

TD 11 : Chaînes de Markov : classification des états, mesures invariantes Corrigé

Mercredi 28 Novembre

Exercice 1 (Petites questions sur la classification des états)

On notera génériquement $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une chaîne de Markov de matrice de transition Q à valeurs dans un espace d'états dénombrable S . Pour $x \in S$, on notera $N_x = \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{1}_{\{X_n=x\}}$.

1. Donner un exemple où l'ensemble des points visités par la chaîne issue de x n'est pas déterministe.
2. Donner un exemple où, sous \mathbb{P}_x , l'ensemble des points visités par la chaîne est p.s. toujours le même, sans que x soit récurrent. Donner un exemple où, de plus, l'ensemble des 3 premiers points visités en partant de x n'est pas déterministe.
3. Pour $x, y \in S$, est-il vrai que si y est récurrent et il existe n tel que $Q^n(x, y) > 0$, alors $N_y = +\infty$ \mathbb{P}_x -p.s. ?
4. Donner un exemple où il existe n tel que $Q^n(x, y) > 0$ mais $Q^m(y, x) = 0$ pour tout $m \geq 0$.
5. Montrer que pour $x, y \in S$, si $\mathbb{E}_x[N_y] = +\infty$, alors y est récurrent. La réciproque est-elle vraie ?
6. Peut-on avoir $0 < \mathbb{E}_x[N_y] < +\infty$, avec y récurrent ?
7. Si $\mathbb{E}_x[N_y] = +\infty$, quelles valeurs peut prendre $\mathbb{E}_y[N_x]$?
8. On suppose que pour tout $x \in S$, l'ensemble $V_x = \{y \in S \mid \exists n \text{ tel que } Q^n(x, y) > 0\}$ est fini. Montrer qu'il existe des états récurrents.

Solution de l'exercice 1

1. On prend $S = \{-1, 0, 1\}$, $Q(1, 1) = Q(-1, -1) = 1$ et $Q(0, 1) = Q(0, -1) = 1/2$. Alors, sous \mathbb{P}_0 , l'ensemble des points visités est $\{0, 1\}$ avec probabilité $1/2$, et $\{0, -1\}$ avec probabilité $1/2$.
2. Pour $S = \{0, 1\}$ et $Q(0, 1) = 1 = Q(1, 1)$, on voit que $x = 0$ n'est pas récurrent, et l'ensemble des points visités par la chaîne est $\{0, 1\}$ \mathbb{P}_0 -p.s..
Pour $S = \{0, 1, 2\}$ et $Q(i, 1) = Q(i, 2) = 1/2$ pour $i = 0, 1, 2$, on voit que $x = 0$ n'est pas récurrent, que l'ensemble des points visités est $\{0, 1, 2\}$ \mathbb{P}_0 -p.s., et que le deuxième point visité est 1 ou 2 avec probabilité $1/2$ chacun.
3. La réponse est non. Il suffit de reprendre l'exemple de la question 1., on voit que 1 est récurrent, $Q(0, 1) > 0$ mais $\mathbb{P}_0(N_1 = +\infty) = 1/2$.
4. Toujours avec le même exemple, $Q(0, 1) > 0$ et pour tout $p \in \mathbb{N}$, $Q^p(1, 0) = 0$.

5. On a, d'après la propriété de Markov forte pour $H_y = \inf\{n \geq 1 \mid X_n = y\}$, en notant (Y_n) une autre chaîne de même matrice de transition,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_x[N_y] &= \mathbb{E}_x \left[\mathbb{1}_{H_y < +\infty} \sum_{n \geq H_y} \mathbb{1}_{X_n = y} \right] \\ &= \mathbb{E}_x \left[\mathbb{1}_{H_y < +\infty} \mathbb{E}_{X_{H_y}} \left[\sum_{n \geq 0} \mathbb{1}_{Y_n = y} \right] \right] \\ &= \mathbb{P}_x(H_y < +\infty) \mathbb{E}_y \left[\sum_{n \geq 0} \mathbb{1}_{Y_n = y} \right] \\ &= \mathbb{P}_x(H_y < +\infty) \mathbb{E}_y[N_y], \end{aligned}$$

donc si $\mathbb{E}_x[N_y] = +\infty$, comme $\mathbb{P}_x(H_y < +\infty)$ est fini, on a $\mathbb{E}_y[N_y] = +\infty$, i.e. y est récurrent.

La réciproque est fautive, cf l'exemple 1. où 1 est récurrent, mais $\mathbb{E}_{-1}[N_1] = 0$.

6. Non, car $\mathbb{E}_x[N_y] = \mathbb{P}_x(H_y < +\infty) \mathbb{E}_y[N_y]$ (cf question 5.) et $\mathbb{E}_y[N_y] = +\infty$, donc $\mathbb{E}_x[N_y] = 0$ ou $+\infty$ selon que $\mathbb{P}_x(H_y < +\infty) = 0$ ou > 0 .
7. Si $\mathbb{E}_x[N_y] = +\infty$, alors y est récurrent (cf 5.). On en déduit que $\mathbb{E}_y[N_x]$ ne peut prendre que 2 valeurs : $\mathbb{E}_y[N_x] = +\infty$ si x est récurrent et dans la même classe que y , et $\mathbb{E}_y[N_x] = 0$ sinon.
8. Soit $x \in E$. Sous \mathbb{P}_x , la chaîne reste p.s. dans V_x , donc sous \mathbb{P}_x ,

$$\forall k \geq 0 \quad \sum_{y \in V_x} Q^k(x, y) = 1,$$

donc

$$\sum_{y \in V_x} \sum_{k \geq 0} Q^k(x, y) = \sum_{k \geq 0} \sum_{y \in V_x} Q^k(x, y) = +\infty.$$

V_x étant fini, il existe $y \in V_x$ tel que $\mathbb{E}_x[N_y] = \sum_{k \geq 0} Q^k(x, y) = +\infty$, ce qui implique (cf 5.) que y est récurrent.

Exercice 2 (Chaînes irréductibles)

Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une chaîne de Markov à valeurs dans un espace dénombrable S de matrice de transition Q . Montrer que $(X_n)_{n \geq 0}$ est irréductible si et seulement si il n'existe pas de sous-ensemble strict non vide F de S tel que

$$\forall x \in F, \forall y \in S \setminus F, \quad Q(x, y) = 0.$$

Solution de l'exercice 2 • On suppose que $(X_n)_{n \geq 0}$ est irréductible et que l'on peut trouver un sous-ensemble strict non vide F de S tel que

$$\forall x \in F, \forall y \in S \setminus F, \quad Q(x, y) = 0.$$

Soient $x \in F$ et $y \in S \setminus F$. Par hypothèse $Q(x, y) = 0$ et, puisque la chaîne est irréductible, il existe $n \geq 2$ tel que $Q^n(x, y) > 0$, et donc une suite $x = x_1, x_2, \dots, x_n = y$ d'éléments de S telle que $Q(x_i, x_{i+1}) > 0$ pour tout $1 \leq i \leq n-1$. Soit

$$k = \max\{1 \leq i \leq n-1 \mid x_i \in F\}.$$

Alors $x_k \in F$, $x_{k+1} \in S \setminus F$ et $Q(x_k, x_{k+1}) > 0$ ce qui est impossible.

• On suppose que pour tout sous-ensemble strict non vide F de S , il existe $x \in F$ et $y \in S \setminus F$ tels que $Q(x, y) > 0$. Pour $x \in S$, on note $S_x = \{y \in E : \exists n \in \mathbb{N} \text{ tel que } Q^n(x, y) > 0\}$. On veut montrer que $S_x = S$. L'ensemble S_x est non vide car il contient x . Supposons que $S_x \neq S$, et soient $a \in S_x$ et $b \in S \setminus S_x$

tels que $Q(a, b) > 0$ (ils existent par hypothèse). On a $a \in S_x$ donc il existe $n \geq 0$ tel que $Q^n(x, a) > 0$, d'où

$$Q^{n+1}(x, b) \geq Q^n(x, a)Q(a, b) > 0.$$

Ceci est absurde car alors $b \in S_x$. Cela signifie que $S_x = S$ et ceci pour tout $x \in S$. La chaîne est donc irréductible.

Exercice 3 (Condition de Kolmogorov pour la réversibilité)

On considère une chaîne de Markov irréductible sur un espace d'état dénombrable S , de matrice de transition Q . Montrer que la chaîne admet une mesure réversible si et seulement si les deux conditions suivantes sont satisfaites :

- (i) $\forall (x, y) \in S^2, \quad Q(x, y) > 0 \implies Q(y, x) > 0$,
- (ii) Pour toute "boucle" $x_0, x_1, \dots, x_n = x_0$ telle que $\prod_{i=1}^n Q(x_i, x_{i-1}) > 0$, on a

$$\prod_{i=1}^n \frac{Q(x_{i-1}, x_i)}{Q(x_i, x_{i-1})} = 1.$$

Solution de l'exercice 3

- Supposons qu'il existe une mesure réversible μ , i.e. μ n'est pas identiquement nulle (cette partie de la définition est souvent omise car trivialement vérifiée...) et pour tout $(x, y) \in S^2$, $\mu(x)Q(x, y) = \mu(y)Q(y, x)$. Montrons d'abord que $\mu(x) > 0$ pour tout $x \in S$. Soit $x \in S$. On sait qu'il existe $y \in S$ tel que $\mu(y) > 0$. Puisque la chaîne est irréductible, il existe $x_0 = y, x_1, \dots, x_n = x$ tels que $Q(x_{i-1}, x_i) > 0$ pour $1 \leq i \leq n$. La condition de réversibilité de μ pour le couple (x_0, x_1) donne alors

$$\mu(x_1)Q(x_1, x_0) = \mu(x_0)Q(x_0, x_1) > 0,$$

donc $\mu(x_1) > 0$. Par une récurrence immédiate, on obtient $\mu(x_i) > 0$ pour tout i donc $\mu(x) > 0$, et ce pour tout $x \in S$. La condition de réversibilité s'écrit alors pour tous $(x, y) \in S^2$

$$Q(y, x) = \frac{\mu(x)}{\mu(y)}Q(x, y),$$

donc

$$Q(x, y) > 0 \implies Q(y, x) > 0.$$

De plus, soient $x_0, x_1, \dots, x_n = x_0$ dans S tels que $\prod_{i=1}^n Q(x_i, x_{i-1}) > 0$. Alors on a

$$\prod_{i=1}^n \frac{Q(x_{i-1}, x_i)}{Q(x_i, x_{i-1})} = \prod_{i=1}^n \frac{\mu(x_i)}{\mu(x_{i-1})} = 1,$$

ce qui achève la démonstration de la première implication.

- Réciproquement, supposons que les conditions données dans l'énoncé sont satisfaites. Nous allons définir une mesure réversible μ . Soit x fixé arbitrairement dans S , on pose $\mu(x) = 1$. Soit $y \in S$. Puisque la chaîne est irréductible, il existe $x_0 = x, x_1, \dots, x_n = y$ tels que $Q(x_{i-1}, x_i) > 0$ pour tout $1 \leq i \leq n$. Pour que μ soit réversible, il faut $\mu(x_{i-1})Q(x_{i-1}, x_i) = \mu(x_i)Q(x_i, x_{i-1})$ pour tout i . Puisque $Q(x_i, x_{i-1}) > 0$ pour tout i par hypothèse, on peut donc poser

$$\mu(y) = \prod_{i=1}^n \frac{Q(x_{i-1}, x_i)}{Q(x_i, x_{i-1})}.$$

Vérifions que $\mu(y)$ est bien défini, c'est à dire que sa valeur ne dépend pas du chemin $x_0 = x, x_1, \dots, x_n = y$ choisi (du moment que $Q(x_{i-1}, x_i) > 0$ pour tout i). Soit $y_0 = x, y_1, \dots, y_m = y$ un autre chemin tel que $Q(y_{i-1}, y_i) > 0$ pour tout $1 \leq i \leq m$. On veut montrer

$$\prod_{i=1}^n \frac{Q(x_{i-1}, x_i)}{Q(x_i, x_{i-1})} = \prod_{i=1}^m \frac{Q(y_{i-1}, y_i)}{Q(y_i, y_{i-1})}, \tag{1}$$

ce qu'on peut faire en appliquant l'hypothèse à la "boucle"

$$(z_0, \dots, z_{n+m}) = (x, x_1, \dots, x_{n-1}, y, y_{m-1}, \dots, y_1, x).$$

La mesure μ est ainsi bien définie partout, et non identiquement nulle. Il reste à vérifier qu'elle est bien réversible. Soit z un autre état de S , il suffit de vérifier que $\mu(y)Q(y, z) = \mu(z)Q(z, y)$. Si $Q(y, z) = 0$, alors $Q(z, y) = 0$ et l'égalité est triviale. Si $Q(y, z) > 0$, alors en reprenant le chemin $x_0 = x, x_1, \dots, x_n = y$ utilisé pour définir $\mu(y)$, on construit un chemin $x_0 = x, x_1, \dots, x_n = y, x_{n+1} = z$ de x à z tel que $Q(x_{i-1}, x_i) > 0$ pour tout $1 \leq n+1$, et par construction de μ on a

$$\mu(z) = \prod_{i=1}^{n+1} \frac{Q(x_{i-1}, x_i)}{Q(x_i, x_{i-1})} = \mu(y) \frac{Q(y, z)}{Q(z, y)},$$

donc μ est bien réversible.

Exercice 4 (Chaîne de naissance et de mort)

Soit Q la matrice de transition sur \mathbb{N} donnée par :

$$Q = \begin{pmatrix} r_0 & p_0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ q_1 & r_1 & p_1 & 0 & 0 & \dots \\ 0 & q_2 & r_2 & p_2 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & q_3 & r_3 & p_3 & \ddots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \ddots \end{pmatrix}$$

avec $p_0 > 0, p_0 + r_0 = 1$, ainsi que $p_i > 0, q_i > 0$ et $p_i + r_i + q_i = 1$ pour tout $i \geq 1$. Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une chaîne de Markov à valeurs dans \mathbb{N} de matrice de transition Q .

1. Montrer que X est irréductible.
2. On suppose que

$$\sum_{i \geq 1} \frac{p_0 \cdots p_{i-1}}{q_1 \cdots q_i} < +\infty.$$

Montrer que X admet une mesure de probabilité réversible π qu'on déterminera. Que peut-on en déduire sur X ?

3. On pose $f(j) = \sum_{i=0}^{j-1} \frac{q_1 \cdots q_i}{p_1 \cdots p_i}$ (avec $f(0) = 0$ et $f(1) = 1$) et $\tau = \inf\{n \geq 0 | X_n = 0\}$. Montrer que $f(X_{n \wedge \tau})$ est une martingale, et en déduire que X_n est récurrente si et seulement si

$$\sum_{i \geq 0} \frac{q_1 \cdots q_i}{p_1 \cdots p_i} = +\infty.$$

Solution de l'exercice 4

1. Soient $i \in \mathbb{N}$ et $j \in \mathbb{N}$. On remarque que

$$\begin{aligned} Q^{j-i}(i, j) &\geq Q(i, i+1) \dots Q(j-1, j) = p_i \dots p_{j-1} > 0 \text{ si } i < j \\ Q^{i-j}(i, j) &\geq Q(i, i-1) \dots Q(j+1, j) = q_i \dots q_{j+1} > 0 \text{ si } i > j \\ Q^2(i, i) &\geq Q(i, i+1)Q(i+1, i) = p_i q_{i+1} > 0, \end{aligned}$$

donc X est irréductible.

2. Soit π une mesure de probabilité. Elle est réversible ssi pour tout $i \in \mathbb{N}$,

$$\pi(i)p_i = \pi(i+1)q_{i+1}. \tag{2}$$

En effet cette condition est suffisante car si $j \neq i \pm 1$, la condition $\pi(i)Q(i, j) = \pi(j)Q(j, i)$ est triviale. La condition (2) est équivalente à : pour tout $i \in \mathbb{N}$,

$$\pi(i) = \pi(0) \times \frac{p_0 \cdots p_{i-1}}{q_1 \cdots q_i}. \tag{3}$$

Il suffit donc de vérifier qu'il existe une mesure de probabilité qui satisfait (3). Or

$$s := \sum_{i \in \mathbb{N}} \frac{p_0 \cdots p_{i-1}}{q_1 \cdots q_i} \in]0, +\infty[$$

par hypothèse, donc on peut poser $\pi(0) = \frac{1}{s}$ pour obtenir $\sum_i \pi(i) = 1$. On en déduit que la mesure π définie par

$$\forall i \in \mathbb{N}, \quad \pi(i) = \frac{1}{s} \frac{p_0 \cdots p_{i-1}}{q_1 \cdots q_i}$$

est bien une probabilité réversible pour la chaîne.

La mesure π étant réversible, elle est également invariante. Puisque la chaîne est irréductible et admet une probabilité invariante, on sait qu'elle est aussi récurrente positive.

Si la somme considérée est infinie, π reste une mesure réversible donc invariante, mais sa masse est infinie. Par unicité de la mesure invariante pour une chaîne de Markov irréductible, X n'a donc pas de mesure de proba invariante, donc la condition qu'on a donnée est nécessaire et suffisante.

3. On se fixe un point de départ $x > 0$, et on commence par montrer que $f(X_{n \wedge \tau})$ est une martingale sous \mathbb{P}_x pour (\mathcal{F}_n) , où $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n)$. Si $X_{n \wedge \tau} = 0$, alors $X_{(n+1) \wedge \tau} = 0$, donc

$$\mathbb{E}[f(X_{(n+1) \wedge \tau}) | \mathcal{F}_n] = f(0) = f(X_{n \wedge \tau}).$$

Si $X_{n \wedge \tau} > 0$, alors $X_{(n+1) \wedge \tau} = X_{n+1}$, et sa loi conditionnelle sachant \mathcal{F}_n est la suivante : elle vaut $X_n + 1$ avec proba p_{X_n} , elle vaut X_n avec proba r_{X_n} , et elle vaut $X_n - 1$ avec proba q_{X_n} . On en déduit

$$\mathbb{E}[f(X_{(n+1) \wedge \tau}) | \mathcal{F}_n] = \mathbb{E}[f(X_{n+1}) | \mathcal{F}_n] = p_{X_n} f(X_n + 1) + r_{X_n} f(X_n) + q_{X_n} f(X_n - 1).$$

Pour conclure, il suffit donc de vérifier, pour tout $j \geq 1$, la relation

$$p_j f(j+1) + r_j f(j) + q_j f(j-1) = f(j).$$

En remplaçant r_j par $1 - p_j - q_j$, elle équivaut à

$$p_j (f(j+1) - f(j)) = q_j (f(j) - f(j-1)),$$

qui est facile à vérifier.

Si la somme considérée est finie, alors f est bornée, donc la martingale $f(X_{n \wedge \tau})$ converge p.s. et dans L^1 vers une limite M_∞ avec $\mathbb{E}[M_\infty] = f(x) > 0$ (on rappelle qu'on a choisi un point de départ $x > 0$). En particulier, on a $\mathbb{P}_x(M_\infty > 0) > 0$. Mais si $M_\infty > 0$, alors forcément $\tau = +\infty$. On a donc $\mathbb{P}_x(\tau = +\infty) > 0$, donc la chaîne X est transiente.

Si au contraire la somme est infinie, alors $\lim_{j \rightarrow +\infty} f(j) = +\infty$. De plus, $f(X_{n \wedge \tau})$ est une martingale positive, donc elle converge p.s.. Par conséquent, $X_{n \wedge \tau}$ est p.s. constante à partir d'un certain rang, donc soit $\tau < +\infty$, soit X_n est constante à partir d'un certain rang. Le second cas est impossible par irréductibilité, donc $\tau < +\infty$ p.s. et la chaîne est récurrente.

Exercice 5 (Temps de départ)

Soit (X_n) une chaîne de Markov sur un espace dénombrable E , de matrice de transition Q . On suppose que $Q(x, x) < 1$ pour tout $x \in E$. On note $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$ la filtration canonique et on définit

$$\tau = \inf\{n \geq 1, X_n \neq X_0\}.$$

1. Montrer que τ est un temps d'arrêt et que pour tout $x \in E$, τ est fini \mathbb{P}_x -p.s. Calculer les lois de τ et de X_τ sous \mathbb{P}_x .
2. On définit une suite de variables $(\tau_k)_{k \geq 0}$ par

$$\tau_0 = 0, \quad \tau_1 = \tau, \quad \tau_{k+1} = \inf\{n \geq \tau_k, X_n \neq X_{\tau_k}\}.$$

Montrer que les τ_k sont des temps d'arrêt finis \mathbb{P}_x -p.s.

3. On définit un processus (Y_n) par $Y_n = X_{\tau_n}$. Montrer que (Y_n) est une chaîne de Markov et donner sa matrice de transition.
4. On suppose que (X_n) est irréductible récurrente. Montrer que (Y_n) est aussi irréductible récurrente.
5. Soit μ une mesure invariante pour (X_n) . A partir de μ , construire une mesure ν invariante pour (Y_n) .

Solution de l'exercice 5

1. Pour tout $n \geq 0$, on a $\{\tau \leq n\} = \bigcup_{i=1}^n \{X_n \neq X_0\} \in \mathcal{F}_n$ donc τ est bien un temps d'arrêt. De plus, pour tout $n \geq 0$,

$$\mathbb{P}_x(\tau > n) = \mathbb{P}_x(X_0 = X_1 = \dots = X_n) = Q(x, x)^n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0,$$

donc $\tau < +\infty$ p.s.

2. On montre par récurrence sur k que τ_k est un temps d'arrêt. On l'a montré pour $k = 1$ dans la question précédente. De plus, pour tout $n \geq 0$ on a

$$\{\tau_{k+1} \leq n\} = \bigcup_{j=1}^{n-1} \bigcup_{i=j+1}^n \{\tau_k = j, X_i \neq X_j\} \in \mathcal{F}_n$$

par hypothèse de récurrence, donc τ_{k+1} est un temps d'arrêt. On montre également par récurrence sur k que τ_k est fini P_x -p.s. On l'a montré pour $k = 1$ dans la question précédente. De plus, si τ_k est fini P_x -p.s., alors $\tau_{k+1} = \tau_1 \circ \theta_{\tau_k}$ donc d'après la propriété de Markov forte appliquée à τ_k ,

$$\mathbb{P}_x(\tau_{k+1} < +\infty) = \mathbb{E}_x[\mathbb{1}_{\tau_1 < +\infty} \circ \theta_{\tau_k} \mathbb{1}_{\tau_k < +\infty}] = \mathbb{E}_x[\mathbb{E}_{X_{\tau_k}}[\mathbb{1}_{\tau_1 < +\infty}] \mathbb{1}_{\tau_k < +\infty}] = \mathbb{E}_x[1 \times \mathbb{1}_{\tau_k < +\infty}] = 1.$$

3. Soient $y_0 = x, y_1, \dots, y_k \in E$ tels que $y_{i+1} \neq y_i$ pour tout i . On a

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(Y_0 = y_0, \dots, Y_n = y_k) \\ &= \sum_{t_1, \dots, t_k \geq 1} \mathbb{P}(Y_0 = y_0, \tau_1 = t_1, Y_1 = y_1, \tau_2 - \tau_1 = t_2, \dots, \tau_k - \tau_{k-1} = t_k, Y_k = y_k) \\ &= \sum_{t_1, \dots, t_k \geq 1} \mathbb{P}(X_0 = \dots = X_{t_1-1} = y_0, X_{t_1} = \dots = X_{t_1+t_2-1} = y_1, \dots, X_{t_1+t_2+\dots+t_k} = y_k) \\ &= \sum_{t_1, \dots, t_k \geq 1} Q(y_0, y_0)^{t_1-1} Q(y_0, y_1) Q(y_1, y_1)^{t_2-1} \dots Q(y_{k-1}, y_{k-1})^{t_k-1} Q(y_{k-1}, y_k) \\ &= \frac{Q(y_0, y_1)}{1 - Q(y_0, y_0)} \dots \frac{Q(y_{k-1}, y_k)}{1 - Q(y_{k-1}, y_{k-1})}. \end{aligned}$$

Le processus Y est donc bien une chaîne de Markov, de matrice de transition $P(x, y) = \frac{Q(x, y)}{1 - Q(x, x)}$ pour $x \neq y$ et $P(x, x) = 0$.

4. Soient $x \neq y \in S$. Comme X est irréductible, il existe $x_0 = x, x_1, \dots, x_k = y$ tels que $Q(x_{i-1}, x_i) > 0$ pour tout $1 \leq i \leq k$. Quitte à retirer x_i quand $x_i = x_{i-1}$, on peut de plus supposer $x_i \neq x_{i-1}$ pour tout $1 \leq i \leq k$. On a alors $P(x_{i-1}, x_i) > 0$ pour tout $1 \leq i \leq k$, donc Y est bien irréductible. Par ailleurs, comme tous les τ_k sont finis, un sommet est visité une infinité de fois par Y ssi il est visité une infinité de fois par y , donc Y est récurrente.
5. Pour tout $x \in E$, on pose $\nu(x) = (1 - Q(x, x)) \mu(x)$. Pour tout $y \in E$, on a alors

$$\begin{aligned} \sum_{x \in E} \nu(x) P(x, y) &= \sum_{x \in E \setminus \{y\}} (1 - Q(x, x)) \mu(x) \frac{Q(x, y)}{1 - Q(x, x)} \\ &= \left(\sum_{x \in E} \mu(x) Q(x, y) \right) - \mu(y) Q(y, y) \\ &= \mu(y) - \mu(y) Q(y, y) \\ &= \nu(y), \end{aligned}$$

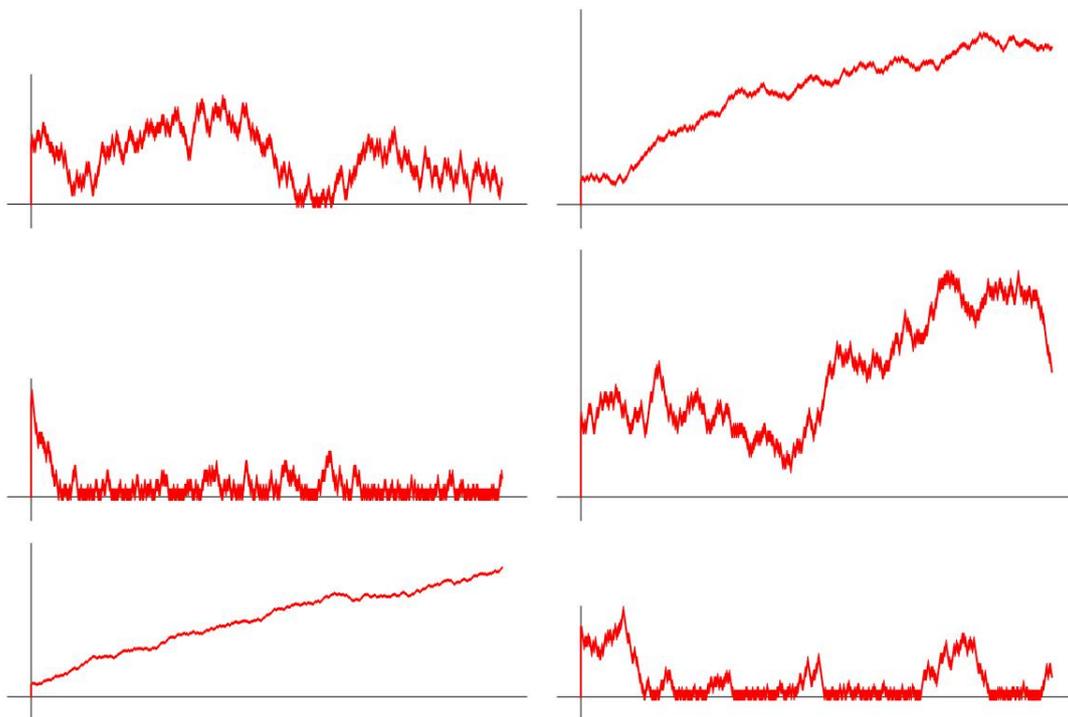
donc ν est bien invariante pour Y .

Exercice 6

Les jolies images ci-dessous sont des illustrations de l'exercice 4 (jusqu'à $n = 1000$, avec $X_0 = 20$ à chaque fois, les échelles verticales changent d'une image à l'autre). On a pris à chaque fois $r_i = 0$, et on a testé les valeurs suivantes pour $i \geq 1$:

- | | |
|---------------------------------------|--|
| 1. $p_i = \frac{2}{5}$ | 4. $p_i = \frac{1}{2} + \frac{1}{2i}$ |
| 2. $p_i = \frac{1}{2} - \frac{1}{2i}$ | 5. $p_i = \frac{1}{2} + \frac{1}{2\sqrt{i}}$ |
| 3. $p_i = \frac{1}{2}$ | 6. $p_i = \frac{3}{5}$ |

Retrouver l'image qui correspond à chaque cas.



Solution de l'exercice 6

- La première correspond à $p_i = \frac{1}{2}$. C'est la marche aléatoire simple, réfléchie en 0. Elle est récurrente nulle.
- La seconde correspond à $p_i = \frac{1}{2} + \frac{1}{2\sqrt{i}}$. Elle est transiente, et on peut vérifier que $X_n \sim \left(\frac{3n}{2}\right)^{2/3}$ p.s..
- La troisième correspond à $p_i = \frac{2}{5}$. Elle est récurrente positive.
- La quatrième correspond à $p_i = \frac{1}{2} + \frac{1}{2i}$. C'est la marche aléatoire "conditionnée à rester positive" (cf. jolie image du TD 5). Elle est transiente, mais on a $X_n \approx \sqrt{n}$ comme pour la marche simple.
- La cinquième correspond à $p_i = \frac{3}{5}$. Elle est transiente et d'après la loi des grands nombres, on a $X_n \sim \frac{n}{5}$ p.s..
- La sixième correspond à $p_i = \frac{1}{2} - \frac{1}{2i}$. Elle est récurrente positive comme la troisième, mais met un peu plus de temps à "redescendre" en partant de haut.