

Matrices et Chaînes de Markov

Benoît Cadre, ENS Cachan Bretagne

Formation IPR 2012

27 sept. 2012

1. Le modèle d'Ehrenfest

- Echange gazeux entre 2 compartiments A et B
- Modélisation de la dynamique :
 - ▷ molécules numérotées $1, \dots, N$
 - ▷ à chaque instant $n = 1, 2, \dots$:
 1. tirage au hasard dans $\{1, \dots, N\}$
 2. la molécule tirée est changée de compartiment

- Formalisation :

- ▷ à l'instant n :

- $X_n =$ v.a. qui représente le nombre de molécules en A
- $U_{n+1} \sim \mathcal{U}\{1, \dots, N\}$, indépendante de X_0, \dots, X_n

- ▷ description récursive :

$$X_{n+1} = \begin{cases} X_n + 1 & \text{si } U_{n+1} \text{ est dans } B \\ X_n - 1 & \text{si } U_{n+1} \text{ est dans } A \end{cases}$$

Valeur présente = F (valeur du passé immédiat , innovation)

ou bien

< Sachant le passé, le présent ne dépend que du passé immédiat >

- Formalisation :

- ▷ à l'instant n :

- $X_n =$ v.a. qui représente le nombre de molécules en A

- $U_{n+1} \sim \mathcal{U}\{1, \dots, N\}$, indépendante de X_0, \dots, X_n

- ▷ description récursive :

$$X_{n+1} = \begin{cases} X_n + 1 & \text{si } U_{n+1} \text{ est dans } B \\ X_n - 1 & \text{si } U_{n+1} \text{ est dans } A \end{cases}$$

Valeur présente = F (valeur du passé immédiat , innovation)

ou bien

< Sachant le passé, le présent ne dépend que du passé immédiat >

- Formalisation :

- ▷ à l'instant n :

- $X_n =$ v.a. qui représente le nombre de molécules en A

- $U_{n+1} \sim \mathcal{U}\{1, \dots, N\}$, indépendante de X_0, \dots, X_n

- ▷ description récursive :

$$X_{n+1} = \begin{cases} X_n + 1 & \text{si } U_{n+1} \text{ est dans } B \\ X_n - 1 & \text{si } U_{n+1} \text{ est dans } A \end{cases}$$

Valeur présente = F (valeur du passé immédiat , innovation)

ou bien

« Sachant le passé, le présent ne dépend que du passé immédiat »

2. Hypothèse de Markov

- E = espace des états (**discret**) et $(X_n)_{n \geq 0}$, suite de v.a. à valeurs dans E

Définition

$(X_n)_{n \geq 0}$ est une *chaîne de Markov (CDM)* si pour tous n et $i_0, \dots, i_n, j \in E$:

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i_n)$$



X_{n+1} = fonction (X_n, U_{n+1}) , avec U_{n+1} indépendante de X_0, \dots, X_n .

2. Hypothèse de Markov

- E = espace des états (**discret**) et $(X_n)_{n \geq 0}$, suite de v.a. à valeurs dans E

Définition

$(X_n)_{n \geq 0}$ est une *chaîne de Markov (CDM)* si pour tous n et $i_0, \dots, i_n, j \in E$:

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i_n)$$



X_{n+1} = fonction (X_n, U_{n+1}) , avec U_{n+1} indépendante de X_0, \dots, X_n .

- **Terminologie**

- ▷ Lorsque les **probabilités de transition** $\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i)$ sont indépendantes de n , la chaîne est dite **homogène** et

$$P = (P(i, j))_{i, j \in E} = (\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i))_{i, j \in E} : \text{matrice de transition}$$

- ▷ P est une **matrice stochastique** :

$$\sum_{j \in E} P(i, j) = \sum_{j \in E} \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = 1$$

- **Ex. chaîne d'Ehrenfest** : $(X_n)_{n \geq 0}$ CDMH d'espace d'états $E = \{0, \dots, N\}$ et

$$P(i, j) = \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = \begin{cases} \frac{N-i}{N} & \text{si } j = i + 1 \\ \frac{i}{N} & \text{si } j = i - 1 \end{cases}$$

- Terminologie

- ▷ Lorsque les **probabilités de transition** $\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i)$ sont indépendantes de n , la chaîne est dite **homogène** et

$$P = (P(i, j))_{i, j \in E} = (\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i))_{i, j \in E} : \text{matrice de transition}$$

- ▷ P est une **matrice stochastique** :

$$\sum_{j \in E} P(i, j) = \sum_{j \in E} \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = 1$$

- Ex. chaîne d'Ehrenfest : $(X_n)_{n \geq 0}$ CDMH d'espace d'états $E = \{0, \dots, N\}$ et

$$P(i, j) = \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = \begin{cases} \frac{N-i}{N} & \text{si } j = i + 1 \\ \frac{i}{N} & \text{si } j = i - 1 \end{cases}$$

- **Terminologie**

- ▷ Lorsque les **probabilités de transition** $\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i)$ sont indépendantes de n , la chaîne est dite **homogène** et

$$P = (P(i, j))_{i, j \in E} = (\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i))_{i, j \in E} : \text{matrice de transition}$$

- ▷ P est une **matrice stochastique** :

$$\sum_{j \in E} P(i, j) = \sum_{j \in E} \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = 1$$

- **Ex. chaîne d'Ehrenfest** : $(X_n)_{n \geq 0}$ CDMH d'espace d'états $E = \{0, \dots, N\}$ et

$$P(i, j) = \mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = \begin{cases} \frac{N-i}{N} & \text{si } j = i + 1 \\ \frac{i}{N} & \text{si } j = i - 1 \end{cases}$$

- **Propriété** -- $(X_n)_{n \geq 0}$ CDMH sur E, P = matrice de transition (dorénavant).
Probabilité d'une trajectoire :

$$\mathbb{P}(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = \mathbb{P}(X_0 = i_0) \prod_{k=0}^{n-1} P(i_k, i_{k+1})$$

▷ loi du processus $(X_n)_{n \geq 0}$ caractérisée par P et la loi initiale (loi de X_0)

- **Ex. chaîne d'Ehrenfest**, lorsque A est vide à l'instant initial ($X_0 = 0$).
Trajectoire la plus probable : $0, 1, 2, \dots, N/2(\pm 1), N/2(\pm 1), \dots$;
asymptotique (probable) de X_n de $N/2$ en moyenne :

$$\mathbb{E}X_{n+1} = \mathbb{E}\mathbb{E}[X_{n+1}|X_n] = 1 + \left(1 - \frac{2}{N}\right)\mathbb{E}X_n$$

- **Propriété** -- $(X_n)_{n \geq 0}$ CDMH sur E, P = matrice de transition (dorénavant).
Probabilité d'une trajectoire :

$$\mathbb{P}(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = \mathbb{P}(X_0 = i_0) \prod_{k=0}^{n-1} P(i_k, i_{k+1})$$

▷ loi du processus $(X_n)_{n \geq 0}$ caractérisée par P et la loi initiale (loi de X_0)

- **Ex. chaîne d'Ehrenfest**, lorsque A est vide à l'instant initial ($X_0 = 0$).
Trajectoire la plus probable : $0, 1, 2, \dots, N/2(\pm 1), N/2(\pm 1), \dots$;
asymptotique (probable) de X_n de $N/2$ en moyenne :

$$\mathbb{E}X_{n+1} = \mathbb{E} \mathbb{E}[X_{n+1}|X_n] = 1 + \left(1 - \frac{2}{N}\right) \mathbb{E}X_n$$

- **Propriété** -- Relation de Chapman-Kolmogorov :

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

- **Ex.** : $\alpha, \beta \in]0, 1[$, $E = \{a, b\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 1 - \alpha & \alpha \\ \beta & 1 - \beta \end{pmatrix}$$

Décomposition valeurs propres / vecteurs propres :

$$(\alpha + \beta)P^n = \begin{pmatrix} 1 & \alpha \\ 1 & -\beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & (1 - \alpha - \beta)^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ \beta & \alpha \end{pmatrix}$$

▷ Phénomène d'oubli de la condition initiale. Par exemple,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = a | X_0 = i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = a) = \beta / (\alpha + \beta)$$

- **Propriété** -- Relation de Chapman-Kolmogorov :

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

- **Ex.** : $\alpha, \beta \in]0, 1[$, $E = \{a, b\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 1 - \alpha & \alpha \\ \beta & 1 - \beta \end{pmatrix}$$

Décomposition valeurs propres / vecteurs propres :

$$(\alpha + \beta)P^n = \begin{pmatrix} 1 & \alpha \\ 1 & -\beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & (1 - \alpha - \beta)^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ \beta & \alpha \end{pmatrix}$$

▷ Phénomène d'oubli de la condition initiale. Par exemple,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = a | X_0 = i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = a) = \beta / (\alpha + \beta)$$

- **Propriété** _ Relation de Chapman-Kolmogorov :

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

- **Ex.** : $\alpha, \beta \in]0, 1[$, $E = \{a, b\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 1 - \alpha & \alpha \\ \beta & 1 - \beta \end{pmatrix}$$

Décomposition valeurs propres / vecteurs propres :

$$(\alpha + \beta)P^n = \begin{pmatrix} 1 & \alpha \\ 1 & -\beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & (1 - \alpha - \beta)^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} \beta & \alpha \\ \beta & \alpha \end{pmatrix}$$

▷ Phénomène d'oubli de la condition initiale. Par exemple,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = a | X_0 = i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = a) = \beta / (\alpha + \beta)$$

3. Communication entre états

- Propagation de la CDMH $(X_n)_{n \geq 0}$? si tous les états sont visités, d'où :

Définition

Les états i et j *communiquent* (noté $i \leftrightarrow j$) si il existe $n, k \geq 0$ tels que

$$P^n(i, j) = \mathbb{P}(X_n = j | X_0 = i) > 0 \text{ et } P^k(j, i) = \mathbb{P}(X_k = i | X_0 = j) > 0$$

- **Exemple** : tous les états de la chaîne ci-dessous ne communiquent pas

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

$E = \{a, b, c\}$ se décompose en 2 ensembles $\{a\}$ et $\{b, c\}$ aux statuts différents

3. Communication entre états

- Propagation de la CDMH $(X_n)_{n \geq 0}$? si tous les états sont visités, d'où :

Définition

Les états i et j **communiquent** (noté $i \leftrightarrow j$) si il existe $n, k \geq 0$ tels que

$$P^n(i, j) = \mathbb{P}(X_n = j | X_0 = i) > 0 \text{ et } P^k(j, i) = \mathbb{P}(X_k = i | X_0 = j) > 0$$

- **Exemple** : tous les états de la chaîne ci-dessous ne communiquent pas

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

$E = \{a, b, c\}$ se décompose en 2 ensembles $\{a\}$ et $\{b, c\}$ aux statuts différents

3. Communication entre états

- Propagation de la CDMH $(X_n)_{n \geq 0}$? si tous les états sont visités, d'où :

Définition

Les états i et j **communiquent** (noté $i \leftrightarrow j$) si il existe $n, k \geq 0$ tels que

$$P^n(i, j) = \mathbb{P}(X_n = j | X_0 = i) > 0 \text{ et } P^k(j, i) = \mathbb{P}(X_k = i | X_0 = j) > 0$$

- **Exemple** : tous les états de la chaîne ci-dessous ne communiquent pas

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

$E = \{a, b, c\}$ se décompose en 2 ensembles $\{a\}$ et $\{b, c\}$ aux statuts différents

- \leftrightarrow est une relation d'équivalence et

$$E = \bigsqcup_{\ell \geq 1} C_\ell, \quad C_\ell \text{ classe d'équivalence d'états}$$

- ▷ la chaîne est dite **irréductible** lorsqu'il n'y a qu'une classe d'états
- Ex. : la chaîne d'Ehrenfest est irréductible

- \leftrightarrow est une relation d'équivalence et

$$E = \bigsqcup_{\ell \geq 1} C_\ell, \quad C_\ell \text{ classe d'équivalence d'états}$$

- ▷ la chaîne est dite **irréductible** lorsqu'il n'y a qu'une classe d'états
- **Ex.** : la chaîne d'Ehrenfest est irréductible

4. Classification des états

- Dynamique dans chaque classe d'équivalence ?
- Le **temps d'atteinte** de $(X_n)_{n \geq 0}$ dans l'état $i \in E$ est :

$$T_i = \inf\{n \geq 1 : X_n = i\}, \text{ avec } \inf \emptyset = \infty$$

Définition

i est *récurrent* (resp. *transitoire*) si $\mathbb{P}(T_i < \infty | X_0 = i) = 1$ (resp. < 1)

- **Ex.** : Pour la chaîne d'espace d'états $E = \{a, b, c\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \Rightarrow a \text{ transitoire, } b, c \text{ récurrents}$$

4. Classification des états

- Dynamique dans chaque classe d'équivalence ?
- Le **temps d'atteinte** de $(X_n)_{n \geq 0}$ dans l'état $i \in E$ est :

$$T_i = \inf\{n \geq 1 : X_n = i\}, \text{ avec } \inf \emptyset = \infty$$

Définition

i est **récurrent** (resp. **transitoire**) si $\mathbb{P}(T_i < \infty | X_0 = i) = 1$ (resp. < 1)

- Ex. : Pour la chaîne d'espace d'états $E = \{a, b, c\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \Rightarrow a \text{ transitoire, } b, c \text{ récurrents}$$

4. Classification des états

- Dynamique dans chaque classe d'équivalence ?
- Le **temps d'atteinte** de $(X_n)_{n \geq 0}$ dans l'état $i \in E$ est :

$$T_i = \inf\{n \geq 1 : X_n = i\}, \text{ avec } \inf \emptyset = \infty$$

Définition

i est **récurrent** (resp. **transitoire**) si $\mathbb{P}(T_i < \infty | X_0 = i) = 1$ (resp. < 1)

- **Ex.** : Pour la chaîne d'espace d'états $E = \{a, b, c\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix} \Rightarrow a \text{ transitoire, } b, c \text{ récurrents}$$

- Deux phénomènes apparaissent avec cet exemple :

- ▷ dans une même classe, les états sont de même nature

$$i \leftrightarrow j \Rightarrow i, j \text{ sont de même nature}$$

Cas particulier : $|E| < \infty$ + chaîne irréductible \Rightarrow états récurrents

- ▷ la chaîne visite une infinité de fois un état récurrent (prop. Markov fort)

$$i \text{ récurrent} \Leftrightarrow \mathbb{P}\left(\sum_n \mathbf{1}_{\{X_n=i\}} = \infty \mid X_0 = i\right) = 1$$

- Deux phénomènes apparaissent avec cet exemple :

- ▷ dans une même classe, les états sont de même nature

$$i \leftrightarrow j \Rightarrow i, j \text{ sont de même nature}$$

Cas particulier : $|E| < \infty$ + chaîne irréductible \Rightarrow états récurrents

- ▷ la chaîne visite une infinité de fois un état récurrent (prop. Markov fort)

$$i \text{ récurrent} \Leftrightarrow \mathbb{P}\left(\sum_n \mathbf{1}_{\{X_n=i\}} = \infty \mid X_0 = i\right) = 1$$

- Réurrence/matrice de transition : « i récurrent si $P^n(i, i)$ grand »
 i est récurrent $\Leftrightarrow \sum_n P^n(i, i) = \infty$
- Ex. : marche aléatoire simple sur $E = \mathbb{Z}^d$

$$\text{Matrice de transition : } P(i, j) = \begin{cases} 1/(2d) & \text{si } |i - j| = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$P^{2k+1}(0, 0) = 0 \text{ et } \begin{cases} P^{2k}(0, 0) \sim C/k^{d/2} & \text{si } d \leq 2 \\ P^{2k}(0, 0) \leq C/k^{d/2} & \text{si } d \geq 3 \end{cases}$$

Par irréductibilité, tous les états sont récurrents si, et seulement si $d \leq 2$

- Récurrence/matrice de transition : « i récurrent si $P^n(i, i)$ grand »
 i est récurrent $\Leftrightarrow \sum_n P^n(i, i) = \infty$
- Ex. : marche aléatoire simple sur $E = \mathbb{Z}^d$

$$\text{Matrice de transition : } P(i, j) = \begin{cases} 1/(2d) & \text{si } |i - j| = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$P^{2k+1}(0, 0) = 0 \text{ et } \begin{cases} P^{2k}(0, 0) \sim C/k^{d/2} & \text{si } d \leq 2 \\ P^{2k}(0, 0) \leq C/k^{d/2} & \text{si } d \geq 3 \end{cases}$$

Par irréductibilité, tous les états sont récurrents si, et seulement si $d \leq 2$

- Récurrence/matrice de transition : « i récurrent si $P^n(i, i)$ grand »

$$i \text{ est récurrent} \Leftrightarrow \sum_n P^n(i, i) = \infty$$

- Ex. : marche aléatoire simple sur $E = \mathbb{Z}^d$

$$\text{Matrice de transition : } P(i, j) = \begin{cases} 1/(2d) & \text{si } |i - j| = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$P^{2k+1}(0, 0) = 0 \text{ et } \begin{cases} P^{2k}(0, 0) \sim C/k^{d/2} & \text{si } d \leq 2 \\ P^{2k}(0, 0) \leq C/k^{d/2} & \text{si } d \geq 3 \end{cases}$$

Par irréductibilité, tous les états sont récurrents si, et seulement si $d \leq 2$

5. Loi stationnaire

- **Battage de cartes** .. Jeu de N cartes

- ▷ Comment caractériser la performance d'une méthode de battage?

- ▷ Modèle :

- espace d'états $E =$ permutations de $\{1, \dots, N\}$

- $X_n =$ état du paquet à la n -ème étape du battage

- restriction : $(X_n)_{n \geq 0}$ CDMH sur E (ex. : battage par insertion,...)

5. Loi stationnaire

- **Battage de cartes** .. Jeu de N cartes

- ▷ Comment caractériser la performance d'une méthode de battage?

- ▷ Modèle :

- espace d'états $E =$ permutations de $\{1, \dots, N\}$

- $X_n =$ état du paquet à la n -ème étape du battage

- restriction : $(X_n)_{n \geq 0}$ CDMH sur E (ex. : battage par insertion,...)

▷ Méthode performante si $\text{loi}(X_n) \approx \mathcal{U}(E)$, i.e.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = j) = \frac{1}{N!}$$

Or, on a aussi (formule des probas totales) :

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = j) = \sum_{i \in E} P(i, j) \mathbb{P}(X_n = i)$$

▷ Une méthode de battage (markovienne) doit vérifier

$$\pi = \frac{1}{N!} (1 \cdots 1) \text{ seule probabilité solution de } \pi = \pi P$$

▷ Méthode performante si $\text{loi}(X_n) \approx \mathcal{U}(E)$, i.e.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = j) = \frac{1}{N!}$$

Or, on a aussi (formule des probas totales) :

$$\mathbb{P}(X_{n+1} = j) = \sum_{i \in E} P(i, j) \mathbb{P}(X_n = i)$$

▷ Une méthode de battage (markovienne) doit vérifier

$$\pi = \frac{1}{N!} (1 \cdots 1) \text{ seule probabilité solution de } \pi = \pi P$$

- **Convention** : probabilité π sur E sous la forme d'un vecteur ligne,
 $\pi = (\pi(i), i \in E)$ avec $\pi(i) \geq 0$ et $\sum_{i \in E} \pi(i) = 1$

- La loi de X_n sous la loi initiale $\pi = \text{loi}(X_0)$ est πP^n car

$$\mathbb{P}(X_n = i) = \sum_{\ell \in E} \pi(\ell) P^n(\ell, i)$$

▷ si π probabilité telle que $\pi P = \pi$, $\text{loi}(X_0) = \pi \Rightarrow \text{loi}(X_n) = \pi P^n = \pi$

Définition

Une *loi stationnaire* est une probabilité π sur E telle que $\pi = \pi P$

▷ existe dès que $|E| < \infty$, unique si la chaîne est irréductible

- **Convention** : probabilité π sur E sous la forme d'un vecteur ligne,
 $\pi = (\pi(i), i \in E)$ avec $\pi(i) \geq 0$ et $\sum_{i \in E} \pi(i) = 1$

- La loi de X_n sous la loi initiale $\pi = \text{loi}(X_0)$ est πP^n car

$$\mathbb{P}(X_n = i) = \sum_{\ell \in E} \pi(\ell) P^n(\ell, i)$$

▷ si π probabilité telle que $\pi P = \pi$, $\text{loi}(X_0) = \pi \Rightarrow \text{loi}(X_n) = \pi P^n = \pi$

Définition

Une *loi stationnaire* est une probabilité π sur E telle que $\pi = \pi P$

▷ existe dès que $|E| < \infty$, unique si la chaîne est irréductible

- **Convention** : probabilité π sur E sous la forme d'un vecteur ligne,
 $\pi = (\pi(i), i \in E)$ avec $\pi(i) \geq 0$ et $\sum_{i \in E} \pi(i) = 1$

- La loi de X_n sous la loi initiale $\pi = \text{loi}(X_0)$ est πP^n car

$$\mathbb{P}(X_n = i) = \sum_{\ell \in E} \pi(\ell) P^n(\ell, i)$$

▷ si π probabilité telle que $\pi P = \pi$, $\text{loi}(X_0) = \pi \Rightarrow \text{loi}(X_n) = \pi P^n = \pi$

Définition

Une **loi stationnaire** est une probabilité π sur E telle que $\pi = \pi P$

▷ existe dès que $|E| < \infty$, unique si la chaîne est irréductible

- **Convention** : probabilité π sur E sous la forme d'un vecteur ligne,
$$\pi = (\pi(i), i \in E) \text{ avec } \pi(i) \geq 0 \text{ et } \sum_{i \in E} \pi(i) = 1$$

- La loi de X_n sous la loi initiale $\pi = \text{loi}(X_0)$ est πP^n car

$$\mathbb{P}(X_n = i) = \sum_{\ell \in E} \pi(\ell) P^n(\ell, i)$$

▷ si π probabilité telle que $\pi P = \pi$, $\text{loi}(X_0) = \pi \Rightarrow \text{loi}(X_n) = \pi P^n = \pi$

Définition

Une **loi stationnaire** est une probabilité π sur E telle que $\pi = \pi P$

▷ existe dès que $|E| < \infty$, unique si la chaîne est irréductible

- **Contre-ex. :**

- ▷ $E = \mathbb{N}$ et $P(i, i + 1) = 1$: pas de loi stationnaire

- ▷ $E = \{a, b\}$ et $P = \text{Id}$: toute probabilité est loi stationnaire

- **Ex. chaîne d'Ehrenfest :** si $\pi = \text{Binomiale}(N, 1/2)$, alors

$$\pi(j)P(j, i) = \pi(i)P(i, j) \text{ (équation de réversibilité)}$$

donc π est la seule loi stationnaire de la chaîne d'Ehrenfest. Si $\text{loi}(X_0) = \pi$,

$$\mathbb{E}X_n = N/2 \text{ et } \text{var}(X_n) = N/4$$

- **Contre-ex.** :

- ▷ $E = \mathbb{N}$ et $P(i, i + 1) = 1$: pas de loi stationnaire

- ▷ $E = \{a, b\}$ et $P = \text{Id}$: toute probabilité est loi stationnaire

- **Ex. chaîne d'Ehrenfest** : si $\pi = \text{Binomiale}(N, 1/2)$, alors

$$\pi(j)P(j, i) = \pi(i)P(i, j) \text{ (équation de réversibilité)}$$

donc π est la seule loi stationnaire de la chaîne d'Ehrenfest. Si $\text{loi}(X_0) = \pi$,

$$\mathbb{E}X_n = N/2 \text{ et } \text{var}(X_n) = N/4$$

6. Périodicité

- **Dorénavant, $|E| < \infty$**
- **Problème** : asymptotique de $(X_n)_{n \geq 0}$
 - ▷ liée à celle de P^n (relation de Chapman-Kolmogorov)
 - ▷ $(P^n)_n$ compact \Rightarrow il existe une sous-suite convergente
 - ▷ description de la sous-suite ?

6. Périodicité

- **Dorénavant**, $|E| < \infty$
- **Problème** : asymptotique de $(X_n)_{n \geq 0}$
 - ▷ liée à celle de P^n (relation de Chapman-Kolmogorov)
 - ▷ $(P^n)_n$ compact \Rightarrow il existe une sous-suite convergente
 - ▷ description de la sous-suite ?

6. Périodicité

- **Dorénavant**, $|E| < \infty$
- **Problème** : asymptotique de $(X_n)_{n \geq 0}$
 - ▷ liée à celle de P^n (relation de Chapman-Kolmogorov)
 - ▷ $(P^n)_n$ compact \Rightarrow il existe une sous-suite convergente
 - ▷ description de la sous-suite ?

6. Périodicité

- **Dorénavant**, $|E| < \infty$
- **Problème** : asymptotique de $(X_n)_{n \geq 0}$
 - ▷ liée à celle de P^n (relation de Chapman-Kolmogorov)
 - ▷ $(P^n)_n$ compact \Rightarrow il existe une sous-suite convergente
 - ▷ description de la sous-suite ?

• **Ex. chaîne d'Ehrenfest :**

$$P^{2n+1}(0,0) = 0 \text{ et } \liminf_{n \rightarrow \infty} P^{2n}(0,0) > 0$$

- ▷ sous la condition initiale $X_0 = 0$, $(X_n)_{n \geq 0}$ ne converge pas en loi, mais on peut montrer que la sous-suite $(X_{2n})_{n \geq 0}$ converge
- ▷ or, $(X_{2n})_{n \geq 0}$ CDM homogène de matrice de transition P^2
- ▷ *différence entre ces 2 CDM* : dynamique des retours sur un état, e. g. 0
 - Cas de $(X_n)_{n \geq 0}$: retour en 0 que pour des instants multiples de 2
 - Cas de $(X_{2n})_{n \geq 0}$: mélange

• **Ex. chaîne d'Ehrenfest :**

$$P^{2n+1}(0,0) = 0 \text{ et } \liminf_{n \rightarrow \infty} P^{2n}(0,0) > 0$$

- ▷ sous la condition initiale $X_0 = 0$, $(X_n)_{n \geq 0}$ ne converge pas en loi, mais on peut montrer que la sous-suite $(X_{2n})_{n \geq 0}$ converge
- ▷ or, $(X_{2n})_{n \geq 0}$ CDM homogène de matrice de transition P^2
- ▷ *différence entre ces 2 CDM* : dynamique des retours sur un état, e. g. 0
 - Cas de $(X_n)_{n \geq 0}$: retour en 0 que pour des instants multiples de 2
 - Cas de $(X_{2n})_{n \geq 0}$: mélange

• **Ex. chaîne d'Ehrenfest :**

$$P^{2n+1}(0,0) = 0 \text{ et } \liminf_{n \rightarrow \infty} P^{2n}(0,0) > 0$$

- ▷ sous la condition initiale $X_0 = 0$, $(X_n)_{n \geq 0}$ ne converge pas en loi, mais on peut montrer que la sous-suite $(X_{2n})_{n \geq 0}$ converge
- ▷ or, $(X_{2n})_{n \geq 0}$ CDM homogène de matrice de transition P^2
- ▷ *différence entre ces 2 CDM* : dynamique des retours sur un état, e. g. 0
 - Cas de $(X_n)_{n \geq 0}$: retour en 0 que pour des instants multiples de 2
 - Cas de $(X_{2n})_{n \geq 0}$: mélange

Définition

La *période* de l'état i est

$$d(i) = \text{pgcd}\{n \geq 1 : P^n(i, i) > 0\}$$

i est *apériodique* si $d(i) = 1$

- Ex. : $E = \{a, b, c, d\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} : d(i) = 3$$

- Ex. chaîne d'Ehrenfest : $d(i) = 2$ pour $(X_n)_{n \geq 0}$, $= 1$ pour $(X_{2n})_{n \geq 0}$

Définition

La **période** de l'état i est

$$d(i) = \text{pgcd}\{n \geq 1 : P^n(i, i) > 0\}$$

i est **apériodique** si $d(i) = 1$

• **Ex.** : $E = \{a, b, c, d\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} : d(i) = 3$$

• **Ex.** chaîne d'Ehrenfest : $d(i) = 2$ pour $(X_n)_{n \geq 0}$, $= 1$ pour $(X_{2n})_{n \geq 0}$

Définition

La *période* de l'état i est

$$d(i) = \text{pgcd}\{n \geq 1 : P^n(i, i) > 0\}$$

i est *apériodique* si $d(i) = 1$

- Ex. : $E = \{a, b, c, d\}$ et

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} : d(i) = 3$$

- Ex. chaîne d'Ehrenfest : $d(i) = 2$ pour $(X_n)_{n \geq 0}$, $= 1$ pour $(X_{2n})_{n \geq 0}$

- **Propriété** _ la période est une caractéristique de classe :

$$i \leftrightarrow j \Rightarrow d(i) = d(j)$$

▷ Décomposition de l'espace des états :

$$E = T \bigsqcup_{\ell=1}^k C_{\ell}$$

avec T états transitoires, C_{ℓ} états récurrents de même période

- **Propriété** _ la période est une caractéristique de classe :

$$i \leftrightarrow j \Rightarrow d(i) = d(j)$$

- ▷ Décomposition de l'espace des états :

$$E = T \bigsqcup_{\ell=1}^k C_{\ell}$$

avec T états transitoires, C_{ℓ} états récurrents de même période

- **Propriété** -- si la chaîne est irréductible et apériodique, alors P est primitive
i.e.

$P^n > 0$ pour tout n assez grand

- **Contre-ex.** chaîne d'Ehrenfest, pour $N = 4$:

$$P^{2n+1} = \begin{pmatrix} 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \end{pmatrix} \text{ et } P^{2n} = \begin{pmatrix} * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \end{pmatrix}$$

- **Propriété** -- si la chaîne est irréductible et apériodique, alors P est primitive
i.e.

$P^n > 0$ pour tout n assez grand

- **Contre-ex. chaîne d'Ehrenfest**, pour $N = 4$:

$$P^{2n+1} = \begin{pmatrix} 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \end{pmatrix} \text{ et } P^{2n} = \begin{pmatrix} * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & 0 & * & 0 & * \end{pmatrix}$$

7. Asymptotique

Théorème de Perron-Frobenius : *le rayon spectral d'une matrice primitive est valeur propre simple dominante*

Comme le rayon spectral d'une matrice stochastique vaut 1,

1 est valeur propre simple dominante de la matrice de transition d'une chaîne irréductible et apériodique

7. Asymptotique

Théorème de Perron-Frobenius : *le rayon spectral d'une matrice primitive est valeur propre simple dominante*

Comme le rayon spectral d'une matrice stochastique vaut 1,

1 est valeur propre simple dominante de la matrice de transition d'une chaîne irréductible et apériodique

7. Asymptotique

Théorème de Perron-Frobenius : *le rayon spectral d'une matrice primitive est valeur propre simple dominante*

Comme le rayon spectral d'une matrice stochastique vaut 1,

1 est valeur propre simple dominante de la matrice de transition d'une chaîne irréductible et apériodique

Théorème

Supposons que la CDMH est irréductible, apériodique, de loi stationnaire π . Soit $\rho < 1$ le 2nd plus grand module des valeurs propres de P , et m la multiplicité. Alors,

$$\max_{j \in E} |\mathbb{P}(X_n = j | X_0 = i) - \pi(j)| = \max_{j \in E} |P^n(i, j) - \pi(j)| = O(n^{m-1} \rho^n)$$

- Remarques

- ▷ oubli de la condition initiale
- ▷ proche du régime stationnaire après un « temps de chauffe » très court

Théorème

Supposons que la CDMH est irréductible, apériodique, de loi stationnaire π . Soit $\rho < 1$ le 2nd plus grand module des valeurs propres de P , et m la multiplicité. Alors,

$$\max_{j \in E} |\mathbb{P}(X_n = j | X_0 = i) - \pi(j)| = \max_{j \in E} |P^n(i, j) - \pi(j)| = O(n^{m-1} \rho^n)$$

- **Remarques**

- ▷ oubli de la condition initiale
- ▷ proche du régime stationnaire après un « temps de chauffe » très court

Preuve ... cas P de valeurs propres distinctes

Etape 1 : P^n converge à vitesse exponentielle

$$\triangleright |E| = \ell + 1, 1 > |\lambda_1| \geq \dots \geq |\lambda_\ell|$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P^n = \lim_{n \rightarrow \infty} A^{-1} \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_1^n & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_\ell^n \end{pmatrix} A = A^{-1} \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix} A$$

à vitesse exponentielle

Etape 2 : identification de la limite

▷ π^j proba. sur E et

$$\prod = \begin{pmatrix} \pi^1 \\ \vdots \\ \pi^{\ell+1} \end{pmatrix} = \lim_n P^n$$

▷ $\prod = \prod P$ (car $P^{n+1} = P^n P$) $\Rightarrow \pi^j = \pi^j P$

$\Rightarrow \pi^j = \pi$ par unicité de la loi stationnaire

8. Voyageur de commerce

- **Problème** (simplifié)

- ▷ Déterminer le chemin le plus court de A vers B
- ▷ Pas d'algorithme déterministe en complexité polynomiale

- **Approche probabiliste**

- ▷ E = ensemble des trajectoires i de A vers B
- ▷ $H(i) = \text{longueur}(i) - \text{longueur minimale des chemins } A \rightarrow B$
- ▷ **Probabilité de Gibbs** :

$$\pi_T(i) = \frac{1}{Z_T} \exp\left(-\frac{H(i)}{T}\right) = \frac{1}{Z'_T} \exp\left(-\frac{\text{longueur}(i)}{T}\right)$$

avec $Z_T, Z'_T = \text{constantes de normalisation}$, $T = \text{température}$

8. Voyageur de commerce

- **Problème** (simplifié)

- ▷ Déterminer le chemin le plus court de A vers B
- ▷ Pas d'algorithme déterministe en complexité polynomiale

- **Approche probabiliste**

- ▷ E = ensemble des trajectoires i de A vers B
- ▷ $H(i) = \text{longueur}(i) - \text{longueur minimale des chemins } A \rightarrow B$
- ▷ **Probabilité de Gibbs** :

$$\pi_T(i) = \frac{1}{Z_T} \exp\left(-\frac{H(i)}{T}\right) = \frac{1}{Z'_T} \exp\left(-\frac{\text{longueur}(i)}{T}\right)$$

avec $Z_T, Z'_T = \text{constantes de normalisation}$, $T = \text{température}$

8. Voyageur de commerce

- **Problème** (simplifié)

- ▷ Déterminer le chemin le plus court de A vers B
- ▷ Pas d'algorithme déterministe en complexité polynomiale

- **Approche probabiliste**

- ▷ E = ensemble des trajectoires i de A vers B
- ▷ $H(i) = \text{longueur}(i) - \text{longueur minimale des chemins } A \rightarrow B$
- ▷ **Probabilité de Gibbs** :

$$\pi_T(i) = \frac{1}{Z_T} \exp\left(-\frac{H(i)}{T}\right) = \frac{1}{Z'_T} \exp\left(-\frac{\text{longueur}(i)}{T}\right)$$

avec $Z_T, Z'_T = \text{constantes de normalisation}$, $T = \text{température}$

▷ **Probabilité de Gibbs** :

$$\pi_T(i) = \frac{1}{Z_T} \exp\left(-\frac{H(i)}{T}\right) = \frac{1}{Z'_T} \exp\left(-\frac{\text{longueur}(i)}{T}\right)$$

▷ *une observation* : si $T \approx 0$, une réalisation de π_T est un chemin (presque) optimal, car

$$\pi_T \approx \mathcal{U}(H^{-1}(0))$$

▷ *idée à exploiter* : générer une réalisation de la loi π_T , pour $T \approx 0$

→ ... mais Z_T, Z'_T impossibles à calculer en général

→ **algorithme de Métropolis-Hasting**

▷ **Probabilité de Gibbs** :

$$\pi_T(i) = \frac{1}{Z_T} \exp\left(-\frac{H(i)}{T}\right) = \frac{1}{Z'_T} \exp\left(-\frac{\text{longueur}(i)}{T}\right)$$

▷ *une observation* : si $T \approx 0$, une réalisation de π_T est un chemin (presque) optimal, car

$$\pi_T \approx \mathcal{U}(H^{-1}(0))$$

▷ *idée à exploiter* : générer une réalisation de la loi π_T , pour $T \approx 0$

→ ... mais Z_T, Z'_T impossibles à calculer en général

→ **algorithme de Métropolis-Hasting**

▷ **Probabilité de Gibbs** :

$$\pi_T(i) = \frac{1}{Z_T} \exp\left(-\frac{H(i)}{T}\right) = \frac{1}{Z'_T} \exp\left(-\frac{\text{longueur}(i)}{T}\right)$$

▷ *une observation* : si $T \approx 0$, une réalisation de π_T est un chemin (presque) optimal, car

$$\pi_T \approx \mathcal{U}(H^{-1}(0))$$

▷ *idée à exploiter* : générer une réalisation de la loi π_T , pour $T \approx 0$

→ ... mais Z_T, Z'_T impossibles à calculer en général

→ **algorithme de Métropolis-Hasting**

▷ **Probabilité de Gibbs** :

$$\pi_T(i) = \frac{1}{Z_T} \exp\left(-\frac{H(i)}{T}\right) = \frac{1}{Z'_T} \exp\left(-\frac{\text{longueur}(i)}{T}\right)$$

▷ *une observation* : si $T \approx 0$, une réalisation de π_T est un chemin (presque) optimal, car

$$\pi_T \approx \mathcal{U}(H^{-1}(0))$$

▷ *idée à exploiter* : générer une réalisation de la loi π_T , pour $T \approx 0$

→ ... mais Z_T, Z'_T impossibles à calculer en général

→ **algorithme de Métropolis-Hasting**

- **Outils de l'algorithme de Métropolis-Hasting :**

- ▷ **Matrice de sélection** Q sur E = matrice stochastique telle que $Q(i, j) > 0$
- ▷ **Matrice d'acceptation** ρ , définie par

$$\rho(i, j) = \min \left(1, \frac{\pi_T(j)Q(j, i)}{\pi_T(i)Q(i, j)} \right) : \text{ ne fait pas intervenir } Z_T' !$$

- **Algorithme MH :**

- ▷ $i_0 \in E$
- ▷ *Etape n* : j_{n+1} = réalisation de $Q(i_n, \cdot)$, u = réalisation de $\mathcal{U}[0, 1]$

$$i_{n+1} = \begin{cases} j_{n+1} & \text{si } u \leq \rho(i_n, j_{n+1}) : \text{ transition acceptée} \\ i_n & \text{si } u > \rho(i_n, j_{n+1}) : \text{ transition refusée} \end{cases}$$

- **Outils de l'algorithme de Métropolis-Hasting :**

- ▷ **Matrice de sélection** Q sur E = matrice stochastique telle que $Q(i, j) > 0$
- ▷ **Matrice d'acceptation** ρ , définie par

$$\rho(i, j) = \min \left(1, \frac{\pi_T(j)Q(j, i)}{\pi_T(i)Q(i, j)} \right) : \text{ ne fait pas intervenir } Z'_T !$$

- **Algorithme MH :**

- ▷ $i_0 \in E$
- ▷ *Etape n* : j_{n+1} = réalisation de $Q(i_n, \cdot)$, u = réalisation de $\mathcal{U}[0, 1]$

$$i_{n+1} = \begin{cases} j_{n+1} & \text{si } u \leq \rho(i_n, j_{n+1}) : \textit{transition acceptée} \\ i_n & \text{si } u > \rho(i_n, j_{n+1}) : \textit{transition refusée} \end{cases}$$

- $(i_n)_{n \geq 0}$ réalisation d'une CDMH $(X_n)_{n \geq 0}$ sur E de matrice de transition

$$P(i, j) = Q(i, j)\rho(i, j) \text{ si } i \neq j$$

- **Propriétés de $(X_n)_{n \geq 0}$:**

- ▷ **irréductible** car $Q(i, j) > 0$
- ▷ $|E| < \infty$, donc **récurrente et admet une unique loi stationnaire**
- ▷ réversible par rapport à π_T :

$$P(i, j)\pi_T(i) = P(j, i)\pi_T(j)$$

donc π_T est sa loi stationnaire

- ▷ **apériodique**, car $P^2(j, i) > 0$ et $P^3(j, i) > 0$

- $(i_n)_{n \geq 0}$ réalisation d'une CDMH $(X_n)_{n \geq 0}$ sur E de matrice de transition

$$P(i, j) = Q(i, j)\rho(i, j) \text{ si } i \neq j$$

- **Propriétés de $(X_n)_{n \geq 0}$:**

- ▷ **irréductible** car $Q(i, j) > 0$
- ▷ $|E| < \infty$, donc **récurrente et admet une unique loi stationnaire**
- ▷ réversible par rapport à π_T :

$$P(i, j)\pi_T(i) = P(j, i)\pi_T(j)$$

donc **π_T est sa loi stationnaire**

- ▷ **apériodique**, car $P^2(j, i) > 0$ et $P^3(j, i) > 0$

- $(i_n)_{n \geq 0}$ réalisation d'une CDMH $(X_n)_{n \geq 0}$ sur E de matrice de transition

$$P(i, j) = Q(i, j)\rho(i, j) \text{ si } i \neq j$$

- **Propriétés de $(X_n)_{n \geq 0}$:**

- ▷ **irréductible** car $Q(i, j) > 0$
- ▷ $|E| < \infty$, donc **récurrente et admet une unique loi stationnaire**
- ▷ réversible par rapport à π_T :

$$P(i, j)\pi_T(i) = P(j, i)\pi_T(j)$$

donc π_T est sa loi stationnaire

- ▷ **apériodique**, car $P^2(i, i) > 0$ et $P^3(i, i) > 0$

- **Conclusion :**

- ▷ $\text{loi}(X_n) \approx \pi_T$ (vitesse exponentielle)

- ▷ $\pi_T \approx \mathcal{U}$ (trajectoires optimales de A vers B) (si $T \approx 0$)

- ▷ $i_n \approx$ **chemin optimal**