

Def: Soit $(X_n)_{n \geq 0}$, une suite de v.a. iid à valeurs dans \mathbb{Z}^d

on pose $S_0 = 0$ et pour $n \geq 1$, $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$

La suite $(S_n)_{n \geq 0}$ est une marche aléatoire sur \mathbb{Z}^d issue de 0.

Def: On considère ici une marche aléatoire dite simple : "isotrope".

$$\forall n \in \mathbb{N}, \forall i \in \llbracket 1, d \rrbracket, P(X_n = e_i) = P(X_n = -e_i) = \frac{1}{2d}$$

(chaque direction est équiprobable). (les $(e_i)_{1 \leq i \leq d}$ forment la base canonique de \mathbb{R}^d)

But: Savoir si la marche repasse souvent en 0 ou non.

Parenthèse sur les chaînes de Markov

• état récurrent: $x \in E$ est récurrent si $P_x(\tau_x < \infty) = 1$ où $\tau_x = \inf\{n \geq 1; X_n = x\}$

transient: proba partant de x

transient si $P_x(\tau_x < \infty) < 1$

en terme de nombre de passage en x : récurrent $\Leftrightarrow P_x(N_x = \infty) = 1$
transient $\Leftrightarrow P_x(N_x < \infty) = 1$

en terme de série: récurrent ssi $E_x[N_x] = +\infty$ avec $E_x[N_x] = E_x \left[\sum_{k=1}^{\infty} 1_{X_k=x} \right]$
 $= \sum_{k=1}^{\infty} P_x(X_k=x)$

• lorsque la chaîne est irréductible (de tous les états communiquent), tous les états ont même nature (récurrents ou transients)

Dans le cas de marche aléatoire, $(S_n)_{n \geq 0}$ est une chaîne de Markov

$(S_{n+1} = S_n + X_{n+1})$ irréductible.

Donc 0 est récurrent ssi $E_0[N_0] = +\infty$ ssi $\sum_{n=1}^{\infty} P_0(S_n=0) = +\infty$.

\Rightarrow Donc on va étudier la convergence de la série $\sum P(S_n=0)$.
(cf lemme)

Lemme

$$P(N_0 = +\infty) = \begin{cases} 0 & \text{si } \sum_{k=0}^{\infty} P(S_k=0) < \infty \\ 1 & \text{si } \sum_{k=0}^{\infty} P(S_k=0) = +\infty \end{cases}$$

Préuve du lemme :

Cas 1 : $\sum_{k=0}^{\infty} P(S_k = 0) < +\infty$.

D'après Borel-Cantelli 1, $P(\limsup_k (S_k = 0)) = 0$

$$\text{et } P\left(\bigcap_{n \geq 0} \bigcup_{k \geq n} (S_k = 0)\right) = 0$$

$$\text{et } P(\forall n \geq 0, \exists k \geq n \text{ tq } S_k = 0) = 0$$

$$\text{et } P(\exists n \geq 0 \text{ tq } \forall k \geq n, S_k \neq 0) = 1$$

$$\text{et } P(S_k = 0 \text{ infinitiment souvent}) = 0$$

(Parenthèse) Borel-Cantelli

1. Si $\sum P(A_n)$ converge Alors $P(\bigcap_n \bigcup A_k) = 0$

2. Si $\sum P(A_n)$ diverge et $(A_n)_n \perp\!\!\!\perp$, Alors $P(\bigcap_n \bigcup A_k) = 1$.

Préuve

1. On pose $B_n = \bigcup_{k \geq n} A_k$. Suite décroissante d'événements.

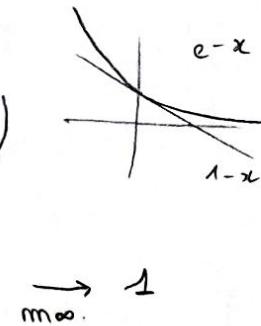
Donc $P(\bigcap_{n \geq 1} B_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n)$

$$P(B_n) = P\left(\bigcup_{k \geq n} A_k\right) \leq \sum_{k \geq n} P(A_k) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \text{ car reste d'une série convergente.}$$

Donc $P(\bigcap_{n \geq 1} B_n) = P(\bigcap_{n \geq 1} \bigcup_{k \geq n} A_k) = 0$

2. $P(\bigcap_{n \geq 1} \bigcup_{k \geq n} A_k)$

$$\begin{aligned} \text{Soit } n, m \in \mathbb{N}. \quad P\left(\bigcup_{k=n}^m A_k\right) &= 1 - P\left(\bigcap_{k=n}^m \bar{A}_k\right) \\ &= 1 - \prod_{k=n}^m P(\bar{A}_k) \quad \perp\!\!\!\perp \\ &= 1 - \prod_{k=n}^m [1 - P(A_k)] \\ &\geq 1 - \prod_{k=n}^m e^{-P(A_k)} \\ &= 1 - e^{-\sum_{k=n}^m P(A_k)} \end{aligned}$$



Donc $\forall n \in \mathbb{N}$, $P\left(\bigcup_{k \geq n} A_k\right) = 1$.

$$\begin{aligned} P\left(\bigcap_{n \geq 1} \bigcup_{k \geq n} A_k\right) &= 1 - P\left(\bigcup_{n \geq 1} \bigcap_{k \geq n} \bar{A}_k\right) \\ &\geq 1 - \sum_{n \geq 1} P\left(\bigcap_{k \geq n} \bar{A}_k\right) = 0 \end{aligned}$$

ou intersection d'événements presque sûrs est encore presque sûre.

13

Fin de la parenthèse

cas 2 : on pose $B = \{N_0 < +\infty\}$.

$$\text{Alors } B = \bigcup_{n=0}^{\infty} \{T = n\} = \bigcup_{n=0}^{\infty} \{S_n = 0\} \cap \{\forall k > n, S_k \neq 0\}$$

T est l'instant de dernier retour en 0.

$$B = \bigcup_{n=0}^{\infty} \{S_n = 0\} \cap \{\forall k > n, S_k - S_n \neq 0\}$$

$$\in \sigma(X_1, \dots, X_n) \quad \text{et} \quad \in \sigma(X_{n+1}, \dots, X_k)$$

De plus, l'union est disjointe.

$$\text{Alors } P(B) = \sum_{n=0}^{\infty} P(S_n = 0) P(\forall k > n, S_k - S_n \neq 0)$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} P(S_n = 0) P(\forall k > n, S_k - S_0 \neq 0) \quad \text{car chaîne homogène}$$

$$= \left(\sum_{n=0}^{\infty} P(S_n = 0) \right) \cdot P(T = 0)$$

$$\leq 1$$

$$\text{Donc } \sum_{n=0}^{\infty} P(S_n = 0) = +\infty \Rightarrow P(T = 0) = 0.$$

Par ailleurs $P(B) = 0$ également.

$$\text{Donc } P(N_0 = +\infty) = 1.$$

Faire plutôt
 $B_N = \bigcup_{n=0}^N \{T = n\}$
puis $P(B_N) = \sum_{n=0}^N P(S_n = 0) \times P(T = n)$
D'où $P(T = \infty) = 0.$

□

→ on cherche donc à étudier la série de terme général $P(S_n = 0)$

Théorème

$$\sum P(S_n = 0) \text{ divergessi } d \leq 2.$$

Autrement dit, la chaîne est récurrentessi $d \leq 2$.

Donc 0 est transientsi $d > 3$.

preuve Soit d quelconque

Etape 1 : calcul de $P(S_n = 0)$:

$$\text{Pour } t = (t_1, \dots, t_d) \in \mathbb{R}^d, \quad \varphi(t) := \varphi_{X_1}(t) = \mathbb{E}[e^{i\langle x_1, t \rangle}] = \sum_{j=1}^d \frac{1}{2d} (e^{i(t \cdot e_j)} + e^{-i(t \cdot e_j)})$$

$$= \frac{1}{d} \sum_{j=1}^d \cos(t_j)$$

Par indépendance des $(X_i)_i$, on a $\varphi_{S_n}(t) = (\varphi(t))^n$

Par ailleurs, on sait que $\psi_{S_n}(t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}^d} P(S_n=k) e^{ikt}$ (Théorème de transfert)

$$\begin{aligned} \text{on a alors } \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi; \pi]^d} \psi_{S_n}(t) dt &\stackrel{\textcircled{1}}{=} \frac{1}{(2\pi)^d} \sum_{k \in \mathbb{Z}^d} \int_{[-\pi; \pi]^d} P(S_n=k) e^{ik, t} dt \\ &= \sum_{k \in \mathbb{Z}^d} P(S_n=k) \underbrace{\frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi; \pi]^d} e^{ik, t} dt}_{\begin{cases} 0 \text{ si } k \neq (0, \dots, 0) \\ 1 \text{ si } k = (0, \dots, 0) \end{cases}} \\ &= P(S_n = 0) \end{aligned}$$

Justification de Fubini:

$$|\overline{P(S_n=k) e^{ik, t}}| = \overline{P(S_n=k)} \quad \forall k \in \mathbb{Z}^d \text{ et } t \in [-\pi; \pi]^d$$

intégrable sur \mathbb{Z}^d p/r mesure de comptage ($\sum = 1$)

$[-\pi; \pi]^d$ car constante sur intervalle borné.

Finalement, $P(S_n=0) = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi; \pi]^d} \left(\frac{1}{d} \sum_{j=1}^d \cos(t_j) \right)^n dt_1 \dots dt_d$

Etape 2: on somme. $P(S_n=0) = 0$ si n impair. Donc

$$\sum_{n \geq 0} P(S_n=0) = \frac{1}{(2\pi)^d} \sum_{n \geq 0} \int_{[-\pi; \pi]^d} (\psi(t))^n dt$$

$$\stackrel{\textcircled{2}}{=} \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi]^d} \sum_{n \geq 0} (\psi(t))^n dt$$

Fubini-Tonelli
car positif.

$$= \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{[-\pi]^d} \frac{dt}{1 - \psi(t)^2}$$

Justification de Fubini

$$|\psi(t)| = \left| \frac{1}{d} \sum_{j=1}^d \cos(t_j) \right|^n < 1 \text{ si } t \neq (0, \dots, 0), (\pi, \dots, \pi)$$

Donc intégrable (presque partout) sur $[-\pi; \pi]^d \times \mathbb{N}$.

et $\psi(t) \in \mathbb{R}$.

On peut donc bien appliquer Fubini.

Etape 3 Intégrabilité ?

13

- Il s'agit de la justifier pour $t \mapsto \frac{1}{1 - 4\ell(t)^2}$ en $(0, -\pi)$ et $\pm(\pi, -\pi)$
- On peut se limiter au point $(0, -\pi)$ puisque $\ell(t \pm \pi) = \frac{1}{d} \sum_{j=1}^d \cos(t_j \pm \pi) = -\frac{1}{d} \sum_{j=1}^d \cos(t_j) = -\ell(t)$

• On peut développer \cos au voisinage de 0: $\cos(t) = 1 - \frac{t^2}{2} + o(t^2)$

$$\begin{aligned} \text{D'où } \ell(t) &= \frac{1}{d} \sum_{j=1}^d \left(1 - \frac{t_j^2}{2} + o(t_j^2) \right) = 1 - \frac{1}{2d} \sum_{j=1}^d t_j^2 + o\left(\sum_{j=1}^d t_j^2\right) \\ &= 1 - \frac{1}{2d} \|t\|^2 + o(\|t\|^2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{D'où } 1 - 4\ell(t)^2 &= 1 - \left(1 - \frac{1}{2d} \|t\|^2 + o(\|t\|^2) \right)^2 \\ &= 1 - \left(1 - \frac{1}{d} \|t\|^2 + o(\|t\|^2) \right) \quad \downarrow \text{dl de } (1-x)^d \text{ à l'ordre 1} \\ &= \frac{\|t\|^2}{d} + o(\|t\|^2) \end{aligned}$$

$$\text{et encore } \frac{1}{1 - 4\ell(t)^2} = \frac{1}{\frac{\|t\|^2}{d} + o(\|t\|^2)} = \frac{d}{\|t\|^2} \cdot \frac{1}{1 + o(1)} \sim \frac{d}{\|t\|^2}$$

D'où

$$\boxed{\frac{1}{1 - 4\ell(t)^2} \underset{t \rightarrow 0}{\sim} \frac{d}{\|t\|^2}}$$

Lemme $C(\mathbb{R}^d)$

$B(0,1) \xrightarrow[t \mapsto \frac{1}{\|t\|^2}]{} \mathbb{R}$ est intégrable si $d \geq 3$.

preuve

$d=1$: $\frac{1}{t^2}$ non intégrable au voisinage de 0. (primitive $\frac{1}{t}$)

$d=2$: $\frac{1}{\|t\|^2} = \frac{1}{t_1^2 + t_2^2}$. On regarde $\int_{B_2(0,1)} \frac{dt_1 dt_2}{t_1^2 + t_2^2}$

chg't var: $\varphi: [0,1] \times [0, 2\pi] \rightarrow B_2(0,1)$
 $(r, \theta) \mapsto (r \cos \theta, r \sin \theta)$

$$dt_1 dt_2 = r dr d\theta$$

$$\text{D'où } \int_{B_2(0,1)} \frac{dt_1 dt_2}{t_1^2 + t_2^2} = \int_0^1 \int_0^{2\pi} \frac{r dr d\theta}{r^2} = 2\pi \int_0^1 \frac{dr}{r} = -\infty.$$

$$\begin{aligned}
 \int_{B_d(0,1)} \frac{dx_1 \dots dx_d}{x_1^2 + \dots + x_d^2} &\leq \int_{B_d(0,1)} \frac{dx_1 \dots dx_d}{x_1^2 + x_2^2 + x_3^2} \\
 &\leq \int_{-1}^1 dx_1 \cdot \int_{-1}^1 dx_2 \cdot \int_{B_3(0,1)} \frac{dx_1 dx_2 dx_3}{x_1^2 + x_2^2 + x_3^2} \\
 \text{car } \{x_1^2 + \dots + x_d^2 \leq 1\} &\subset \{x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 \leq 1 \text{ et } |x_i| \leq 1 \forall i\} \\
 &= 2^{d-3} \int_{B_3(0,1)} \frac{dx_1 dx_2 dx_3}{x_1^2 + x_2^2 + x_3^2} \\
 \text{chgt variable sphérique : } dx_1 dx_2 dx_3 &= r^2 dr d\theta \sin\theta d\varphi \\
 &= 2^{d-3} \int_0^1 \int_0^\pi \int_0^{2\pi} \frac{r^2 \sin\theta dr d\theta d\varphi}{r^2} \\
 &= 2^{d-3} \times 1 \times 2\pi \times \underbrace{\int_0^\pi \sin\theta d\theta}_{[\cos\theta]_0^\pi = 1+1=2} \\
 &< \infty.
 \end{aligned}$$

14

\Rightarrow Finalement, $\sum P(S_n=0)$ converge si $d \leq 2$

de $\boxed{\text{récurrence} \Leftrightarrow d \leq 2}$.

Autre preuve de la récurrence de tous les états :

Il s'agit de montrer que $\sum_{n>0} P(S_n=k)$ converge.

Soit k fixé $\in \mathbb{Z}^d$. On pose $l=|k|$

$$\begin{aligned}
 \text{Alors pour } n \geq l+1, \quad P(S_n=0) &\geq P(S_n=0 \cap S_l=-k) \\
 &= P(x_1 + \dots + x_l = -k \text{ et } x_{l+1} + \dots + x_n = k) \\
 &= P(S_l = -k) P(S_{n-l} = k) \text{ par indépendance.}
 \end{aligned}$$

Or, comme $l=|k|$, $P(S_l = -k) \geq \frac{1}{(2d)^l} > 0$.
 un chemin partiellement

$$\text{Donc } \sum_{n \geq 0} P(S_n = k) = \sum_{n \geq 1} P(S_n = k) = \sum_{n \geq l+1} P(S_{n-l} = k) \leq \frac{1}{P(S_l = -k)} \sum_{n \geq l+1} P(S_n = 0)$$

Donc $\sum P(S_n = k)$ a même nature que $\sum P(S_n = 0)$

Autre façon de voir la récurrence :

• Si états transients: $E[N_k] = \sum P(S_n = k) < +\infty$

$$\begin{aligned} \text{Donc } P(|S_n| \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty) &= P(\forall A \in \mathbb{R}^*, \exists n_0, \forall n \geq n_0, |S_n| \geq A) \\ &= P\left(\bigcap_{A \in \mathbb{R}^*} \bigcup_{n_0 \in \mathbb{N}} \bigcap_{n \geq n_0} (|S_n| \geq A)\right) \end{aligned}$$

pb: pas dénombrable

$$\text{Tous } \bigcap_{A \in \mathbb{R}^*} (\text{true}) \supset \bigcap_{A \in \mathbb{N}^*} (\text{true})$$

$$\text{Donc } P\left(\bigcap_{A \in \mathbb{R}^*} (\text{true})\right) \geq P\left(\bigcap_{A \in \mathbb{N}^*} (\text{true})\right)$$

$$\begin{aligned} \text{Or, } P\left(\bigcap_{A \in \mathbb{N}^*} (\text{true})\right) &= \lim_{A \rightarrow \infty} P\left(\exists n_0 \text{ tq } \forall n \geq n_0, |S_n| \geq A\right) \\ &= \lim_{A \rightarrow \infty} \underbrace{P(\forall k, \text{ tq } |k| \leq A, N_k \text{ fini})}_{=1} \\ &\text{car } E[N_k] < \infty \text{ donc } N_k \text{ p.s. fini.} \end{aligned}$$