

## Corrigé de l'interrogation du 30 novembre 2021

### Exercice 1

1. En diagonalisant  $Q$ , on obtient

$$Q = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & -1 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & -1/2 & 1/2 \end{pmatrix},$$

de sorte que

$$Q^n = \frac{1}{2^n} \begin{pmatrix} 1 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix}.$$

2. La loi de  $X_n$  est donnée par  $\mu Q^n$ , où  $\mu = (\mu_1, \mu_2, \mu_3)$  est la loi de  $X_0$ . Or  $Q^n$  converge vers la matrice  $Q_\infty$  définie par

$$Q_\infty = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix}.$$

Par conséquent, la loi de  $X_n$  converge vers  $\mu Q_\infty = (0, 1/2, 1/2)$ , quel que soit  $\mu$ .

### Exercice 2

1. (a) Sur  $\{M_n = k\}$ , on a  $M_{n+1} = \sum_{j=1}^k X_{n,j}$ , de sorte que

$$A_{n,i,k} = \left\{ M_n = k, \sum_{j=1}^k X_{n,j} = k, \dots, \sum_{j=1}^k X_{n+i-1,j} = k \right\}.$$

Or, les variables  $M_n, \sum_{j=1}^k X_{n,j}, \dots, \sum_{j=1}^k X_{n+i-1,j}$  sont indépendantes (car les  $X_{n,j}$  sont i.i.d et car  $M_n$  est une fonction des  $(X_{m,j})_{m < n, j \in \mathbf{N}}$ ). Par conséquent :

$$\mathbf{P}(A_{n,i,k}) = \mathbf{P}(M_n = k) \times \prod_{l=0}^{i-1} \mathbf{P}\left(\sum_{j=1}^k X_{n+l,j} = k\right) = c(k)^i \mathbf{P}(M_n = k)$$

en posant  $c(k) = \mathbf{P}(\sum_{j=1}^k X_{1,j} = k)$ , qui est strictement inférieur à 1, puisque les  $X_{n,j}$  ne sont pas déterministes. (On a besoin de  $k \geq 1$  ici, puisque pour  $k = 0$ , la somme est vide, et on obtient donc une variable aléatoire nulle, donc déterministe).

(b) L'évènement  $B_{n,k}$  s'interprète comme

$$B_{n,k} = \{\forall m \geq n, M_m = k\},$$

c'est-à-dire qu'il s'agit de l'évènement sur lequel la suite  $M_n$  est, à partir (au moins) du rang  $n$ , constante égale à  $k$ . Or, la suite  $(M_n)_{n \in \mathbf{N}}$  est à valeurs entières, donc elle converge vers  $k$  si et seulement si elle est égale à  $k$  à partir d'un certain rang. Donc

$$\{M_n \rightarrow k\} = \bigcup_{n \in \mathbf{N}} B_{n,k}.$$

Soit  $k \geq 1$ . On a, pour tout  $i_0 \in \mathbf{N}$ ,

$$\mathbf{P}(B_{n,k}) = \mathbf{P}\left(\bigcap_{i=0}^{\infty} A_{n,i,k}\right) \leq \mathbf{P}(A_{n,i_0,k}) = c(k)^{i_0} \mathbf{P}(M_n = k).$$

En faisant tendre  $i_0$  vers l'infini, comme  $0 \leq c(k) < 1$ , on a  $\mathbf{P}(B_{n,k}) = 0$ , pour tout  $n$ . Par conséquent,

$$\mathbf{P}(M_n \rightarrow k) = \mathbf{P}\left(\bigcup_{k \in \mathbf{N}} B_{n,k}\right) \leq \sum_{k \in \mathbf{N}} \mathbf{P}(B_{n,k}) = 0.$$

2. La variable  $M_n$  est bien  $\mathcal{F}_n$ -mesurable, puisque  $(\mathcal{F}_n)_{n \in \mathbf{N}}$  est la filtration engendrée par  $M_n$ . La variable  $M_n$  est positive, donc on peut calculer

$$\mathbf{E}[M_{n+1} | \mathcal{F}_n] = \mathbf{E} \left[ \sum_{j=1}^{\infty} X_{n,j} \mathbf{1}_{j \leq M_n} \middle| \mathcal{F}_n \right] = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbf{E}[X_{n,j} | \mathcal{F}_n] \mathbf{1}_{j \leq M_n} = \sum_{j=1}^{M_n} \mu = \mu M_n.$$

En particulier,  $\mathbf{E}M_{n+1} = \mu \mathbf{E}M_n$ , donc  $\mathbf{E}M_n = \mu^n < \infty$  (car  $M_0 = 1$ ), donc les variables  $M_n$  sont intégrables. Enfin, la relation  $\mathbf{E}[M_{n+1} | \mathcal{F}_n] = \mu M_n$  montre que si  $\mu < 1$ ,  $(M_n)_{n \in \mathbf{N}}$  est une sur-martingale, si  $\mu = 1$ , c'est une martingale, et si  $\mu > 1$ , c'est une sous-martingale.

3. Pour  $\mu < 1$ , on a une sur-martingale positive, qui converge donc presque sûrement. Par ailleurs, on a  $\mathbf{E}M_n = \mu^n \rightarrow 0$ , donc  $(M_n)_{n \in \mathbf{N}}$  converge vers 0 dans  $\mathbf{L}^1$ . Par unicité de la limite, la limite presque sûre est également nulle.
4. Pour  $\mu = 1$ , on a une martingale positive, qui converge donc presque sûrement vers une variable aléatoire  $M_\infty$  intégrable, à valeurs entières (puisque  $M_n$  est également à valeurs entières). Or, par la question (1b), on a  $\mathbf{P}(M_\infty = k) = \mathbf{P}(M_n \rightarrow k) = 0$ , pour  $k \geq 1$ . Par conséquent,  $\mathbf{P}(M_\infty = 0) = 1$ . Si on avait convergence  $\mathbf{L}^1$ , on aurait  $\mathbf{E}M_n \rightarrow 0$ , or  $(M_n)_{n \in \mathbf{N}}$  est une martingale, donc  $\mathbf{E}M_n = \mathbf{E}M_0 = 1$ . On n'a donc pas convergence au sens  $\mathbf{L}^1$ .
5. (a) Presque sûrement, la fonction  $s \mapsto s^{X_{1,1}}$  est convexe, donc  $\Phi$  l'est aussi : si  $0 < \lambda < 1$ , on a

$$\Phi(\lambda s + (1-\lambda)s') = \mathbf{E}[(\lambda s + (1-\lambda)s')^{X_{1,1}}] \leq \mathbf{E}[\lambda s^{X_{1,1}} + (1-\lambda)(s')^{X_{1,1}}] = \lambda \Phi(s) + (1-\lambda)\Phi(s').$$

La dérivabilité s'obtient par le théorème de dérivation sous l'espérance, puisque d'une part la variable  $s^{X_{1,1}}$  est intégrable car bornée, et d'autre part, la fonction  $s \mapsto s^{X_{1,1}}$  est dérivable, sa dérivée est donnée par  $X_{1,1}s^{X_{1,1}-1}$ , qui est majoré (uniformément en  $s \in [0, 1]$ ) par la variable intégrable  $X_{1,1}$ . Enfin,  $\Phi(1) = \mathbf{E}[1^{X_{1,1}}] = 1$ , et  $\Phi'(s) = \mathbf{E}[X_{1,1}s^{X_{1,1}-1}]$ , d'où  $\Phi'(1) = \mathbf{E}X_{1,1} = \mu > 1$ .

- (b) La variable  $z^{M_n}$  est bien  $\mathcal{F}_n$ -mesurable par définition de  $\mathcal{F}_n$ , et intégrable car bornée. Enfin,

$$\mathbf{E}[z^{M_{n+1}} | \mathcal{F}_n] = \mathbf{E} \left[ z^{\sum_{j=1}^{M_n} X_{n,j}} \middle| \mathcal{F}_n \right] = \prod_{j=1}^{M_n} \mathbf{E}[z^{X_{n,j}}] = \prod_{j=1}^{M_n} \Phi(z) = \Phi(z)^{M_n} = z^{M_n}.$$

La dernière égalité vient de la définition de  $z$  comme un réel vérifiant  $\Phi(z) = z$ .

- (c) La suite  $(z^{M_n})_{n \in \mathbf{N}}$  est une martingale bornée (elle prend ses valeurs dans  $[0, 1]$ ), donc elle converge presque sûrement et dans  $\mathbf{L}^1$  vers une variable  $Z$ .

Comme la suite prend ses valeurs dans  $E = \{z^k, k \in \mathbf{N}\}$  (avec  $z < 1$ ), la variable  $Z$  prend ses valeurs dans l'adhérence  $\bar{E} = E \cup \{0\}$ . Pour  $k \geq 1$ , l'évènement  $\{Z = z^k\}$  est égal à  $\{M_n \rightarrow k\}$  qui est de probabilité nulle d'après (1b). Ensuite, on a  $\{Z = 1\} = \{M_n \rightarrow 0\}$  et  $\{Z = 0\} = \{M_n \rightarrow \infty\}$ . Par conséquent :

$$Z = \mathbf{1}_{\{M_n \rightarrow 0\}} = 1 - \mathbf{1}_{\{M_n \rightarrow \infty\}}.$$

- (d) En passant à l'espérance grâce à la convergence  $\mathbf{L}^1$ , on a

$$\mathbf{E}Z = \lim_n \mathbf{E}[z^{M_n}] = \lim_n \mathbf{E}[z^{M_0}] = z.$$

On a donc d'une part

$$z = \mathbf{E}Z = \mathbf{E}\mathbf{1}_{\{M_n \rightarrow 0\}} = \mathbf{P}(M_n \rightarrow 0),$$

et d'autre part

$$z = \mathbf{E}Z = \mathbf{E}[1 - \mathbf{1}_{\{M_n \rightarrow \infty\}}] = 1 - \mathbf{P}(M_n \rightarrow \infty).$$