

# EXAMEN DE CHAÎNES DE MARKOV

*Randal Douc et Eric Moulines*

## Exercise 1

We first recall some usual notation, already used in the course.

Let  $(X, \mathcal{X})$  be a measurable space. For a given Markov kernel  $P$  on  $X \times \mathcal{X}$ , we denote by  $\mathbb{P}_\xi$ , the probability measure induced on  $(X^\mathbb{N}, \mathcal{X}^{\otimes \mathbb{N}})$  by the Markov kernel  $P$  and initial distribution  $\xi \in \mathbb{M}_1(\mathcal{X})$ . The associated expectation operator is noted  $\mathbb{E}_\xi$ .

For a given measurable space  $(G, \mathcal{G})$ ,  $F_+(G)$  denotes the set of measurable functions taking values in  $\mathbb{R}^+ \cup \{+\infty\}$ .

Let  $C \in \mathcal{X}$  and let  $\mathcal{C}$  be the  $\sigma$ -field  $\mathcal{C} = \{A \cap C : A \in \mathcal{X}\}$ . Define by  $\pi_C$  the restriction of  $\pi$  on  $C$ , that is:  $\pi_C(A) = \frac{\pi(A \cap C)}{\pi(C)}$  for all  $A \in \mathcal{X}$ . Recall that the first hitting time of the set  $C$  is defined by

$$\sigma_C = \inf \{k \geq 1 : X_k \in C\}$$

with the convention that  $\sigma_C = \infty$  if  $\{k \geq 1 : X_k \in C\} = \emptyset$ .

In what follows, we say that  $C \in \mathcal{X}$  is  $\pi$ -accessible if  $\mathbb{P}_x(\sigma_C < \infty) > 0$  for  $\pi$ -almost all  $x \in X$ . In this exercise, we assume that

(i)  $P$  is a Markov kernel on  $X \times \mathcal{X}$  with an invariant probability measure  $\pi$  such that  $C$  is  $\pi$ -accessible.

We recall that under (i), the Kac formula holds true: for all  $h \in F_+(X)$ ,

$$\pi(h) = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C-1} h(X_k) \right] = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=1}^{\sigma_C} h(X_k) \right] \quad (1.1)$$

1. Using the Kac formula (1.1) with a convenient choice of  $h$ , show that  $\mathbb{P}_\pi(\sigma_C < \infty) = 1$ .

**Solution.**

Using Kac's formula with  $h(x) = \mathbb{P}_x(\sigma_C < \infty)$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_\pi(\sigma_C < \infty) &= \pi(h) = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C-1} \mathbb{P}_{X_k}(\sigma_C < \infty) \right] \\ &= \int_C \pi(dx) \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_x [\mathbb{1}_{\{k < \sigma_C\}} \mathbb{P}_{X_k}(\sigma_C < \infty)] \end{aligned}$$

Therefore by Markov's property,

$$\mathbb{P}_\pi(\sigma_C < \infty) = \int_C \pi(dx) \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{E}_x \left[ \underbrace{\mathbb{1}_{\{k < \sigma_C\}} \mathbb{1}_{\{\sigma_C \circ \Theta^k < \infty\}}}_{\mathbb{1}_{\{k < \sigma_C\}} \mathbb{1}_{\{\sigma_C < \infty\}}} \right] = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x [\sigma_C \mathbb{1}_{\{\sigma_C < \infty\}}] \quad (1.2)$$

But using again Kac's formula with  $h = \mathbb{1}_X$ ,

$$1 = \pi(X) = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x [\sigma_C]$$

Therefore for  $\pi$ -almost all  $x \in C$ ,  $\mathbb{E}_x[\sigma_C] < \infty$  and thus,  $\mathbb{E}_x[\sigma_C] = \mathbb{E}_x[\sigma_C \mathbb{1}_{\{\sigma_C < \infty\}}]$ . Plugging it into (1.2) yields

$$\mathbb{P}_\pi(\sigma_C < \infty) = \pi(X) = 1$$

- 
2. Deduce that  $\mathbb{P}_x(\sigma_C < \infty) = 1$  for  $\pi$ -almost all  $x \in X$

**Solution.**

By the previous question

$$0 = 1 - 1 = \int_X \pi(dx) \left[ \underbrace{1 - \mathbb{P}_x(\sigma_C < \infty)}_{\geq 0} \right]$$

the result follows. □

We assume in addition that

- (ii)  $Q$  is a Markov kernel on  $C \times \mathcal{C}$  with an invariant probability measure  $\pi_C$ .

For any probability measure  $\mu$  on  $(X \times C, \mathcal{X} \otimes \mathcal{C})$ , consider a family of random elements  $\{(Y_k, Z_k), k \in \mathbb{N}\}$  on the same probability space  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  where  $Y_k$  takes values on  $X$  and  $Z_k$  on  $C$ , obtained from Algorithm 1, where we have defined  $\mathcal{F}_k = \sigma(Y_0, \dots, Y_k, Z_0, \dots, Z_k)$ .

---

**Algorithm 1** The teleportation process

---

```

1: Initialization: sample  $(Y_0, Z_0) \sim \mu$ , that is  $\mathbb{P}((Y_0, Z_0) \in A) = \mu(A)$  for  $A \in \mathcal{X} \otimes \mathcal{C}$ .
2: for  $k = 1$  to  $n$  do
3:   sample  $Y_k^* \sim P(Y_{k-1}, \cdot)$  that is  $\mathbb{P}(Y_k^* \in A | \mathcal{F}_{k-1}) = P(Y_{k-1}, A)$  for  $A \in \mathcal{X}$ .
4:   if  $Y_k^* \notin C$  then
5:     set  $(Y_k, Z_k) = (Y_k^*, Z_{k-1})$ .
6:   else
7:     sample  $Z_k \sim Q(Z_{k-1}, \cdot)$ , that is  $\mathbb{P}(Z_k \in B | \mathcal{F}_{k-1} \cap \sigma(Y_k^*)) = Q(Z_{k-1}, B)$  for all  $B \in \mathcal{C}$  on the event  $\{Y_k^* \notin C\}$ .
     And set  $Y_k = Z_k$ .
8:   end if
9: end for

```

---

3. Show that  $\{(Y_k, Z_k), k \in \mathbb{N}\}$  is a Markov chain. Denoting by  $R$  the associated Markov kernel on  $(X \times C) \times (\mathcal{X} \otimes \mathcal{C})$ , write the expression of  $Rh(y, z)$  for any  $(y, z) \in X \times C$  and  $h \in F_+(X \times C)$ .

**Solution.**

For any  $(y, z) \in X \times C$  and  $h \in F_+(X \times C)$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[h(Y_k, Z_k) | \mathcal{F}_{k-1}] &= \mathbb{E} \left[ h(Y_k^*, Z_{k-1}) \mathbb{1}_{\{Y_k^* \in C\}} + h(Z_k, Z_k) \mathbb{1}_{\{Y_k^* \notin C\}} | \mathcal{F}_{k-1} \right] \\ &= \int_{C^c} P(Y_{k-1}, dy_k^*) h(y_k^*, Z_{k-1}) + P(Y_{k-1}, C) \int_C Q(Z_{k-1}, dz_k) h(z_k, z_k) \end{aligned}$$

Since the rhs only depends on  $(Y_{k-1}, Z_{k-1})$ , the sequence  $\{(Y_k, Z_k), k \in \mathbb{N}\}$  is a Markov chain and the associated Markov kernel  $R$  is given by

$$Rh(y, z) = \int_{C^c} P(y, dy') h(y', z) + P(y, C) \int_C Q(z, dz') h(z', z'), \quad (1.3)$$

for any  $(y, z) \in X \times C$  and  $h \in F_+(X \times C)$ . □

Define the measure  $\bar{\pi}$  on  $(X \times C, \mathcal{X} \otimes \mathcal{C})$  by: for all  $h \in F_+(X \times C)$ ,

$$\bar{\pi}(h) = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C-1} h(X_k, x) \right], \quad (1.4)$$

where  $\mathbb{E}_\xi$  is the expectation associated to the probability measure  $\mathbb{P}_\xi$  induced on  $(X^\mathbb{N}, \mathcal{K}^{\otimes \mathbb{N}})$  by the Markov kernel  $P$  and initial distribution  $\xi \in \mathbb{M}_1(\mathcal{K})$ , and we set by convention  $\mathbb{E}_x = \mathbb{E}_{\delta_x}$  to alleviate notation.

4. Express the first and second marginal distributions of  $\bar{\pi}$ .

**Solution.**

Write for any  $(A, B) \in \mathcal{K} \times \mathcal{C}$

$$\begin{aligned}\bar{\pi}(A \times C) &= \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C-1} \mathbb{1}_A(X_k) \right] \stackrel{(1)}{=} \pi(A) \\ \bar{\pi}(X \times B) &= \int_{C \cap B} \pi(dx) \mathbb{E}_x [\sigma_C]\end{aligned}$$

where the first equality  $\stackrel{(1)}{=}$  comes from the Kac formula.  $\square$

5. Show that  $\bar{\pi}(Rh) = A + B$  where

$$\begin{aligned}A &= \int_C \pi(dx) \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_x \left[ \mathbb{1}_{\{k \leq \sigma_C-1\}} \int_{C^c} P(X_k, dy') h(y', x) \right], \\ B &= \int_C \pi(dx) \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_x \left[ \mathbb{1}_{\{k \leq \sigma_C-1\}} P(X_k, C) \right] \int_C Q(x, dz') h(z', z').\end{aligned}$$

**Solution.**

Write

$$\bar{\pi}(Rh) = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C-1} Rh(X_k, x) \right]$$

Replacing  $R$  by (1.3) yields  $\bar{\pi}(Rh) = A + B$  where  $A$  and  $B$  are defined by

$$\begin{aligned}A &= \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C-1} \int_{C^c} P(X_k, dy') h(y', x) \right] \\ &\stackrel{(1)}{=} \int_C \pi(dx) \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_x \left[ \mathbb{1}_{\{k \leq \sigma_C-1\}} \int_{C^c} P(X_k, dy') h(y', x) \right], \\ B &= \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C-1} P(X_k, C) \right] \int_C Q(x, dz') h(z', z') \\ &\stackrel{(2)}{=} \int_C \pi(dx) \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_x \left[ \mathbb{1}_{\{k \leq \sigma_C-1\}} P(X_k, C) \right] \int_C Q(x, dz') h(z', z'),\end{aligned}$$

where  $\stackrel{(1)}{=}$  and  $\stackrel{(2)}{=}$  are obtained from the interchange between expectation and series of nonnegative terms.  $\square$

6. Show that  $B = \int_C \pi(dz') h(z', z')$ .

**Solution.**

Using Markov's property and Tonelli's theorem,

$$\begin{aligned}
B &= \int_C \pi(dx) \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_x [\mathbb{1}_{\{k \leq \sigma_C - 1\}} \mathbb{1}_C(X_{k+1})] \int_C Q(x, dz') h(z', z') \\
&= \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C - 1} \mathbb{1}_C(X_{k+1}) \right] \int_C Q(x, dz') h(z', z') \\
&= \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=1}^{\sigma_C} \mathbb{1}_C(X_k) \right] \int_C Q(x, dz') h(z', z') \\
&\stackrel{(1)}{=} \int_C \pi(dx) \left( \int_C Q(x, dz') h(z', z') \right) = \int_C \pi(dz') h(z', z'),
\end{aligned}$$

where  $\stackrel{(1)}{=}$  follows from  $\mathbb{1}_C(X_k) = 0$  for  $k \in [1 : (\sigma_C - 1)]$  and  $\mathbb{1}_C(X_{\sigma_C}) = 1$  on  $\{\sigma_C < \infty\}$  and the last equality follows from  $\pi_C Q = \pi_C$ . Note that we have used  $\mathbb{P}_x(\sigma_C < \infty) = 1$  for  $\pi$ -almost all  $x \in X$  (Question 2) to say that  $\mathbb{E}_x [\sum_{k=1}^{\sigma_C} \mathbb{1}_C(X_k)] = \mathbb{E}_x [\mathbb{1}\{\sigma_C < \infty\}] = 1$  for  $\pi$ -almost all  $x \in X$ .  $\square$

7. Deduce that  $\bar{\pi}$  is an invariant probability measure for  $R$ .

### Solution.

Markov's property and Tonelli's theorem yields

$$\begin{aligned}
A &= \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C - 1} \mathbb{1}_{C^c}(X_{k+1}) h(X_{k+1}, x) \right] \\
&= \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=1}^{\sigma_C} \mathbb{1}_{C^c}(X_k) h(X_k, x) \right] = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=1}^{\sigma_C - 1} h(X_k, x) \right],
\end{aligned}$$

where the last equality follows from  $\mathbb{1}_{C^c}(X_k) = 1$  for  $k \in [1 : (\sigma_C - 1)]$  and  $\mathbb{1}_{C^c}(X_{\sigma_C}) = 0$  on  $\{\sigma_C < \infty\}$ . Combining with the expression of  $B$  given by the previous question, we get:

$$\bar{\pi}(Rh) = A + B = \int_C \pi(dx) \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\sigma_C - 1} h(X_k, x) \right] = \bar{\pi}(h)$$

$\square$

### Exercise 2

Nous considérons l'algorithme de Metropolis-Hastings sur  $X = \mathbb{R}^k$  muni de sa tribu Borélienne  $\mathcal{X} = \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ . Nous notons  $h_\pi$  la densité cible,  $q(x, \cdot)$  la densité de proposition (ces densités sont prises par rapport à la mesure de Lebesgue, notée  $\text{Leb}$ ). On peut toujours choisir ces densités pour que  $h_\pi(y) < \infty$  et  $q(x, y) < \infty$  pour tout  $x, y \in \mathbb{R}^k$ . Pour  $x \in \mathbb{R}^k$  et  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ , le noyau de transition est donné par

$$P(x, A) = \int \alpha(x, y) q(x, y) \mathbb{1}_A(y) \text{Leb}(dy) + (1 - \bar{\alpha}(x)) \delta_x(A)$$

où nous avons posé

$$\alpha(x, y) = \begin{cases} 1 \wedge \frac{h_\pi(y) q(y, x)}{h_\pi(x) q(x, y)} & h_\pi(x) q(x, y) > 0 \\ 1 & h_\pi(x) q(x, y) = 0 \end{cases} \quad (1.5)$$

et  $\bar{\alpha}(x) = \int \alpha(x, y) q(x, y) \text{Leb}(dy)$ . Nous rappelons que  $A \mapsto \pi(A) = \int_A h_\pi(y) \mathbb{1}_A(y) \text{Leb}(dy)$  est une loi stationnaire pour  $P$ . Nous supposons que

$$h_\pi(y) > 0 \Rightarrow (q(x, y) > 0, \quad \forall x \in \mathbb{R}^k)$$

1. Montrer que  $\pi$  est une mesure d'irréductibilité. Est elle maximale ?

**Solution.**

Soit  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$  telle que  $\pi(A) > 0$ . Alors,

$$0 < \pi(A) = \int_A h_\pi(y) \text{Leb}(dy) = \int_B h_\pi(y) \text{Leb}(dy)$$

où  $B = A \cap \{y \in \mathbb{R}^k : h_\pi(y) > 0\}$ . Ce qui implique en particulier  $\text{Leb}(B) > 0$ . Maintenant, notons que par définition de  $B$ , pour tout  $y \in B$ ,  $h_\pi(y) > 0$  ce qui implique que  $q(x, y) > 0$  pour tout  $x \in \mathbb{R}^k$ . Donc, vu la définition de  $\alpha$  on a pour tout  $(x, y) \in \mathbb{R}^k \times B$ ,  $\alpha(x, y) > 0$ . Ainsi, pour tout  $x \in \mathbb{R}^k$ , en combinant avec  $\text{Leb}(B) > 0$ ,

$$\int_B \underbrace{\alpha(x, y)}_{>0} \underbrace{q(x, y)}_{>0} \text{Leb}(dy) > 0$$

Finalement, pour tout  $x \in \mathbb{R}$ ,  $P(x, A) \geq \int_A \alpha(x, y) q(x, y) \text{Leb}(dy) \geq \int_B \alpha(x, y) q(x, y) \text{Leb}(dy) > 0$  et finalement,  $P$  est  $\pi$ -irréductible. Comme  $\pi$  est une probabilité invariante, le Théorème 9.2.15 montre que  $\pi$  est une mesure d'irréductibilité maximale.  $\square$

2. Le noyau  $P$  est-il récurrent ?

**Solution.**

Le noyau  $P$  étant irréductible et admettant une probabilité invariante, il est récurrent (voir Theorem 10.1.6).  $\square$

Nous supposons maintenant et pour le reste de l'exercice que les fonctions  $h_\pi : \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^+$  et  $q : \mathbb{R}^k \times \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^+$  sont **continues et strictement positives**.

3. Montrer que les ensembles compacts  $C$  tels que  $\text{Leb}(C) > 0$  sont "1-small" (vous préciserez la constante de minoration)

**Solution.**

Soit  $C$  un compact de  $\mathbb{R}^k$  tel que  $\text{Leb}(C) > 0$ . Alors,  $\pi(C) = \int_C h_\pi(y) \text{Leb}(dy) > 0$ . De plus, pour tout  $x \in C$ ,

$$\begin{aligned} P(x, A) &\geq P(x, A \cap C) \geq \int_{A \cap C} \left(1 \wedge \frac{h_\pi(y)q(y, x)}{h_\pi(x)q(x, y)}\right) q(x, y) \text{Leb}(dy) = \int_{A \cap C} \left(\frac{q(x, y)}{h_\pi(y)} \wedge \frac{q(y, x)}{h_\pi(x)}\right) h_\pi(y) \text{Leb}(dy) \\ &\geq \underbrace{\left(\inf_{(u, v) \in C \times C} \left(\frac{q(u, v)}{h_\pi(v)}\right) \times \pi(C)\right)}_{\varepsilon} \frac{\pi(A \cap C)}{\pi(C)} \end{aligned}$$

Notez que  $\varepsilon > 0$  car  $\pi(C) > 0$  et  $(u, v) \mapsto q(u, v)/h_\pi(v)$  est continue, strictement positive, donc son infimum sur le compact  $C \times C$  est strictement positif.  $\square$

4. Montrer que le noyau  $P$  est apériodique.

**Solution.**

Nous avons vu que  $P$  est irréductible. Soit  $C$  un compact tel que  $\text{Leb}(C) > 0$  alors  $\pi(C) > 0$  et comme  $\pi$  est une mesure d'irréductibilité maximale, on tire que  $C$  est accessible. Il est de plus  $(1, \varepsilon \pi_C)$ -small où  $\pi_C(A) = \frac{\pi(A \cap C)}{\pi(C)}$ . Comme  $\inf_{x \in C} P(x, C) \geq \varepsilon > 0$ , on tire que  $P$  est apériodique.  $\square$

Nous supposons maintenant (et pour le reste de l'exercice) que  $q(x, y)$  ne dépend pas de  $x$ . On note alors  $q(x, y) = q(y)$ .

5. Montrer que si  $q(y)/\pi(y) \geq \beta$  pour tout  $y \in \mathbb{R}^k$ , alors  $\mathbb{R}^k$  est un "ensemble small".

**Solution.**

On a pour tout  $(x, A) \in \mathbb{R}^k \times \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ ,

$$P(x, A) \geq \int_A \left( \frac{q(y)}{h_\pi(y)} \wedge \frac{q(x)}{h_\pi(x)} \right) h_\pi(y) \text{Leb}(dy) \geq \beta \pi(A)$$

donc  $\mathbb{R}^k$  est un ensemble small.  $\square$

6. Déterminer  $\varepsilon > 0$  tel que pour tout  $x \in \mathbb{R}^k$ ,  $\|\delta_x P^n - \pi\|_{\text{TV}} \leq 2(1 - \varepsilon)^n$ .

**Solution.**

Avec la question précédente et le lemme 18.2.7,  $\mathbb{R}^k$  est un  $(1, \beta)$ -Doeblin set et donc le coefficient de Dobrushin vérifie  $\Delta(P) \leq 1 - \beta$ , ce qui implique, via Theorem 18.2.4, que pour tout  $x \in \mathbb{R}^k$ ,  $\|\delta_x P^n - \pi\|_{\text{TV}} \leq \|\delta_x - \pi\|_{\text{TV}} (1 - \varepsilon)^n \leq 2(1 - \varepsilon)^n$ .  $\square$

Nous supposons maintenant que pour tout  $n > 0$ ,  $\text{Leb}(D_n) > 0$  où

$$D_n = \left\{ x \in \mathbb{R}^k : q(x)/h_\pi(x) \leq n^{-1} \right\}.$$

On sait que si le noyau Markovien est géométriquement ergodique alors il existe un "small set"  $C$  et  $\kappa > 1$  tel que  $\sup_{x \in C} \mathbb{E}_x[\kappa^{\sigma_C}] < \infty$ .

7. Montrer que pour tout  $x \in D_n$ , pour tout  $\ell \geq 1$  et tout  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ ,

$$P^\ell(x, A) \leq n^{-1} \pi(A) + P^{\ell-1}(x, A),$$

avec la convention usuelle  $P^0(x, A) = \mathbb{1}_A(x)$ . En déduire que si  $C$  est un  $(m, \varepsilon v)$ -small set, alors pour tout  $n > (2m)/\varepsilon$ , on a  $\text{Card}(D_n \cap C) \leq 1$ .

**Solution.**

Soit  $x \in D_n$ . Alors pour tout  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$  et  $\ell \geq 1$ ,

$$P^\ell(x, A) = \int_{\mathbb{R}^k} \left( \underbrace{\frac{q(y)}{h_\pi(y)} \wedge \frac{q(x)}{h_\pi(x)}}_{\leq q(x)/h_\pi(x) \leq n^{-1}} \right) h_\pi(y) P^{\ell-1}(y, A) \text{Leb}(dy) + \underbrace{[1 - \bar{\alpha}(x)]}_{\leq 1} P^{\ell-1}(x, A) \leq n^{-1} \underbrace{\pi P^{\ell-1}(A)}_{\pi(A)} + P^{\ell-1}(x, A)$$

En itérant l'inégalité, on obtient pour tout  $n > (2m)/\varepsilon$ :

$$P^m(x, A) \leq n^{-1} m \pi(A) + \mathbb{1}_A(x) < \varepsilon/2 + \mathbb{1}_A(x).$$

Faisons un raisonnement par l'absurde. Supposons  $\text{Card}(D_n \cap C) > 1$ . Alors, il existe  $x, x' \in (D_n \cap C)$  avec  $x \neq x'$ . Donc, par l'inégalité précédente, pour tout  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^k)$ ,

$$\begin{aligned} \varepsilon v(A) &\leq P^m(x, A) < \varepsilon/2 + \mathbb{1}_A(x) \\ \varepsilon v(A) &\leq P^m(x', A) < \varepsilon/2 + \mathbb{1}_A(x') \end{aligned}$$

En prenant  $A = \mathbb{R} \setminus \{x'\}$  dans la première inégalité et  $A = \mathbb{R} \setminus \{x\}$  dans la deuxième, il vient

$$\varepsilon = \varepsilon v\left(\underbrace{\mathbb{R}}_{(\mathbb{R} \setminus \{x'\}) \cup (\mathbb{R} \setminus \{x\})}\right) \leq \varepsilon v(\mathbb{R} \setminus \{x'\}) + \varepsilon v(\mathbb{R} \setminus \{x\}) < \varepsilon/2 + \varepsilon/2 = \varepsilon$$

On aboutit à une contradiction, on tire donc  $\text{Card}(D_n \cap C) \leq 1$ .  $\square$

Pour  $x \in \mathbb{R}^k$ , nous notons

$$A_x = \left\{ y \in \mathbb{R}^k : [\pi(y)/q(y)][q(x)/\pi(x)] \geq 1 \right\}$$

$$R_x = \left\{ y \in \mathbb{R}^k : [\pi(y)/q(y)][q(x)/\pi(x)] < 1 \right\}$$

8. Soit  $x \in D_n$ . Montrer que pour tout  $y \in A_x$ , on a  $1 \leq n^{-1}[\pi(y)/q(y)]$ . En déduire que  $P(x, A_x \setminus \{x\}) \leq n^{-1}$ .

**Solution.**

Pour tout  $x \in D_n$  et  $y \in A_x$ ,

$$1 \leq \frac{\pi(y)/q(y)}{\pi(x)/q(x)} \leq n^{-1}[\pi(y)/q(y)]$$

D'où l'on tire,  $P(x, A_x \setminus \{x\}) = \int_{A_x} q(y) \text{Leb}(dy) \leq n^{-1}\pi(A_x) \leq n^{-1}$  □

9. Montrer que pour tout  $x \in D_n$ , on a  $P(x, R_x) \leq n^{-1}$ .

**Solution.**

On a par définition de  $R_x$  et en notant que  $x \notin R_x$ ,

$$P(x, R_x) = \int_{R_x} q(y) \frac{\pi(y)/q(y)}{\pi(x)/q(x)} \text{Leb}(dy) \leq n^{-1}\pi(R_x) \leq n^{-1}$$

□

10. Montrer que pour tout  $x \in D_m$ , on a  $P(x, \{x\}) \geq (1 - 2/n)$ . En déduire que pour tout  $x \in D_n \cap C^c$ , on a  $\mathbb{P}_x(\sigma_C > k) \leq (1 - 2/n)^k$ .

**Solution.**

Par les deux questions précédentes, et en remarquant que  $x \notin R_x$ ,

$$1 - P(x, \{x\}) = P(x, \mathbb{R}^k \setminus \{x\}) = P(x, A_x \setminus \{x\}) + P(x, R_x) \leq 2/n$$

d'où la première inégalité souhaitée. En prenant  $x \in D_n \cap C^c$  et en itérant l'inégalité précédente, on tire

$$\mathbb{P}_x(\sigma_C > k) \geq (1 - 2/n)^k$$

□

11. Montrer que le noyau Markovien  $P$  n'est pas géométriquement ergodique.

**Solution.**

Choisissons  $n$  suffisamment grand pour que

$$(1 - 2/n)\kappa > 1 \quad \text{et} \quad n > (2m)/\varepsilon \quad (\text{voir question 7})$$

Alors  $\text{Card}(D_n \cap C) \leq 1$  (question 7), si bien que  $\text{Leb}(D_n \cap C^c) = \text{Leb}(D_n) - \text{Leb}(D_n \cap C) = \text{Leb}(D_n) > 0$ . De plus pour tout  $x \in D_n \cap C^c$ ,

$$\mathbb{E}_x \left[ \frac{\kappa^{\sigma_C} - 1}{\kappa - 1} \right] = \mathbb{E}_x \left[ \sum_{k=0}^{\infty} \kappa^k \mathbb{1}_{\{\sigma_C > k\}} \right] = \sum_{k=0}^{\infty} \kappa^k \mathbb{P}_x(\sigma_C > k) \geq \sum_{k=0}^{\infty} [(1 - 2/n)\kappa]^k = \infty$$

Ce qui implique que pour tout  $x \in C$ ,

$$\mathbb{E}_x[\kappa^{\sigma_C}] \geq \mathbb{E}_x[\mathbb{1}_{\{X_1 \in D_n \cap C^c\}} \kappa^{1+\sigma_C \circ \Theta}] = \kappa \mathbb{E}_x[\mathbb{1}_{\{X_1 \in D_n \cap C^c\}} \underbrace{\mathbb{E}_{X_1}[\kappa^{\sigma_C}]}_{=\infty}] = \infty$$

où on a utilisé d'une part que  $\sigma_C = 1 + \sigma_C \circ \Theta$  si  $X_1 \notin C$  et d'autre part que

$$\mathbb{P}_x(X_1 \in D_n \cap C^c) \geq \int_{D_n \cap C^c} \underbrace{\alpha(x, y) q(y)}_{>0} \text{Leb}(dy) > 0,$$

car  $\text{Leb}(D_n \cap C^c) = \text{Leb}(D_n) > 0$ . Finalement pour tout  $x \in C$ ,  $\mathbb{E}_x[\kappa^{\sigma_C}] = \infty$  ce qui est contradictoire avec  $\sup_{x \in C} \mathbb{E}_x[\kappa^{\sigma_C}] < \infty$ . Donc  $P$  n'est pas géométriquement ergodique.  $\square$

### Exercice 3

Soit  $(X, \mathcal{X})$  un espace mesurable,  $P$  un noyau de Markov irréductible et récurrent,  $\psi$  une mesure d'irréductibilité maximale. Pour  $A$  un ensemble accessible, définissons pour  $n \in \mathbb{N}^*$ ,

$$G_n = \{x \in A : \mathbb{P}_x(\sigma_A < \infty) < 1 - 1/n\},$$

où pour  $B \in \mathcal{X}$ ,  $\sigma_B = \{k \geq 1 : X_k \in B\}$  est le premier temps de retour en  $B$ .

- Montrer que pour tout  $x \in G_n$ ,  $\mathbb{P}_x(\sigma_{G_n} < \infty) \leq 1 - 1/n$ .

**Solution.**

On a  $G_n \subset A$  donc  $\sigma_A \leq \sigma_{G_n}$  donc pour tout  $x \in G_n$ ,  $\mathbb{P}_x(\sigma_{G_n} < \infty) \leq \mathbb{P}_x(\sigma_A < \infty) \leq 1 - 1/n$ , où la dernière inégalité vient de la propriété de Markov fort.  $\square$

- En déduire que  $\sup_{x \in G_n} U(x, G_n) \leq n$  où  $U$  est le noyau potentiel de  $P$ .

**Solution.**

On a pour tout  $x \in G_n$ ,  $U(x, G_n) = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}_x(\sigma_{G_n}^{(k)} < \infty) \leq 1 + \sum_{k=1}^{\infty} (1 - 1/n)^k = n$   $\square$

- Montrer que  $\psi(A_0) = 0$  où  $A_0 = \{x \in A : \mathbb{P}_x(\sigma_A < \infty) < 1\} = 0$ .

**Solution.**

Comme  $P$  est irreductible récurrent,  $G_n$  ne peut pas être accessible (sinon il serait recurrent ce qui n'est pas possible, vu la question précédente). Donc  $\psi(G_n) = 0$  et comme  $A_0 = \cup_{n \geq 1} G_n$ , il vient  $\psi(A_0) = 0$ .  $\square$

Nous posons  $A_1 = A \setminus A_0 = \{x \in A : \mathbb{P}_x(\sigma_A < \infty) = 1\}$  et

$$A_{10} = \{x \in A_1 : \mathbb{P}_x(\sigma_{A_0} < \infty) = 0\}, \quad A_{11} = \{x \in A_1 : \mathbb{P}_x(\sigma_{A_0} < \infty) > 0\},$$

- Montrer que pour tout  $x \in X$ ,

$$\mathbb{P}_x(\sigma_{A_0} < \infty) \geq \mathbb{E}_x[\mathbb{1}_{\{\sigma_{A_{11}} < \infty\}} \mathbb{P}_{X_{\sigma_{A_{11}}}}(\sigma_{A_0} < \infty)]$$

En déduire que  $\psi(A_{11}) = 0$ .

**Solution.**

Pour tout  $x \in X$ , par Markov fort,

$$\mathbb{P}_x(\sigma_{A_0} < \infty) \geq \mathbb{P}_x(\sigma_{A_{11}} < \infty, \sigma_{A_0} \circ \Theta_{\sigma_{A_{11}}} < \infty) = \mathbb{E}_x[\mathbb{1}_{\{\sigma_{A_{11}} < \infty\}} \mathbb{P}_{X_{\sigma_{A_{11}}}}(\sigma_{A_0} < \infty)]$$

Comme  $\psi(A_0) = 0$ ,  $A_0$  n'est pas accessible et donc il existe  $x \in X$  tel que  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_0} < \infty) = 0$ . L'inégalité précédente montre alors que  $\mathbb{E}_x[\mathbb{1}_{\{\sigma_{A_{11}} < \infty\}} \underbrace{\mathbb{P}_{X_{\sigma_{A_{11}}}}(\sigma_{A_0} < \infty)}_{>0}] = 0$  donc  $\mathbb{E}_x[\mathbb{1}_{\{\sigma_{A_{11}} < \infty\}}] = \mathbb{P}_x(\sigma_{A_{11}} < \infty) = 0$  donc  $A_{11}$  n'est pas accessible donc  $\psi(A_{11}) = 0$ .  $\square$

- Montrer que pour  $x \in A_{10}$ ,  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_{11}} < \infty) = 0$ .

**Solution.**

Par définition de  $A_{10}$ , pour tout  $x \in A_{10}$ ,  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_0} < \infty) = 0$ , ce qui implique  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_{11}} < \infty) = 0$  par la question précédente.  $\square$

6. Montrer que pour tout  $x \in A_{10}$ ,  $\mathbb{P}_x(N_{A_{10}} = \infty) = 1$  où  $N_B$  est le nombre de visites à  $B$ .

**Solution.**

Par définition de  $A_{10}$ , pour tout  $x \in A_{10}$ , on a  $x \in A_1$  (ie  $x \in A$  et  $\mathbb{P}_x(\sigma_A < \infty) = 1$ ) et de plus,  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_0} < \infty) = 0$ . Comme  $A = A_0 \cup A_1$ , on tire  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_1} < \infty) = 1$ . Or  $A_1 = A_{10} \cup A_{11}$  et  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_{11}} < \infty) = 0$ , ce qui implique pour tout  $x \in A_{10}$ , on a  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_{10}} < \infty) = 1$  et par une récurrence claire (en utilisant Markov fort), pour tout  $k \geq 1$ ,  $\mathbb{P}_x(\sigma_{A_{10}}^{(k)} < \infty) = 1$ . Donc  $1 = \mathbb{P}_x(\cap_{k \in \mathbb{N}} \{\sigma_{A_{10}}^{(k)} < \infty\}) = \mathbb{P}_x(N_{A_{10}} = \infty)$ .  $\square$