

## Recueil d'exercices 2. Corrigé.

### Exercice 1.

1. On note  $Z_n = X_n + iY_n$ . Alors  $X_0 = x$ ,  $Y_0 = y$  et

$$X_{n+1} + iY_{n+1} = X_n + iY_n + Y_n(\cos(U_{n+1}) + i\sin(U_{n+1})) = X_n + Y_n(\cos(U_{n+1}) + iY_n(1 + \sin(U_{n+1}))).$$

Ceci montre que  $(X_n, Y_n)_{n \geq 0}$  satisfait au système donné dans l'énoncé.

2. Pour montrons d'abord que  $Z_n$  est intégrable pour tout  $n \in \mathbb{N}$  : Puisque  $|\operatorname{Im}(Z_n)e^{iU_{n+1}}| \leq |Z_n|$ , on a pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$\mathbb{E}[|Z_{n+1}|] \leq \mathbb{E}[|Z_n|] + \mathbb{E}[|Z_n|] = 2\mathbb{E}[|Z_n|].$$

Par récurrence,  $Z_n$  est intégrable pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , et donc  $X_n$  et  $Y_n$  également.

Montrons que  $X_n$  et  $Y_n$  sont des martingales. Soit  $U \sim \operatorname{Unif}(0, 2\pi)$ . On remarque tout d'abord que si  $U \sim \operatorname{Unif}(0, 2\pi)$ , alors  $\mathbb{E}[\cos(U)] = \mathbb{E}[\sin(U)] = 0$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , car

$$\frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos(x) dx = \frac{1}{2\pi} (\sin(2\pi) - \sin(0)) = 0,$$

et pareil pour  $\sin$ . Par conséquent, pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_{n+1} - X_n | \mathcal{F}_n] &= \mathbb{E}[Y_n \cos(U_{n+1}) | \mathcal{F}_n] = Y_n \mathbb{E}[\cos(U_{n+1})] = 0 \\ \mathbb{E}[Y_{n+1} - Y_n | \mathcal{F}_n] &= \mathbb{E}[Y_n \sin(U_{n+1}) | \mathcal{F}_n] = Y_n \mathbb{E}[\sin(U_{n+1})] = 0. \end{aligned}$$

Il reste à montrer que  $\operatorname{Im}(Z_n) > 0$  p.s. pour tout  $n \in \mathbb{N}$ . Or,  $\operatorname{Im}(Z_n) = Y_n = y \prod_{i=1}^n (1 + \sin(U_i))$  et  $1 + \sin(U_i) > 0$  p.s. pour tout  $i \geq 1$  et  $y > 0$  par hypothèse.

3. Pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $Y_n = y \prod_{i=1}^n (1 + \sin(U_i)) \geq 0$ , si bien que  $(Y_n)_{n \geq 0}$  est une martingale positive. Elle converge donc p.s. vers une limite  $Y_\infty \geq 0$ . Supposons que  $\mathbb{P}(Y_\infty > 0) > 0$ . Sur l'événement  $\{Y_\infty > 0\}$ ,  $Y_{n+1}/Y_n \rightarrow 1$  p.s., et donc  $\mathbb{P}(Y_{n+1}/Y_n \rightarrow 1) > 0$ . Or,  $Y_{n+1}/Y_n = 1 + \sin(U_{n+1})$  et  $\mathbb{P}(1 + \sin(U_{n+1}) \rightarrow 1) = 0$ , car les v.a.  $\sin(U_n)$ ,  $n = 1, 2, \dots$  sont iid et de loi continue. Ceci montre que  $\mathbb{P}(Y_\infty > 0) = 0$  et donc  $Y_\infty = 0$  p.s.

La martingale n'est pas fermée car elle ne converge pas dans  $L^1$  :  $\mathbb{E}[Y_0] = y \neq 0 = \mathbb{E}[Y_\infty]$ .

4. Par indépendance de  $U_{n+1}$  et  $\mathcal{F}_n$ ,  $\mathbb{E}[\sqrt{|X_{n+1} - X_n|} | \mathcal{F}_n] = \sqrt{Y_n} \mathbb{E}[\sqrt{\cos(U_{n+1})}]$ , et donc

$$\mathbb{E}[\sqrt{|X_{n+1} - X_n|}] = \mathbb{E}[\sqrt{|\cos(U_{n+1})|}] \mathbb{E}[\sqrt{Y_n}] \leq y \mathbb{E}[\sqrt{1 + \sin(U)}]^n,$$

Puisque  $1 + \sin(U)$  n'est pas une constante et la fonction  $x \mapsto \sqrt{x}$  est strictement concave, l'inégalité de Jensen donne,

$$r := \mathbb{E}[\sqrt{1 + \sin(U)}] < \sqrt{\mathbb{E}[1 + \sin(U)]} = 1.$$

Ceci donne  $\mathbb{E}[\sqrt{|X_{n+1} - X_n|}] \leq yr^n$ .

5. Par l'inégalité de Markov et la dernière partie,

$$\sum_n \mathbb{P}(|X_{n+1} - X_n| \geq a^n) = \sum_n \mathbb{P}(\sqrt{|X_{n+1} - X_n|} \geq a^{n/2}) \leq \sum_n yr^n / a^{n/2} = y \sum_n y(r^2/a)^{n/2}.$$

Par hypothèse, cette somme est finie. Le lemme de Borel–Cantelli nous donne alors  $\mathbb{P}(\limsup\{|X_{n+1} - X_n| \geq a^n\}) = 0$ . Puisque  $\sum_n a^n < \infty$ , ceci montre que p.s.,  $(X_n)_{n \geq 0}$  est une suite de Cauchy dans  $\mathbb{R}$  et donc converge p.s. vers une variable  $X_\infty$ .

6. Puisque  $Y_n \geq 0$  pour tout  $n$ ,  $|M_n(\lambda)| = e^{-|\lambda|Y_n} \leq 1$  pour tout  $n$ . En particulier,  $(M_n(\lambda))_{n \geq 0}$  est un processus borné. Montrons que c'est une martingale :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[M_{n+1}(\lambda) | \mathcal{F}_n] &= \mathbb{E}[\exp(i\lambda(X_n + Y_n \cos(U_{n+1})) - |\lambda|Y_n(1 + \sin(U_{n+1}))) | \mathcal{F}_n] \\ &= M_n(\lambda) \mathbb{E}[\exp(Y_n(i\lambda \cos(U_{n+1}) - |\lambda| \sin(U_{n+1}))) | \mathcal{F}_n]. \end{aligned}$$

Il suffit de montrer que  $\varphi(y, \lambda) = \mathbb{E}[\exp(y(i\lambda \cos(U) - |\lambda| \sin(U)))] = 1$  pour tout  $y \geq 0$ ,  $\lambda \in \mathbb{R}$ . Pour  $\lambda \geq 0$ , on a

$$\varphi(y, \lambda) = \mathbb{E}[\exp(iy\lambda(\cos(U) + i \sin(U)))] = \mathbb{E}[\exp(-iy\lambda e^{iU})] = 1,$$

Pour  $\lambda < 0$ , on a

$$\varphi(y, \lambda) = \mathbb{E}[\exp(iy\lambda(\cos(U) - i \sin(U)))] = \mathbb{E}[\exp(iy\lambda e^{-iU})] = \mathbb{E}[\exp(iy\lambda e^{iU})] = 1,$$

où l'avant-dernière égalité provient du fait que  $e^{-iU} = e^{i(2\pi-U)} \stackrel{\text{loi}}{=} e^{iU}$ , car  $2\pi - U \stackrel{\text{loi}}{=} U$ . Ceci montre que  $M_n(\lambda)$  est une martingale bornée et converge donc p.s. et dans  $L^1$ . Puisque  $Y_n \rightarrow 0$  p.s., la limite est égale à

$$\lim_n M_n(\lambda) = e^{i\lambda X_\infty}.$$

Ceci donne

$$\mathbb{E}[e^{i\lambda X_\infty}] = \mathbb{E}[M_0(\lambda)] = e^{i\lambda x - |\lambda|y}.$$

Par conséquent,  $X_\infty \stackrel{\text{loi}}{=} x + yC$ , où  $C$  suit la loi de Cauchy standard.

7. Non, dans ce cas la martingale  $(X_n)_{n \geq 0}$  aurait convergé dans  $L^1$ , mais sa limite  $X_\infty$  n'est pas intégrable (il est bien connu que la loi de Cauchy ne l'est pas).

## Exercice 2 (Algorithme de Metropolis).

1. Soit  $x, y \in E$  distincts. Quitte à échanger le rôle de  $x$  et  $y$ , on peut supposer que  $\pi(y) \leq \pi(x)$ . Sachant que  $P$  est symétrique, on a alors

$$\frac{\pi(x)}{\pi(y)} Q(x, y) = \frac{Q(x, y)}{\alpha(x, y)} = P(x, y) = P(y, x) = \alpha(y, x) P(y, x) = Q(y, x),$$

de sorte que  $\pi(x)Q(x, y) = \pi(y)Q(y, x)$ . On en déduit que la loi  $\pi$  est réversible pour  $Q$  et donc invariante.

2. On observe que pour tous  $x, y \in E$  distincts,  $P(x, y) > 0$  si et seulement si  $Q(x, y) > 0$ . Une simple récurrence sur  $n \geq 1$  permet de montrer que pour tous  $x, y \in E$  distincts,  $P^n(x, y) > 0$  si et seulement si  $Q^n(x, y) > 0$ . Ainsi, comme  $P$  est irréductible, pour tous  $x, y \in E$  distincts, il existe un entier  $n \geq 1$  pour lequel on a  $P^n(x, y) > 0$ . Cela implique que  $Q^n(x, y) > 0$  pour ce même entier, si bien que  $Q$  est aussi irréductible.
3. (a) Par l'absurde, supposons que pour tout  $x_0 \in M$  et tout  $y \in E \setminus M$ , on a  $P(x_0, y) = 0$ . On en déduit que  $M$  et  $E \setminus M$  ne communiquent pas, ce qui contredit l'irréductibilité de  $P$ . Ainsi, il existe un état  $x_0 \in M$  tel que  $P(x_0, y) > 0$  pour un certain  $y \in E \setminus M$ . On observe que  $\pi(x_0) > \pi(y)$ , donc

$$Q(x_0, y) = \alpha(x_0, y)P(x_0, y) = \frac{\pi(y)}{\pi(x_0)}P(x_0, y) < P(x_0, y).$$

On a  $Q(x_0, z) \leq P(x_0, z)$  pour tout  $z \in E \setminus \{x_0\}$ , avec une inégalité stricte si  $z = y$ . D'où

$$\sum_{z \in E \setminus \{x_0\}} Q(x_0, z) < \sum_{z \in E \setminus \{x_0\}} P(x_0, z),$$

ce qui donne  $Q(x_0, x_0) > P(x_0, x_0) \geq 0$ .

- (b) D'après la question précédente,  $Q(x_0, x_0)$  est strictement positif, donc  $x_0$  est de période 1. Comme  $Q$  est irréductible, on en déduit que  $Q$  est apériodique.
- (c) La matrice  $Q$  est irréductible et récurrente positive (puisque il existe une probabilité invariante). Puisque  $Q$  est apériodique, pour tout  $x \in E$ ,  $\sum_{y \in E} |\mathbb{P}_x(X_n = y) - \pi(y)|$  converge vers zéro, c'est-à-dire que la loi de  $X_n$  converge vers  $\pi$ .
4. Soit  $X_1, \dots, X_n$  simulés par l'algorithme. Montrons que pour tout  $x, y \in E$ ,  $\mathbb{P}(X_{i+1} = y | X_i = x) = Q(x, y)$ .

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_{i+1} = y | X_i = x) &= \mathbb{P}(X_{i+1} = y, U \leq \alpha(X_i, V) | X_i = x) + \mathbb{P}(X_{i+1} = y, U > \alpha(X_i, V) | X_i = x) \\ &= \mathbb{P}(V = y, U \leq \alpha(x, V) | X_i = x) + \mathbb{P}(X_i = y, U > \alpha(x, V) | X_i = x) \\ &= \mathbb{P}(V = y, U \leq \alpha(x, y) | X_i = x) + \mathbf{1}_{\{x=y\}} \mathbb{P}(X_i = x, U > \alpha(x, V) | X_i = x) \\ &= \mathbb{P}(V = y | X_i = x) \mathbb{P}(U \leq \alpha(x, y)) + \mathbf{1}_{\{x=y\}} \mathbb{P}(U > \alpha(x, V) | X_i = x) \end{aligned}$$

car  $U$  est indépendante de  $V$  et  $X_i$ . Ainsi,

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_{i+1} = y | X_i = x) &= P(x, y)\alpha(x, y) + \mathbf{1}_{\{x=y\}} \sum_{z \in E} \mathbb{P}(V = z, U > \alpha(x, z) | X_i = x) \\ &= P(x, y)\alpha(x, y) + \mathbf{1}_{\{x=y\}} \sum_{z \in E} \mathbb{P}(V = z | X_i = x) \mathbb{P}(U > \alpha(x, z)) \\ &= P(x, y)\alpha(x, y) + \mathbf{1}_{\{x=y\}} \sum_{z \in E} P(x, z)(1 - \alpha(x, z)).\end{aligned}$$

Si  $x \neq y$ , cette quantité est égale à  $P(x, y)\alpha(x, y) = Q(x, y)$ . Si  $x = y$ , puisque  $\alpha(x, x) = 1$ , on obtient

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_{i+1} = x | X_i = x) &= P(x, x)\alpha(x, x) + \sum_{z \in E} P(x, z)(1 - \alpha(x, z)) = P(x, x) + \sum_{z \neq x} P(x, z)(1 - \alpha(x, z)) \\ &= P(x, x) + \sum_{z \neq x} P(x, z) - \sum_{z \neq x} P(x, z)\alpha(x, z) = 1 - \sum_{z \neq x} Q(x, z) = Q(x, x).\end{aligned}$$

Ainsi, dans tous les cas,  $\mathbb{P}(X_{i+1} = y | X_i = x) = Q(x, y)$ , donc  $X_1, \dots, X_n$  admet  $Q$  pour transition.