

Chaines de Markov

Rappel processus : fonction aléatoire : $\{N\} \rightarrow E$ disert
 discrète en $\begin{cases} \mathbb{N} \\ -\mathbb{N} \\ \mathbb{Z} \\ \mathbb{R}^+ \\ \mathbb{R} \\ \mathbb{R}^d \end{cases}$ continu

on va traiter le cas des chaînes de Markov $\mathbb{N} \rightarrow E$ dénombrables

On se déplace au hasard sur l'ensemble E

Cas où E est fini \rightarrow on se ramène au cas où $E = \{1, 2, \dots, k\}$

Chaîne de Markov sur E associé à une matrice stochastique Q :

matrice stochastique Q : matrice $k \times k$, $\begin{cases} \forall i, \sum_j Q(i,j) = 1 \\ \forall i, j, Q(i,j) \geq 0 \end{cases}$

$Q(i,j)$: probabilité d'aller en j quand on part de i

X fonction aléatoire : $\mathbb{N} \rightarrow E$

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} = j \mid X_n = i) &= P(X_{n+1} = j \mid X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n = i) \\ &= Q(i, j) \end{aligned}$$

$\forall i_0$ mesure de probabilité sur $\{1, 2, \dots, k\}$, si on pose $P(X_0 = i) = \mu_0(i)$,

alors $\forall n \geq 1$

$$P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n) = Q(i_0, i_1) Q(i_1, i_2) \dots Q(i_{n-1}, i_n)$$

remarque : fonction aléatoire $\mathbb{N} \rightarrow E \Leftrightarrow$ mesure de probabilité sur les

les fonctions $\mathbb{N} \rightarrow E$. Cette mesure de probabilité est caractérisée par ses marginales de dimension finie, c'est-à-dire sa valeur sur

les cylindres . si $S = \{f \text{ fonctions } N \rightarrow E\}$

cylindre de S associé à $A \subset N$

$A = \{i_1, i_2, \dots\}$ et $B \subset E^A$

cylindre : ensemble des séries de S telle que
les termes unités le long des éléments de A
sont dans B

exemple



$$Q(A, B) + Q(A, C) = 1$$

$$Q(B, 0) + Q(B, 1) = 1$$

$$Q(C, 2) + Q(C, 3) = 1$$

$$Q(D, 4) = 1$$

$$Q(E, D) + Q(E, A)$$

$$= 1$$

contre exemple : $E = \mathbb{Z}/6\mathbb{Z}$ (X_m) défini par $X_0 = 0$

(Y_1, \dots, Y_m, \dots) iid $P(Y_i = +1) = \frac{1}{3}$, $P(Y_i = -1) = \frac{2}{3}$

$$\left(\text{avec proba } \frac{1}{2}, Y_1 = 1\right) X_{n+1} = Y_{n+1} (X_n - X_{n-1})$$



avec proba $\frac{1}{3}$, on tourne dans le même sens
 $\frac{2}{3}$, on change de sens

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

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

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

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

Les Y_m sont indép et (X_0, \dots, X_n) sont engendrées par (Y_1, \dots, Y_n)

$$= \frac{1}{3} P(X_n - X_{n-1} = +1) + \frac{2}{3} P(X_n - X_{n-1} = -1)$$

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

dépend de la tribu engendrée par
l'ensemble $\{X_n\}$

y dépend de la tribu engendrée par
 X_n, X_{n-1}

$$P(X_{n+1} = j \mid X_0 = i) = Q^n(i, j)$$

• vrai si $n=1$

$$\begin{aligned} \text{• or vrai pour } n, \quad P(X_{n+1} = j \mid X_0 = i) &= \sum_{l=1}^k P(X_{n+1} = j, X_n = l \mid X_0 = i) \\ &= \sum_{l=1}^k Q(l, k) P(X_n = l \mid X_0 = j) \\ &= \sum_{l=1}^k Q(l, k) Q^{n-1}(j, l) = Q^{n+1}(j, k) \end{aligned}$$

Cas où E dénombrable

def : si E dénombrable, une matrice stochastique est une famille Q indexée par $E \times E$, à valeurs dans $[0, 1]$, telle que $\forall x \in E$,

$$\sum_{y \in E} Q(x, y) = 1$$

def : $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une chaîne de Markov associée à la matrice stochastique Q si $\forall n \in \mathbb{N}, \quad P(X_{n+1} = j \mid X_n = y) = Q(y, j)$

et $\forall (x_0, x_1, \dots, x_n) \in E^{n+1}$

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} = j \mid X_0 = x_0, X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) &= P(X_{n+1} = j \mid X_n = x_n) \\ &= Q(x_n, j) \end{aligned}$$

expos : X_1, X_2, \dots, X_n iid à valeurs dans \mathbb{Z}
marche aléatoire $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$

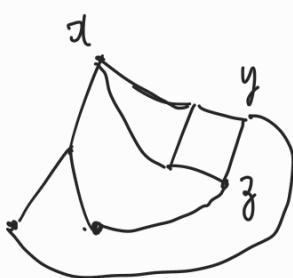
$$P(S_{n+1} = y \mid S_0 = 0, S_1 = x_1, \dots, S_n = x_n) =$$

$$P(X_{n+1} = y - x_n, X_n = x_n \mid S_0 = 0, S_1 = x_1, \dots, S_n = x_n)$$

$$= \mathbb{P}(X_{n+1} = y | X_n = x_n, X_n = z_n | X_n = x_n)$$

$$= \mathbb{P}(S_{n+1} = y | X_n = x_n)$$

Marche aléatoire sur un graphe : (V, E)
dénombrable



$Q(x, y) = 0$ si n'y a pas d'arête (x, y)

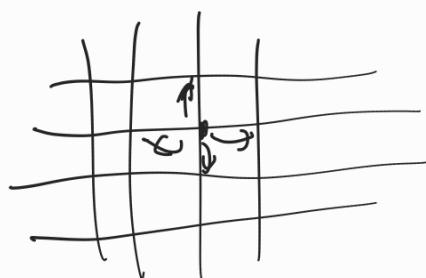
$Q(x, y) = \frac{1}{\deg(x)}$ si y a une arête (x, y)

$\deg(x) =$ nombre d'arêtes partant de x

$$Q(z, y) = \frac{1}{3}$$

Si on prend le graphe \mathbb{Z}^d , la marche aléatoire sur le graphe correspond à la marche aléatoire avec $\mathbb{P}(X_1 = (1, 0, 0, \dots)) = \mathbb{P}(X_1 = (-1, 0, 0, \dots)) = \mathbb{P}(X_1 = (0, 1, 0, \dots)) = \mathbb{P}(X_1 = (0, -1, 0, \dots)) \dots = \frac{1}{2d}$

$$d=2$$



processus de Galton Watson : (Z_n) , $Z_0 = 1$

$$Z_{n+1} = X_1^{(n+1)} + X_2^{(n+1)} + \dots + X_{Z_n}^{(n+1)}$$

où $X_i^{(k)}$ est le nombre d'enfants du i-ième individu à la génération k.

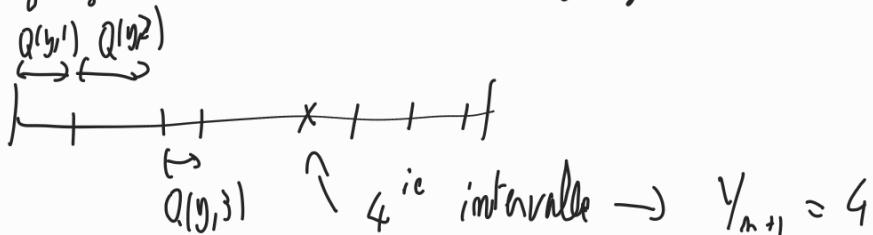
$(X_i^{(k)}, i, k \in \mathbb{N})$ est une famille iid $\rightarrow (Z_n)$ est une chaîne de Markov

Prop: E dénombrable et la matrice stochastique sur E . Alors il existe un espace de probabilités (Ω, \mathcal{A}, P) tel que $\forall x \in E$, on peut définir $(X_m^{(x)})_{m \in \mathbb{N}}$ une chaîne de Markov de matrice Q avec $X_0 = x$

dém: on se ramène à $E = \mathbb{N}$. On utilise la propriété: il existe un espace de proba sur lequel on a des variables aléatoires iid (Y_n) uniformes sur $[0, 1]$

Pour n'importe quelle $y \in \mathbb{R}^n$, conditionnellement à $X_n = y$ on dit que $X_{n+1} = z$

$$\text{or } \sum_{z' < z} Q(y, z') \leq Y_{n+1} \leq \sum_{z' \leq z} Q(y, z')$$



$$P(X_{n+1} = z) = \sum_{z' \leq z} Q(y, z') - \sum_{z' < z} Q(y, z') = Q(y, z)$$

les (Y_n) sont indépendants,

$$\begin{aligned} P(X_{n+1} = z \mid X_0 = x_0, X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n) \\ = P(X_{n+1} = z \mid X_n = x_n) \end{aligned}$$

Pour construire la suite (Y_n) , on prend Z uniforme sur $[0, 1]$

$$Z = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{z_i}{2^i} \quad z_i \in \{0, 1\}$$

à partir de la suite
($z_1, z_2, z_3, z_4, \dots$)

on peut construire une infinité de suites, qui permettent de définir (Y_1, Y_2, \dots)

$$J_1 = \frac{J_1}{2} + \frac{J_2}{4} + \frac{J_3}{8} \dots$$

$$J_2 = \frac{J_3}{2} + \frac{J_5}{4} \dots$$

Th : (i) E dénombrable, Q matrice stochastique sm E .

Alors, $\forall x \in E$, il existe une unique mesure de probabilité P_x à valeurs dans E^N vérifiant : sous P_x , $(X_n)_{n \in N}$ est une chaîne de Markov de matrice Q et $P(X_0 = x) = 1$

(ii) Si μ est une mesure de probabilité sur E , alors il existe une unique mesure de probabilité P_μ sur E^N vérifiant: $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une chaîne de Markov de matrice Q dans P_μ et $P_\mu(X_0 = x) = \mu(x)$

dim : (i) existence : proposition

Unité : la lin de $P_{\mathcal{C}}$ est déterminée par les cylindres de la forme $\{X_0 = a, X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n\}$ [les cylindres engendrant la tribu par le lemme des classes immortales]

(ii) E dénombrable, μ est donnée par $(\mu(x), x \in E)$

$$\sum_{x \in E} h(x) = 1 \quad \forall x \quad h(x) \in [0, 1]$$

$$P_m = \sum_{x \in E} h(x) P_{xk}$$

Propriétés de Munkov

opent aan de translatie: $k \in \mathbb{N}, \theta_k E^N \rightarrow E^N$

$$(w_0, w_1, w_2 \dots) \longmapsto (w_k, w_{k+1}, w_{k+2} \dots)$$

Théorème : propriété de Nakayama (impli

F , & fuctions mesmables positivas s'm E^N

On suppose F mesurable par rapport à \mathcal{F}_n , tribu engendrée par $(\omega_0, \dots, \omega_n, \omega_{n+1}, \dots)$ $\hookrightarrow (\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_n)$

$$E^N \hookrightarrow E^{n+1}$$

$$\text{Alors } \forall x \in E, E_x(F \mid \mathcal{G}_n) = E_x[F|_{X_n}(g)]$$

$$E_x(g \mid \mathcal{G}_n) = E_{X_n}(g)$$

dém: on peut prendre $F = \mathbb{1}_{(X_0=x_0, X_1=x, \dots, X_n=x_n)}$

si g est de la forme $g = \mathbb{1}_{(X_0=y_0, X_1=y, \dots, X_p=y_p)}$ (*)

$$\text{alors } \forall y \in E, E_y(g) = \mathbb{1}_{(X_0=y)} Q(y_0, y_1) Q(y_1, y_2) \dots Q(y_{p-1}, y_p)$$

$$E_x(F \cdot g \mid \mathcal{G}_n) = P_x(X_0=x_0, X_1=x, \dots, X_n=x_n, X_m=y_0, X_{m+1}=y_1, \dots, X_{n+p}=y_p) \\ \mathbb{1}_{(x_0=x)} Q(x_0, x_1) \dots Q(x_{n-1}, x_n) \mathbb{1}_{(x_n=y_0)} Q(y_0, y_1) \dots Q(y_{p-1}, y_p)$$

On a alors la formule du théorème pour g de la forme (*)

On utilise le fait que les g de la forme (*) engendrent les fonctions mesurables positives

[informellement: la chaîne de Markov partie de x et regardée après l'instant n a la même loi que la chaîne de Markov partie d'un point aléatoire de loi $M_{n,x}$ où $M_{n,x}(y) = P_x(X_n=y)$]

Propriété de Markov forte: on remplace n , temps déterministe, par un temps d'arrêt.

$$\boxed{\begin{aligned} F \mid \mathcal{G}_n (x_0, x_1, x_2, \dots) &= F(x_0, x_1, \dots) \wedge \mathbb{P} \mid \mathcal{G}_n (x_0, x_1, \dots) \\ &= F(x_0, x_1, \dots) \wedge (x_n, x_{n+1}, \dots) \end{aligned}}$$

$$E_x(F \mid E_{X_n}(g))$$

$$E_{X_n}(g) = \sum_{y \in E} E_y(g) M_{n,x}(y)$$

Th : T temps d'arrêt. F, G fonctions mesurables ≥ 0

On suppose que F est mesurable / F_T . Alors $\forall z \in E$

$$E_x \left(1_{\{T < \infty\}} F \cdot G \circ \theta_T \right) = E \left(1_{\{T < \infty\}} F E_{X_T}(G) \right)$$

$$E_x \left(1_{\{T < \infty\}} G \circ \theta_T | F_T \right) = 1_{\{T < \infty\}} E_{X_T}(G)$$

dém où $n \in \mathbb{N}$. On utilise la propriété de Markov simple
sur l'événement $\{T = n\}$

$$\begin{aligned} E_x \left(1_{\{T=n\}} F \cdot G \circ \theta_T \right) &= E_x \left(1_{\{T=n\}} F \cdot G \circ \theta_n \right) \\ &= E_x \left(1_{\{T=n\}} F E_{X_n}(G) \right) \end{aligned}$$

On fait la somme sur n