

**COURS CHAÎNES DE MARKOV**  
**EXAMEN, 7 NOVEMBRE 2022**

Durée : 2h30. Aucun document n'est autorisé.

**Question de cours 1.** Avec la notation standard du cours :  $(X_n)_{n=0,1,\dots}$  est une  $p$ -MC avec espace d'état  $(E, \mathcal{E})$ . Il existe  $x \in E$  tel que  $\rho_{x,x} := \mathbb{P}_x(T_x < \infty) = 1$ ,  $T_x = \inf\{n = 1, 2, \dots : X_n = x\}$ . On suppose aussi que  $\rho_{y,x} > 0$  pour tout  $y \in E$  et pose pour  $A \in \mathcal{E}$

$$\mu_x(A) := \mathbb{E}_x \left[ \sum_{n=0}^{T_x-1} \mathbf{1}_{X_n \in A} \right].$$

- (1) Montrer que  $\mu_x$  est  $p$ -invariante.
- (2) Expliquer pourquoi  $p_*(y, x) := \sum_{k=1}^{\infty} 2^{-k} p_k(y, x) > 0$  pour tout  $y \in E$ .
- (3) Montrer que la mesure  $\mu_x$  est  $\sigma$ -finie. Rappel : on peut montrer (et utiliser) que  $E = \cup_n \{y : p_*(y, x) \geq 1/n\}$ .
- (4) Discuter l'unicité de  $\mu_x$ .

**Question de cours 2.** Enoncer le théorème ergodique presque sûr pour une  $p$ -MC dans le cas d'un espace  $(E, \mathcal{E})$  général dans lequel il existe un état  $x$  tel que  $\rho_{x,x} = 1$  et  $\rho_{y,x} > 0$  pour tout  $y \in E$ . Donner les idées de la preuve de ce théorème (maximum une page).

**Ex. 1.** Pour  $\eta \in \{0, 1\}$  et  $U \in (0, 1)$  on introduit la fonction

$$x \mapsto f_{\eta,U}(x) := \eta U x + (1 - \eta)(x + U(1 - x)),$$

de  $[0, 1]$  dans  $[0, 1]$ . On se donne deux suite indépendantes  $(\eta_n)$  et  $(U_n)$  :  $(\eta_n)$  est une suite IID  $\text{Ber}(1/2)$  et  $(U_n)$  est une suite IID de variables uniformes sur l'intervalle  $(0, 1)$ . On introduit alors par récurrence  $X_{n+1} \stackrel{n=0,1,\dots}{:=} f_{\eta_{n+1}, U_{n+1}}(X_n)$ , avec  $X_0$  indépendante de  $(\eta_n), (U_n)$  (il suffira de considérer  $X_0$  non aléatoire). Il est utile de remarquer que  $f_{\eta_n, U_n}(x) = \alpha_n x + \beta_n$  et cette relation définit les variables aléatoires  $\alpha_n$  et  $\beta_n$ .

- (1) Expliquer pourquoi  $(X_n)$  est une  $p$ -MC avec  $E = [0, 1]$  et  $\mathcal{E} := \mathcal{B}([0, 1])$ .
- (2) Ecrire explicitement  $\mathbb{E}_x[h(X_1)]$  pour  $h$  mesurable et bornée et en déduire que  $p(x, dy)$  a densité  $y \mapsto \mathbf{1}_{(0,x)}(y)/(2x) + \mathbf{1}_{(x,1)}(y)/(2(1-x))$  par rapport à la mesure de Lebesgue.
- (3) Expliquer pourquoi  $p$  est un noyau de type Feller et pourquoi (dans ce cas) ceci implique l'existence d'une probabilité  $p$ -invariante.

- Conclusions :*
- (4) Montrer que  $\mathbb{E}[\log |f_{\eta,U}(x) - f_{\eta,U}(y)|] \leq -c|x-y|$  avec  $c > 0$  que l'on déterminera.
  - (5) Montrer que la variable aléatoire  $X_\infty := \beta_1 + \sum_{n=2}^\infty \beta_n \prod_{j=1}^{n-1} \alpha_j$  est p.s. bien définie.
  - (6) Montrer que, pour tout choix de  $X_0$ ,  $(X_n)$  converge en loi vers  $X_\infty$ .
  - (7) Montrer que la loi  $\pi$  de  $X_\infty$  est une probabilité  $p$ -invariante.
  - (8) Montrer que  $\pi$  est l'unique probabilité  $p$ -invariante.
  - (9) Montrer que  $\pi$  a une densité  $f$  et  $f(x) = C/\sqrt{x(1-x)}$ , avec  $C > 0$  la constante de normalization. Il s'agit évidemment d'un exercice de calcul : écrivez l'équation intégrale satisfaite par  $f$ , puis utilisez  $\int_0^x dy/\sqrt{y(1-y)^3} = 2\sqrt{x/(1-x)}$ .
  - (10) Donner la définition de MC de Harris et montrer que, dans le cas que nous considérons,  $(X_n)$  est une MC de Harris avec  $A = B = E$ .
  - (11) Montrer que la loi de  $X_n$  a une densité  $f_n$  pour tout  $n = 1, 2, \dots$  et expliquer pourquoi  $\lim_n \int_0^1 |f_n(x) - f(x)| dx = 0$ .

**Ex. 2.**  $(\xi_n)_{n=1,2,\dots}$  est une suite IID à valeurs dans  $\mathbb{R}$ . Nous supposons qu'il existe  $L > 0$  tel que  $\mathbb{P}(|\xi_1| \leq L) = 1$  et que  $\mathbb{E}[\xi_1] = 0$  et  $\sigma^2 := \mathbb{E}[\xi_1^2] > 0$ . Nous introduisons une fonction  $m : [0, \infty)$  continue, bornée et telle que  $m(x) \sim c/x$  pour  $x \rightarrow \infty$ . Nous supposons aussi que  $\mathbb{P}(m(x) + \xi > 0) > 0$  ainsi que  $\mathbb{P}(m(x) + \xi < 0) > 0$ , pour tout  $x \geq 0$ .

Nous introduisons aussi par récurrence le processus  $(X_n)_{n=0,1,\dots}$ ,  $X_0 = x \in E := [0, \infty)$ , par la relation  $X_{n+1} = (X_n + m(X_n) + \xi_{n+1})_+$ , où  $n = 0, 1, \dots$

- (1) Expliquer pourquoi  $(X_n)$  est une  $p$ -MC et montrer que  $p$  est Feller.
- (2) On pose  $V(x) := \log(1+x)$ ,  $x \in E$ . En utilisant  $\log(1+y) = y - y^2/2 + O(y^3)$  montrer que si  $c < \sigma^2/2$  il existe  $x_0 > 0$  tel que  $pV(x) \leq V(x)$  pour tout  $x \geq x_0$ .
- (3) Expliquer pourquoi  $pV(x) \leq V(x)$  pour tout  $x \geq x_0$  implique que  $(X_n)$  est récurrente (i.e. que  $\rho_{0,0} = 1$ ). Discuter le problème de l'existence et unicité d'une mesure invariante dans ce cas.
- (4) On pose  $U(x) := x^2$ . Montrer que si  $c < -\sigma^2/2$  alors il existe  $\varepsilon > 0$  et  $x_0 > 0$  tels que  $pU(x) \leq U(x) - \varepsilon$  pour tout  $x \geq x_0$ .
- (5) Expliquer pourquoi pour  $c < -\sigma^2/2$  la MC  $(X_n)$  est récurrente positive. Discuter le problème de l'existence et unicité d'une mesure invariante dans ce cas.
- (6) Toujours sous l'hypothèse  $c < -\sigma^2/2$ , discuter la convergence de la suite de probabilités  $(p_n(x, \cdot))_{n=0,1,\dots}$ , i.e. de la suite des lois de  $X_n$  quand  $X_0 = x$ .

Question de cours ①.

$$3. 1 = \mu_n(\mathbb{R}) = \int_{\mathbb{R}} p(y, \mathbb{R}) \mu_n(dy) = \int_{\mathbb{R}} p_*(y, \mathbb{R}) \mu(dy) \geq \int_{E_n} \dots \geq \frac{1}{n} \mu(E_n)$$

avec  $p_* = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{2^n} p_n$  et  $E_n := \{y \in E : p_*(y, \mathbb{R}) \geq \frac{1}{n}\}$

Obs.:  $\bigcup_{k=1}^{\infty} E_k = E$  car  $\forall y \in E \exists K$  t.q.  $p_k(y, \mathbb{R}) > 0$

$$\mu_k(E_n) \leq n \quad \square$$

Ex. 1. 
$$f_{\gamma, U}(x) = \gamma U x + (1-\gamma)(n + U(1-x))$$

$$= \underbrace{n(\gamma U + (1-\gamma)(1-U))}_{\alpha \in (0,1)} + \underbrace{(1-\gamma)U}_{\beta \in [0,1]}$$

(4) (X<sub>n</sub>) p-MC (cours)

(2+3). 
$$\int_{\mathbb{R}} h(y) p(n, dy) = \mathbb{E}[h(\gamma U n + (1-\gamma)(n + U(1-n)))]$$

$$h \in \mathbb{L}^{\infty} \quad = \frac{1}{2} \int_0^1 h(ux) dx + \frac{1}{2} \int_0^1 h(n + u(1-n)) du$$

$$= \frac{1}{2n} \int_0^n h(y) dy + \frac{1}{2(1-n)} \int_n^1 h(y) dy \quad \text{et la densité est de}$$

$n \mapsto f_{\gamma, U}(n)$  est  $C^0$   $\forall \gamma \in (0,1), U \in (0,1)$

$\Rightarrow$  par (DOM) on a que  $ph \in C_0^0$  si  $h \in C_0^0$  (Feller)

$\pi_n^p(dy) := \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} p_j(x, dy)$  est une probabilité sur  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$

avec  $\pi_n^p([0,1]) = 1 \forall n$ . Donc  $(\pi_n^p)$  est tendue et

limites  $\forall$  par fonctions sont des mesures p-invariantes (cours).

$$(4.) f_{\gamma U}(n) - f_{\gamma U}(y) = \alpha(n-y)$$

$$\alpha = \gamma U + (1-\gamma)(1-U) \text{ et } \mathbb{E}[\log \alpha] = \frac{1}{2} \mathbb{E}[\log U] + \frac{1}{2} \mathbb{E}[\log(1-U)]$$

$$= \mathbb{E}[\log U] = -1. \quad (C=1)$$

$$(5.) X_n = f_{\gamma_1 U_1} \circ f_{\gamma_2 U_2} \circ \dots \circ f_{\gamma_n U_n}(x)$$

$$x_0 = k$$

$$X_1 = \alpha_1 n + \beta_1$$

$$X_2 = \alpha_2 \alpha_1 n + \alpha_2 \beta_1 + \beta_2$$

$$X_3 = \alpha_3 \alpha_2 \alpha_1 n + \alpha_3 \alpha_2 \beta_1 + \alpha_3 \beta_2 + \beta_3$$

⋮

$$X_n = \alpha_n \alpha_{n-1} \dots \alpha_1 n + \alpha_n \alpha_{n-1} \dots \alpha_2 \beta_1 + \alpha_n \dots \alpha_3 \beta_2 + \dots + \alpha_n \beta_{n-1} + \beta_n$$

écrire la loi  $\rightarrow \sim \alpha_1 \dots \alpha_n n + \beta_n \alpha_{n-1} \dots \alpha_1 + \dots + \beta_2 \alpha_1 + \beta_1$  (Edgez  $1 \rightarrow \infty$  à  $n \rightarrow \infty$ )

$$= \underbrace{\alpha_1 \dots \alpha_n n}_{\xrightarrow{p.s.} 0} + \sum_{j=2}^{n-1} \beta_j \prod_{k=1}^{j-1} \alpha_k \xrightarrow{p.s.} \beta_1 + \beta_2 \alpha_1 + \beta_3 \alpha_1 \alpha_2 + \beta_4 \alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 + \dots = X_\infty$$

(suite de Cauchy) aussi suite  $\uparrow$ , mais il faut remarquer qu'elle est bornée

$$\log \prod_{k=1}^n \alpha_k \xrightarrow{p.s.} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[\log \alpha] = -n \text{ et } \mathbb{P}(\beta \in [0, \infty]) = 1$$

$$\forall n \in \mathbb{N} \Rightarrow X_n \xrightarrow{p.s.} X_\infty$$

$$(7) h \in C_b^0 : \int h d\pi = \mathbb{E}[h(X_\infty)] = \lim_n \mathbb{E}[h(X_n)] = \lim_n \mathbb{E}[h(X_{n+1})] = \lim_n \mathbb{E}[p h](X_n)$$

$$= \mathbb{E}[p h(X_\infty)] = \int p h d\pi$$

$$= \int p(y, dy) h(y) \pi(dy)$$

$$(8) \pi' \text{ suite f.q. } \pi = \pi p \xrightarrow{h \in C_b^0} \mathbb{E}_{\pi'}[h(X_n)] = \int \pi'(dy) p_n(n, y) h(y) \rightarrow \mathbb{E}[h(X_n)] = \mathbb{E}_\pi(h(X_n))$$

Donc  $\mathbb{Q}$

$$\text{Mais on a vu que } \int p_n(x, dy) h(y) = \mathbb{E}[h(X_n)] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[h(X_\infty)] \forall h \in C_b^0$$

$$\Rightarrow \pi' = \pi$$

i.e.  $\pi = \pi p \quad \square$

(9)  $\pi p = \pi \iff \int \pi(dy) = f(x) dx$

$$f(x) dx = \int f(y) p(x, dy) dx$$

$$= \int_0^1 \frac{1}{n} \frac{1}{(y, 1)} f(y) dy + \int_0^1 \frac{1}{1-n} \frac{1}{(y, 0)} f(y) dy$$

$$= \frac{1}{n} \int_0^1 \frac{f(y)}{y} dy + \frac{1}{1-n} \int_0^1 \frac{f(y)}{1-y} dy$$

On calcule le membre de droite / C :

$$\frac{1}{2} \left( \int_0^1 \frac{dy}{\sqrt{n^2(1-y)}} \right) + \frac{1}{2} \int_0^1 \frac{1}{\sqrt{n(1-y)^2}} dy = \sqrt{\frac{1-n}{n}} + \sqrt{\frac{n}{1-n}} = \frac{1}{\sqrt{n(1-n)}} \quad \text{OK!}$$

"  $\int_0^1 \frac{1}{\sqrt{n(1-y^2)}} dy$

Donc  $\pi(dy) = f(x) dx$  est la mesure invariante! (Par unicité).

(10)  $p(x, dy) \geq \left( \frac{1}{2} \frac{1}{(y, 1)} + \frac{1}{2} \frac{1}{(y, 0)} \right) dy = \frac{1}{2} \frac{1}{(y, 1)} dy \quad \forall x$

$\Rightarrow$  on peut choisir  $A = B = [0, 1]$  et  $\varepsilon = \frac{1}{2}$

(11) Le th. ERGODIQUE nous dit que  $\int_A p_n(x, \cdot) \rightarrow \pi(\cdot)$   $\mu \rightarrow \infty$   
 $x$   $\uparrow$   $\mu$   $\uparrow$   $\mu$   $\uparrow$   $\mu$   
 et  $\mu$   $\uparrow$   $\mu$   $\uparrow$   $\mu$   $\uparrow$   $\mu$  car  $A = B$ .

Mais  $p(x, \cdot)$  a une densité, donc  $x_1, x_2, \dots$  ont une densité (par rapport à la mesure sur  $[0, 1]$ )

Dès que d'VT  $\left( \int_A p_n(x, \cdot) - \pi(\cdot) \right) \rightarrow 0$   $\mu \rightarrow \infty$   $\square$

$\uparrow$  densité de  $\sigma$

$\uparrow$  densité de  $p_n(x, \cdot)$  densité  $K(x, y)$

(\*) si  $x_n$  a densité  $g$ ,  $E[f(x_{n+1})] = \int \int f(y) p(x_n, dy) g(x_n) dx_n$

$\xrightarrow{\text{Fubini-Tonelli}}$

$$= \int f(y) K(x_n, y) g(x_n) dx_n$$

$$= \int h(y) \underbrace{\left( \int f(x) K(x, y) dx \right)}_{R \text{ densité de } X_{n+1}} dy \quad (*)$$

(D)

Ex. 2: (1) reprendre Ex. 1

$$\begin{aligned}
 (2) \quad pV(n) &= E[\log(1 + (n + m(n) + \xi)_+)] \\
 &\quad |_{n \geq L + 1 \text{ m.l.r.}} \\
 &= E[\log(1 + n + m(n) + \xi)] \\
 &= \log(1+n) + E[\log(1 + \frac{m(n) + \xi}{1+n})] \\
 &= \log(1+n) + E[\frac{m(n) + \xi}{1+n}] - \frac{1}{2} E[(\frac{m(n) + \xi}{1+n})^2] + O(\frac{1}{n^3}) \\
 &= V(n) + \frac{m(n)}{1+n} - \frac{\sigma^2}{2(1+n)^2} + \frac{m(n)^2}{(1+n)^2} + O(\frac{1}{n^3}) \\
 &= V(n) + \frac{c - \sigma^2}{(1+n)^2} + O(\frac{1}{n^2}) < V(n) \quad \text{car } c < \frac{\sigma^2}{2} \\
 &\quad n \geq n_0
 \end{aligned}$$

(3) Dans (2) on a montré que

$$pV \leq V + b \mathbb{1}_{[0, n_0]} \quad \text{avec } b := \max_{n \in [0, n_0]} (pV(n) - V(n)).$$

Nous avons montré dans le cours que ceci implique que il existe  $L > 0$  t.g.  $\mathbb{P}_n(X_n \in [0, L]) \text{ i.o.} = 1$ . En utilisant à nouveau que

$$\mathbb{P}(m(n) + \xi < 0) > 0 \text{ on extrait simplement que } \mathbb{P}_n(X_n = 0 \text{ i.o.}) = 1 \quad \forall n$$

$\Rightarrow p_{00} = 1$  (et  $p_{j0} > 0$  à nouveau par  $\rightarrow$ ). Donc (cours)  $\exists$  "!" même

deuxième (par forcément non-évidente).

$$\begin{aligned}
 (4) \quad U(n) > n^2: \quad pU(n) &= E[(n + m(n) + \xi)^2] \\
 &\quad |_{n \geq L + 1 \text{ m.l.r.}} \\
 &\leq U(n) + 2nm(n) + \sigma^2 \\
 &= U(n) + 2c + \sigma^2 + o(1) \quad (n \rightarrow \infty)
 \end{aligned}$$

$$\text{i.e. } pU(n) \leq U(n) - \varepsilon + b \mathbb{1}_{[0, n_0]} \quad \text{avec } \varepsilon = -c - \frac{\sigma^2}{2} > 0$$

avec  $b$  bien choisi

$$(5) \quad V \stackrel{\text{def}}{=} \frac{a^2}{c} \Rightarrow pV \leq V - \frac{1}{2}c^2 \mathbb{1}_{[0,1/2]} \quad , \quad c = \frac{b}{3}$$

On a vu (cours) que ceci implique  $\exists \pi$  mesure invariante

De façon élémentaire on montre que  $\pi(\{0\}) > 0 \Rightarrow \pi = \frac{\mu_{\mathbb{Z}}}{\mu_{\mathbb{Z}}(\mathbb{Z})}$

et  $\pi$  est l'unique mesure (non seulement proba) invariante.

(6) Grâce à (5), on peut aussi expliquer le Th. Ergodique  $(P(0,103) > 0$   
et réciproquement  $\Rightarrow \mathbb{P}(\mu(0) + \xi < 0)$ )

$$\Rightarrow d_{VT}(p_n(n, \cdot), \pi(\cdot)) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \quad \forall n \geq 0.$$