

CORRECTION DU DEUXIÈME PARTIEL

Exercice 1 :

1. La chaîne est caractérisée par la mesure initiale $\nu = \delta_1$ et la matrice de transition

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 \\ 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

2. Soit N le nombre de sauts nécessaires pour arriver à 5. La variable N est à valeurs dans l'ensemble $\{1, 2, 3, 4\}$ et l'on a

$$\mathbb{P}(N = 1) = \mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = 5) = \frac{1}{4} = \frac{6}{24},$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N = 2) &= \mathbb{P}(1 \rightarrow 2 \rightarrow 5) + \mathbb{P}(1 \rightarrow 3 \rightarrow 5) + \mathbb{P}(1 \rightarrow 4 \rightarrow 5) \\ &= \frac{1}{4} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{4} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \times 1 = \frac{11}{24}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N = 3) &= \mathbb{P}(1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 5) + \mathbb{P}(1 \rightarrow 3 \rightarrow 3 \rightarrow 5) + \mathbb{P}(1 \rightarrow 2 \rightarrow 4 \rightarrow 5) \\ &= \frac{1}{4} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \times \frac{1}{2} \times 1 + \frac{1}{4} \times \frac{1}{3} \times 1 = \frac{6}{24}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N = 4) &= \mathbb{P}(1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 4 \rightarrow 5) \\ &= \frac{1}{4} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} \times 1 = \frac{1}{24}, \end{aligned}$$

$$\text{de sorte que } \mathbb{E}[N] = 1 \times \frac{6}{24} + 2 \times \frac{11}{24} + 3 \times \frac{6}{24} + 4 \times \frac{1}{24} = \frac{50}{24} = \frac{25}{12}.$$

3. On désigne par N_{n-k}^n le nombre de sauts nécessaires pour aller de $n-k$ à n , ainsi $b_k = \mathbb{E}[N_{n-k}^n]$. Selon le premier saut, on a

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[N_{n-k}^n] &= \mathbb{E}[N_{n-k}^n 1_{X_1=n}] + \mathbb{E}[N_{n-k}^n 1_{X_1 \neq n}] \\ &= 1 + \sum_{j=n-k+1}^{n-1} \mathbb{E}[N_{n-k}^n | X_1 = j] \times \mathbb{P}(X_1 = j). \end{aligned}$$

Or par la propriété de Markov, on a $\mathbb{E}[N_{n-k}^n | X_1 = j] = \mathbb{E}[N_j^n] = b_{n-j}$. D'autre part, comme les sauts sont de loi uniforme $\mathbb{P}(X_1 = j) = 1/k$ d'où l'égalité :

$$b_k = 1 + \frac{1}{k} (b_1 + \dots + b_{k-1})$$

4. Question facultative : on peut raisonner par récurrence sur k .

Exercice 2 :

1. Les suites S_n et P_n peuvent s'écrire sous la forme :

$$\begin{cases} S_{n+1} = f(S_n, X_{n+1}) \\ P_{n+1} = g(P_n, X_{n+1}) \end{cases} \text{ avec } X_{n+1} \perp \begin{cases} \sigma(S_0, \dots, S_n) \\ \sigma(P_0, \dots, P_n) \end{cases} \text{ et } \begin{cases} f(x, y) = x + y \\ g(x, y) = x \times y \end{cases}$$

d'après le cours, ce sont bien des chaînes de Markov. La chaîne S_n est strictement croissante donc tous ses états sont visités au plus une fois et elle est transiente. De même, si Q désigne la matrice de transition de P_n , on a pour tout entier x :

$$U(x, x) = \sum_n Q^n(x, x) = \sum_n \frac{1}{6^n} < +\infty,$$

donc la chaîne P_n est elle aussi transiente.

2. La chaîne induite U_n prend ses valeurs dans l'ensemble $\{0, 5\}$. Sa matrice de transition est

$$P := \begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 \end{pmatrix}, \text{ qui vérifie } P^n = P, \forall n \geq 1.$$

3. La matrice de transition Q de la chaîne Z est donnée par

$$Q := \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix}.$$

L'état 0 est absorbant et les états 1 et 2 sont transitoires.

4. L'état 0 étant absorbant et l'état 1 étant transitoire, on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(Z_n = 1) = 0$. Cela peut aussi se voir sur la puissance n -ième de la matrice Q .
5. La chaîne $(Y_n)_{n \geq 0}$ est irréductible : on peut aller de tout état à un autre avec probabilité strictement positive. En effet, pour la chaîne S , on a

$$\mathbb{P}_0(0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow \dots \rightarrow 12 \rightarrow 13) = \frac{1}{6^{13}} > 0$$

donc pour la chaîne Y : $\mathbb{P}_0(0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow \dots \rightarrow 12 \rightarrow 0) = 6^{-13} > 0$. En parcourant ce cycle, on peut aller de n'importe quel état à un autre.

6. Dans le cas général, d'après la propriété de Markov, D_k^0 ne dépend pas de k et si R désigne la matrice de transition de Y , on a

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(D_1^0 = m) &= \mathbb{P}_0(Y_1 = 0, \dots, Y_{m-1} = 0, Y_m \neq 0) \\ &= R_{00}^{m-1}(1 - R_{00}) \end{aligned}$$

La loi de D_1^0 est la loi géométrique de paramètre $1 - R_{00}$. Ici, on ne peut rester en zéro *i.e.* $R_{00} = 0$ et on a donc $D_0^k = 1$ presque sûrement.