

Chaîne de Markov

Pierre-Henri WUILLEMIN

Licence d'Informatique – Université Paris 6

Introduction

Soit un système \mathcal{S} possédant un **nombre d'états finis**.

On nomme $S = \{x_1, x_2, \dots, x_s\}$ les états dans lesquels peut se retrouver \mathcal{S} .

À chaque instant n ($n \in \mathbb{N}$), on note X_n la variable aléatoire décrivant l'état du système à cet instant n .

▶ Définition (Processus stochastique)

La famille des $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ forment un processus stochastique.

$\{X_0, X_1, X_2, \dots\}$ représente la *trajectoire* probabiliste de \mathcal{S} dans le temps.

Naturellement, le comportement d'un processus stochastique dépend fortement des relations entre les (X_n) .

Par exemple, s'il existe $f : S \rightarrow S$ bijective telle que $X_{n+1} = f(X_n)$ alors X_n ne sera que l'image de la distribution de X_0 par f^n :

$$P(X_n = x) = P(f^n(X_0) = x) = P(X_0 = f^{-n}(x))$$



Chaîne de Markov

Plus fréquemment qu'une relation fonctionnelle entre les (X_n) , on peut étudier des relations d'indépendances conditionnelles entre ces différentes variables aléatoires.

Propriété de Markov

Un processus stochastique vérifie la propriété de Markov (d'ordre 1) si et seulement si :

$$P(X_n | X_0, \dots, X_{n-1}) = P(X_n | X_{n-1})$$

(lorsque cette probabilité a un sens : i.e. $P(X_0, \dots, X_{n-1}) > 0$)

▶ Définition (Chaîne de Markov)

Une **chaîne de Markov** est un processus stochastique vérifiant la propriété de Markov (d'ordre 1).



Propriété de Markov d'ordre k

Un processus stochastique vérifie la propriété de Markov d'ordre k si et seulement si :

$$\mathcal{M}(k) : P(X_n | X_0, \dots, X_{n-1}) = P(X_n | X_{n-k}, \dots, X_{n-1})$$

Il est évident que $\forall k' > k, \mathcal{M}(k) \Rightarrow \mathcal{M}(k')$.
En particulier, $\forall k, \mathcal{M}(1) \Rightarrow \mathcal{M}(k)$.
Réciproquement ?

Si $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$, processus stochastique, vérifie $\mathcal{M}(k > 1)$ alors il existe une chaîne de Markov (multidimensionnelle) équivalente à (X_n) (qui vérifie donc $\mathcal{M}(1)$).

Démonstration : Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ vérifie $\mathcal{M}(k > 1)$
alors on construit $\mathfrak{X}_n = [X_{n-k+1}, \dots, X_n]$ v.a. de dimension k .
alors

$$\begin{aligned} P(\mathfrak{X}_n | \mathfrak{X}_0, \dots, \mathfrak{X}_{n-1}) &= P(X_{n-k+1}, \dots, X_n | X_0, \dots, X_{n-1}) \\ &= P(X_{n-k+1}, \dots, X_n | X_{n-k}, \dots, X_{n-1}) \\ &= P(\mathfrak{X}_n | \mathfrak{X}_{n-1}) \end{aligned}$$



Dorénavant, on ne précisera plus que la chaîne de Markov est *d'ordre 1*.

Chaîne de Markov homogène

Propriété (Homogénéité)

Une chaîne de Markov est dite homogène si

$$\forall n > 0, P(X_n | X_{n-1}) = P(X_1 | X_0)$$

▶ Définition (Probabilité et matrice de transition)

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une chaîne de Markov homogène, alors

- la **probabilité de transition de i à j** est $p_{ij} = P(X_n = j | X_{n-1} = i)$
- la **matrice de transition P** est la matrice des $(p_{ij})_{i,j \in S}$ (si S est fini).

▶ Définition (Graphe de transition)

Si $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une chaîne de Markov homogène (S fini), alors

le **graphe de transition** est un graphe $G = (S, E)$ orienté qui vérifie :

$$(i \rightarrow j) \in E \iff p_{ij} \neq 0$$



Chaîne de Markov homogène : promenade aléatoire

Mono-bestiole

une mono-bestiole se déplace dans $\{0, \dots, s\}$ de la façon suivante : à chaque itération, elle a la probabilité 0.25 d'avancer ou de reculer et la probabilité 0.5 de rester sur place. Aux frontières, elle se cogne contre les murs et reste donc sur place. Soit X_n la v.a. de la position de la mono-bestiole à l'instant n .

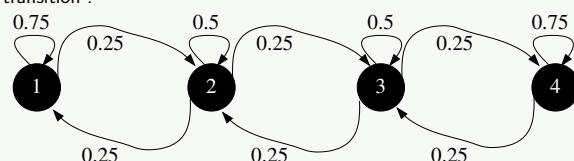
- Processus stochastique ? oui

- Chaîne de Markov ? oui

$$p_{ij} = \begin{cases} 0.75 & \text{si } i=j=0 \text{ ou } i=j=s \\ 0.5 & \text{si } i=j \\ 0.25 & \text{si } |i-j|=1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$s = 4, \text{ matrice de transition } P = \begin{pmatrix} 0.75 & 0.25 & 0 & 0 \\ 0.25 & 0.5 & 0.25 & 0 \\ 0 & 0.25 & 0.5 & 0.25 \\ 0 & 0 & 0.25 & 0.75 \end{pmatrix}$$

- $s = 4$, graphe de transition :

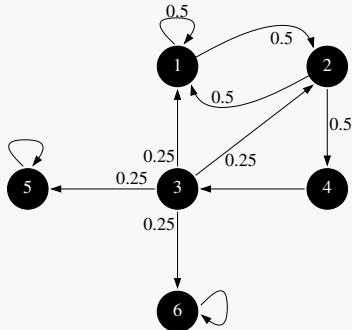
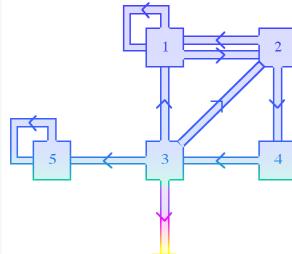


Labyrinthe (source : Bruno Baynat)

souris et labyrinthe

Une souris dans un labyrinthe :

- 5 pièces, pièce 5 sans issue !!
- des couloirs en sens unique, pas de demi-tour
- souris sans mémoire
- loi uniforme pour le choix à chaque intersection.



Questions sachant qu'à $n = 0$, la souris est en 2 :

- $P(X_4 = 2)$?
- Combien de fois (en moyenne) en 3 avant 6 ou 5 ?
- Probabilité d'arrivée un jour en 6 ?
- Nbr de déplacement moyen pour revenir en 2 ?

Chaîne de Markov

7 / 14

Calcul de $P(X_n)$?

$$\begin{aligned} P(X_0, \dots, X_n) &= P(X_0) \cdot P(X_1 \dots X_n | X_0) \\ &= P(X_0) \cdot P(X_1 | X_0) \cdot P(X_2 \dots X_n | X_0, X_1) \\ &= P(X_0) \cdot P(X_1 | X_0) \cdot P(X_2 \dots X_n | X_1) \\ &= P(X_0) \cdot P(X_1 | X_0) \cdot P(X_2 | X_1) \cdot P(X_3 \dots X_n | X_0, X_1, X_2) \end{aligned}$$

Décomposition de la loi jointe dans une chaîne de Markov

Si (X_n) est une chaîne de Markov, alors

$$P(X_0, \dots, X_n) = P(X_0) \cdot \prod_{i=1}^n P(X_i | X_{i-1})$$

$\forall j \in S, P(X_n = j) = \sum_{i \in S} P(X_n = j | X_{n-1} = i) \cdot P(X_{n-1} = i)$

En notant $\pi^{(n)}$ le vecteur d'état au temps n : $\pi_j^{(n)} = P(X_n = j)$.

$$\forall j \in S, \pi_j^{(n)} = \sum_{i \in S} p_{ij} \cdot \pi_i^{(n-1)}$$

Équation matricielle de transition

$$\pi^{(n)} = \pi^{(n-1)} \cdot P \quad \text{et donc} \quad \pi^{(n)} = \pi^{(0)} \cdot P^n$$

La loi d'une chaîne de Markov homogène est entièrement déterminée par $\pi^{(0)}$ et P .



Chaîne de Markov

8 / 14

Transition en m étapes

On s'intéresse ici à $P_{ij}^{(m)} = P(X_m = j | X_0 = i)$

Chapman-Kolmogorov

Si (X_n) est une chaîne de Markov homogène,

$$P(X_{n+m} = j | X_0 = i) = \sum_{k \in S} P(X_n = k | X_0 = i) \cdot P(X_m = j | X_0 = k)$$

Démonstration :

$$P(X_{n+m} = j | X_0 = i) = \sum_{k \in S} P(X_n = k | X_0 = i) \cdot P(X_{n+m} = j | X_n = k, X_0 = i)$$

Mais (X_n) est une chaîne de Markov, donc $X_{n+m} \perp\!\!\!\perp X_0 | X_n$

$$P(X_{n+m} = j | X_0 = i) = \sum_{k \in S} P(X_n = k | X_0 = i) \cdot P(X_{n+m} = j | X_n = k)$$

Mais (X_n) est homogène et donc invariant par translation dans le temps.

$$\text{Ainsi } P(X_{n+m} = j | X_n = k) = P(X_m = j | X_0 = k)$$

$$\text{D'où } P(X_{n+m} = j | X_0 = i) = \sum_{k \in S} P(X_n = k | X_0 = i) \cdot P(X_m = j | X_0 = k) \quad \blacksquare$$

En particulier (par récurrence) :

Puissance et transition en m étapes

$$P^{(n)} = P(X_n = j | X_0 = i) = P^n$$

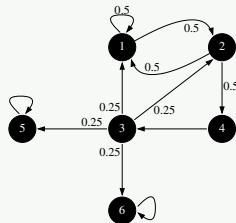


Chaîne de Markov

9 / 14

Exemples de calculs

souris et labyrinthe



Questions sachant qu'à $n = 0$, la souris est en 2 :

- $P(X_4 = 2)$?
- $P(X_4 = 2) = \pi_2^{(4)}$

• $\pi^{(4)} = \pi^{(0)} \cdot P^4$ avec $\pi^{(0)} = [0, 1, 0, 0, 0, 0]$.

$$\bullet P = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.5 & . & . & . & . \\ 0.5 & 0.5 & . & . & . & . \\ 0.25 & 0.25 & 1 & . & 0.25 & 0.25 \\ . & . & . & 1 & . & . \\ . & . & . & . & 1 & . \\ . & . & . & . & . & 1 \end{pmatrix}$$

$$\bullet P^4 = \begin{pmatrix} 0.375 & 0.25 & 0.125 & 0.125 & 0.0625 & 0.0625 \\ 0.3125 & 0.1875 & 0.125 & 0.125 & 0.125 & 0.125 \\ 0.1875 & 0.125 & 0.0625 & 0.0625 & 0.28125 & 0.28125 \\ 0.1875 & 0.125 & 0.125 & 0.0625 & 0.25 & 0.25 \\ . & . & . & . & . & 1 \\ . & . & . & . & . & 1 \end{pmatrix}$$

enfin $\pi^{(0)} \cdot P^4 = [0.3125, 0.1875, 0.125, 0.125, 0.125, 0.125]$ et $P(X_4 = 2) = 0.1875$

Chaîne de Markov

10 / 14

Classification des états

► Définition (États accessibles, états communicants)

$\forall i, j \in S$, j est **accessible** à partir de i si et seulement si $\exists m \geq 0$, $P_{ij}^{(m)} > 0$

Les états i et j sont **communicants** si ils sont respectivement accessibles l'un par rapport à l'autre.

On note $i \leftrightarrow j$ la relation "i et j communiquent".

Classes d'états communicants

\leftrightarrow est une relation d'équivalence sur S .

Les classes d'équivalence de \leftrightarrow sont appelées **classes d'états communicants**.

► Définition (Chaîne irréductible)

Une chaîne de Markov est **irréductible** si et seulement si elle ne possède qu'une classe d'équivalence pour \leftrightarrow .



Chaîne de Markov

11 / 14

Irréductibilité

Une chaîne de Markov est irréductible $\iff \forall i \neq j \in S, \exists m \in \mathbb{N}, p_{ij}^{(m)} > 0$

Si une chaîne de Markov n'est pas irréductible, c'est que la relation \leftrightarrow possède plusieurs classes d'équivalence C_1, C_2, \dots

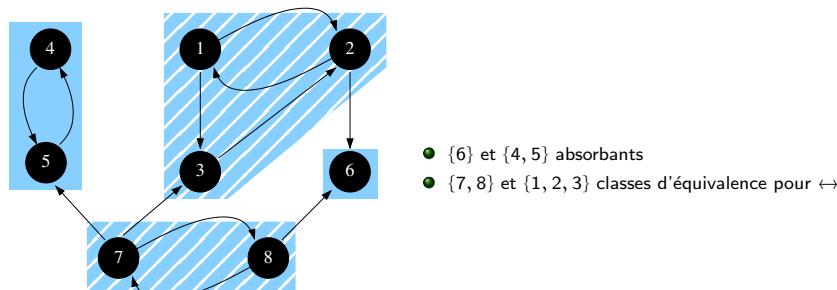
Certaines C_i (au moins une) forme une sous-chaine de Markov, irréductible.

► Définition (sous-ensemble absorbant)

Un sous-ensemble d'états $C \subset S$ est **absorbant** si et seulement :

- C est une sous-chaine de Markov.
- C forme une chaîne de Markov irréductible.

(: n'a pas de transition non nulle vers un état hors de C)
(: est une classe d'équivalence pour \leftrightarrow dans S)



Chaîne de Markov

12 / 14

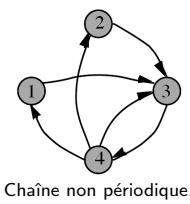
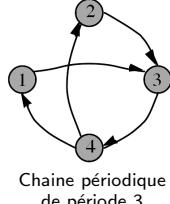
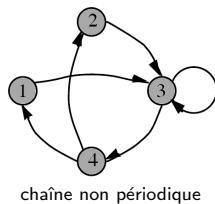
périodicité

► Définition (Périodicité)

Soit $\mathcal{K} = \{k \text{ tel que } \forall n \text{ non multiple de } k, P_{ii}^{(n)} = 0\}$,

Un état i est périodique si et seulement si $1 \notin \mathcal{K}$. La période de i est alors $k_i = \max \mathcal{K}$

Si tous les états d'une chaîne de Markov sont périodiques, la chaîne de Markov est périodique, de période le PGCD des périodes de ses états (s'il est différent de 1).



Chaine non périodique.



Référence et transience

Pour étudier les temps de retour à un état i , à partir des (X_n) , on crée de nouvelles variables aléatoires : τ_i :

► Définition (Instant de premier retour)

Pour tout état i , avec $X_0 = i$, $\tau_i = \begin{cases} \min\{n \geq 1, X_n = i \mid X_0 = i\} \\ +\infty \text{ sinon} \end{cases}$

► Définition (État récurrent, état transiente)

Pour tout état i , avec $X_0 = i$,

- i récurrent $\iff P(\tau_i < \infty) = 1$
- i transiente $\iff P(\tau_i < \infty) < 1$

