu'il soit à l'étage du bas trois intervalles de temps plus tard.

$$\mu_1 = (0, 0, 1)\pi = (0, 1/2, 1/2) \quad \mu_2 = (0, 1/2, 1/2)\pi = (1/8, 1/2, 3/8)$$

$$\mu_3 = (1/8, 1/2, 3/8)\pi = \left(\frac{3}{32} + \frac{1}{8}, \frac{1}{32} + \frac{1}{4} + \frac{3}{16}, \frac{1}{8} + \frac{3}{16}\right) = \left(\frac{7}{32}, \frac{15}{32}, \frac{10}{32}\right)$$

La probabilité que le rat soit à l'étage 0 trois intervalles de temps plus tard est de 7 chances sur 32.

- 3) La chaîne est irréductible (tout état est accessible à partir des autres)
- 4) L'irréductibilité implique que tous les états ont la même période, qui vaut 1 car $P(X_1 = 1 | X_0 = 1) > 0$ par exemple. La chaîne est donc apériodique. Au moins un état est récurrent puisque l'espace d'états est fini. L'irréductibilité implique qu'ils sont tous de même nature donc tous récurrents.
- 5) S'il existe une probabilité réversible $\mu = (a, b, c)$, elle doit satisfaire les conditions

$$a \frac{1}{4} = b \frac{1}{4} \quad b \frac{1}{4} = c \frac{1}{2} \quad a \times 0 = c \times 0 \quad \text{i.e.} \quad a = b = 2c$$

La probabilité $\mu = (2/5, 2/5, 1/5)$ est réversible, et aussi invariante puisque toute probabilité réversible est aussi invariante. La chaîne étant irréductible, il y a unicité de la probabilité stationnaire.

6) La chaîne est irréductible de probabilité stationnaire $\mu = (2/5, 2/5, 1/5)$ donc d'après le théorème ergodique

$$\frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n \mathbf{1}_{X_n=0} = \frac{n}{n+1} \frac{1}{n} \sum_{k=0}^n \mathbf{1}_{X_n=0} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \int \mathbf{1}_{x=0} d\mu(x) = 2/5$$

En moyenne sur une longue période, le rat passe 40% de son temps à l'étage du bas.

7) La chaîne étant irréductible et apériodique de probabilité stationnaire $(2/5, 2/5, 1/5)$, le théorème de convergence en loi assure que pour tout état initial e et tout autre état e' on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = e' | X_0 = e) = \mu(\{e'\})$ autrement dit

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(\{X_n = e'\} \cap \{X_0 = e\}) = \mu(\{e'\})P(X_0 = e)$$

Le conditionnement par tous les cas possibles $P(X_n = e') = \sum_{i=0}^2 P(X_n = e' | X_0 = i)P(X_0 = i)$ entraîne

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = e') = \sum_{i=0}^2 \mu(\{e'\})P(X_0 = i) = \mu(\{e'\})$$

Finalement

$$\forall e, e' \in \{0, 1, 2\} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = e', X_0 = e) = \mu(\{e'\})P(X_0 = e) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = e')P(X_0 = e)$$

Ex 3. Abreuvoir automatique

Un élevage est équipé d'un abreuvoir automatique qui ne peut être utilisé que par un animal à la fois. On suppose qu'à chaque minute, il y a une probabilité $\frac{1}{2}$ qu'un seul animal vienne boire, une probabilité $\frac{1}{6}$ que deux animaux viennent boire et une probabilité $\frac{1}{3}$ qu'aucun animal ne vienne. Si un animal qui arrive trouve l'abreuvoir libre, il boit pendant une minute et s'en va, sinon il attend. On suppose qu'il n'y a jamais plus de deux animaux en attente, c'est-à-dire qu'un animal qui trouve l'abreuvoir occupé avec déjà deux bêtes en attente renonce à boire et s'en va (de même, si deux animaux arrivent en même temps et qu'il y a déjà une bête en attente, un seul des deux arrivants fait la queue et l'autre renonce).

On note X_n le nombre d'animaux au temps n à l'abreuvoir (en attente ou en train de boire). A l'instant 0 (mise en service de l'abreuvoir) on a $X_0 = 0$.

1) $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une chaîne de Markov homogène. Quel est son espace d'états? Tracer le graphe correspondant et donner la matrice de transition P .

2) A l'instant 0, l'abreuvoir est inutilisé. Calculer la probabilité qu'il soit utilisé pour la première fois à l'instant k . Au bout de combien de temps, en moyenne, commence-t-il à être utilisé?

3) Sachant qu'à l'instant 0 il n'y a aucun animal à l'abreuvoir, calculer la probabilité qu'un animal qui se présente seul à l'instant 3 n'ait pas à attendre.

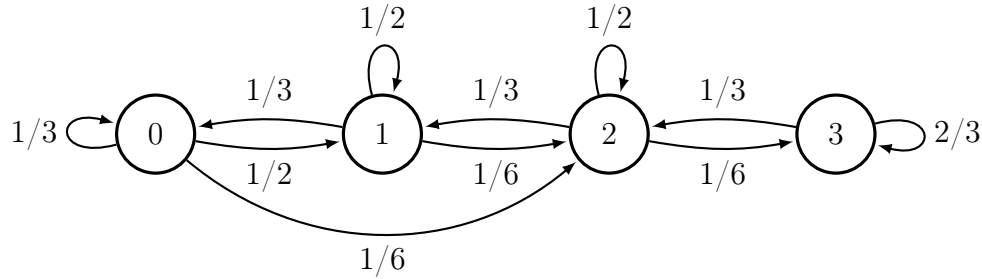
4) Si à l'instant 10 il y a deux bêtes en attente, calculer la probabilité que la situation soit la même à l'instant 15 et que l'abreuvoir soit resté inutilisé au moins une minute entre-temps.

5) X_n a-t-elle une loi limite quand n devient grand? Si oui, la calculer. Que peut-on en déduire sur la convergence éventuelle (et la limite) de la suite des P^n ?

6) L'éleveur est prêt à investir dans un second abreuvoir si, plus de la moitié du temps, il y a deux animaux en attente. Il reste un long moment à côté de l'abreuvoir après sa mise en service et observe la proportion de temps où deux animaux attendent. Que constate-t-il? Doit-il installer un deuxième abreuvoir?

Réponse :

1) Le nombre X_n d'animaux en attente ou en train de boire à l'instant n peut valoir 0, 1, 2 ou 3, pas plus puisqu'il n'y a jamais plus de deux animaux en attente. L'espace d'états est donc $E = \{0, 1, 2, 3\}$. Puisque à chaque minute, il y a une probabilité $\frac{1}{2}$ qu'un seul animal vienne boire, une probabilité $\frac{1}{6}$ que deux animaux viennent boire et une probabilité $\frac{1}{3}$ qu'aucun animal ne vienne, et qu'un animal qui trouve l'abreuvoir occupé avec déjà deux bêtes en attente renonce à boire, le graphe est :



$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 1/2 & 1/6 & 0 \\ 1/3 & 1/2 & 1/6 & 0 \\ 0 & 1/3 & 1/2 & 1/6 \\ 0 & 0 & 1/3 & 2/3 \end{pmatrix}$$

2) A chaque minute indépendamment, la probabilité que l'abreuvoir ne soit pas encore utilisé est de $1/3$. Le nombre de minutes jusqu'à la première où il est utilisé suit donc la loi géométrique de paramètre $2/3$, qui a pour espérance $3/2$: en moyenne, l'abreuvoir commence à être utilisé au bout de 1,5 minutes. La probabilité qu'il soit utilisé pour la première fois à l'instant k est $\frac{2}{3}(\frac{1}{3})^{k-1}$.

3) La probabilité qu'un animal qui se présente seul à l'instant 3 n'ait pas à attendre est la probabilité qu'à l'instant précédent il n'y ait que zéro ou un animal à l'abreuvoir :

$$\begin{aligned} & P(X_2 \in \{0, 1\} | X_0 = 0) \\ &= P(X_2 = 0 | X_0 = 0) + P(X_2 = 1 | X_0 = 0) \\ &= P(X_2 = 0, X_1 = 0 | X_0 = 0) + P(X_2 = 0, X_1 = 1 | X_0 = 0) \\ &\quad + P(X_2 = 1, X_1 = 0 | X_0 = 0) + P(X_2 = 1, X_1 = 1 | X_0 = 0) + P(X_2 = 1, X_1 = 2 | X_0 = 0) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{6} \times \frac{1}{3} = \frac{9}{12} \end{aligned}$$

4) Sachant que $X_{10} = 3$, on ne peut avoir $X_{15} = 3$ en étant passé par l'état 0 que par une seule trajectoire :

$$\begin{aligned} & P(X_{15} = 3 \text{ et } X_n = 0 \text{ pour un } n | X_{10} = 3) \\ &= P(X_{15} = 3, X_{14} = 2, X_{13} = 0, X_{12} = 1, X_{11} = 2 | X_{10} = 3) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{972} \end{aligned}$$

5) La chaîne est irréductible (tout état est accessible à partir des autres) donc tous les états ont la même période, qui vaut 1 car $P(X_1 = 0 | X_0 = 0) > 0$ par exemple. La chaîne est donc apériodique. Toute chaîne de Markov homogène, irréductible et apériodique sur l'espace d'états fini $E = \{0, 1, 2, 3\}$ converge en loi vers son unique probabilité invariante μ . Pour calculer cette

probabilité limite μ , on cherche d'abord si la chaîne a une probabilité réversible (c'est plus facile) car on sait qu'une réversible est toujours invariante.

$$\mu = (a, b, c, d) \text{ réversible} \iff \begin{cases} \frac{a}{2} = \frac{b}{3} \\ \frac{a}{6} = 0 \\ \frac{b}{6} = \frac{c}{3} \\ \frac{c}{6} = \frac{d}{3} \end{cases} \iff a = b = c = d = 0 \quad \text{impossible!}$$

Pas de probabilité réversible. On cherche alors la probabilité invariante :

$$\begin{aligned} (a, b, c, d) \begin{pmatrix} 1/3 & 1/2 & 1/6 & 0 \\ 1/3 & 1/2 & 1/6 & 0 \\ 0 & 1/3 & 1/2 & 1/6 \\ 0 & 0 & 1/3 & 2/3 \end{pmatrix} &= (a, b, c, d) \\ \iff \left(\frac{a}{3} + \frac{b}{3}, \frac{a}{2} + \frac{b}{2} + \frac{c}{3}, \frac{a}{6} + \frac{b}{6} + \frac{c}{2} + \frac{d}{3}, \frac{c}{6} + \frac{2d}{3} \right) &= (a, b, c, d) \\ \iff \begin{cases} b = 2a \\ 3a + 3b + 2c = 6b \\ a + b + 3c + 2d = 6c \\ c + 4d = 6d \end{cases} &\iff \begin{cases} b = 2a \\ 3a + 2c = 3b = 6a \\ 3a + 2d = 3c \\ c = 2d \end{cases} \iff \begin{cases} b = 2a \\ 2c = 3a \\ c = 2d \end{cases} \end{aligned}$$

Comme $a + b + c + d = 1$ i.e. $a + 2a + \frac{3a}{2} + \frac{3a}{4} = 1$ i.e. $12a + 6a + 3a = 4$ ceci impose $a = \frac{4}{21}$ et donc $\mu = \left(\frac{4}{21}, \frac{8}{21}, \frac{4}{14}, \frac{2}{14} \right)$. On a donc

$$\forall e_0 \in E \quad \forall e \in E \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = e | X_0 = e_0) = \mu(e)$$

La formule de conditionnement par tous les cas possibles donne

$$\forall (x, y, z, t) \in (\mathbb{R}^+)^4 \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} (x, y, z, t) \pi^n = (x + y + z + t) \left(\frac{4}{21}, \frac{8}{21}, \frac{4}{14}, \frac{2}{14} \right)$$

et donc

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \pi^n = \begin{pmatrix} \frac{4}{21} & \frac{8}{21} & \frac{4}{14} & \frac{2}{14} \\ \frac{4}{21} & \frac{8}{21} & \frac{4}{14} & \frac{2}{14} \\ \frac{4}{21} & \frac{8}{21} & \frac{4}{14} & \frac{2}{14} \\ \frac{4}{21} & \frac{8}{21} & \frac{4}{14} & \frac{2}{14} \end{pmatrix}$$

6) La chaîne étant irréductible de probabilité stationnaire $\mu = \left(\frac{4}{21}, \frac{8}{21}, \frac{4}{14}, \frac{2}{14} \right)$, le théorème ergodique indique que

$$\frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n \mathbf{1}_{X_k=3} = \frac{n}{n+1} \frac{1}{n} \sum_{k=0}^n \mathbf{1}_{X_k=3} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \int \mathbf{1}_{x=3} d\mu(x) = \frac{2}{14}$$

En moyenne sur une longue période, il y a deux animaux en attente pendant un septième du temps seulement. Il est inutile d'acheter un deuxième abreuvoir.