

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 μ_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 μ_x est σ -finie. Rappel : on peut montrer (et utiliser) que $E = \cup_n \{y : p_*(y, x) \geq 1/n\}$.
- (4) Discuter l'unicité de μ_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 (η_n) et (U_n) : (η_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 α_n et β_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_∞ .
 - (7) Montrer que la loi π de X_∞ est une probabilité p -invariante.
 - (8) Montrer que π est l'unique probabilité p -invariante.
 - (9) Montrer que π 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_n) p-MC (cours)

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

$$h \in \mathcal{L}^{\infty} \quad \begin{aligned} &= \frac{1}{2} \int_0^1 h(ux) dx + \frac{1}{2} \int_0^1 h(n + u(1-x)) du \\ &= \frac{1}{2n} \int_0^n h(y) dy + \frac{1}{2(1-n)} \int_n^1 h(y) dy \end{aligned}$$

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 (π_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 $\rightarrow \sim \alpha_1 \dots \alpha_n n + \beta_n \alpha_{n-1} \dots \alpha_1 + \dots + \beta_2 \alpha_1 + \beta_1$ (E change $1 \rightarrow \alpha_n$ à $n \rightarrow 1$)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Ex. 2: (1) reprendre Ex. 1

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

(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. $\mathbb{P}_n(X_n \in [0, L]) \xrightarrow{i.o.} 1$. En utilisant à nouveau que

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

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

deuxième (par forcément non dérivable) -

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

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

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 π est l'unique mesure (pas seulement proba) invariante.

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

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