

**UMLV**  
**Modélisation stochastique (M2)**

Vendredi 16 janvier 2009 (13h-16h)

**Exercice 1.**

On désire étudier l'évolution du nombre d'appels en attente à un central téléphonique. Si  $k$  appels sont en attente à l'instant  $n$ , alors à l'instant  $n + 1$ , chacun des  $k$  appels a une probabilité  $p \in ]0, 1]$  d'être terminé, et le nombre de nouveaux appels arrivés à l'instant  $n + 1$  qui sont en attente suit une loi de Poisson de paramètre  $\theta > 0$ . (On rappelle que si  $Z$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\theta > 0$ , alors  $\mathbb{P}(Z = k) = e^{-\theta} \theta^k / k!$  pour  $k \in \mathbb{N}$ .) On note  $X_n$  le nombre d'appels en attente à l'instant  $n$ .

1. Vérifier que  $X = (X_n, n \in \mathbb{N})$  est une chaîne de Markov irréductible sur  $\mathbb{N}$  et donner sa matrice de transition.
2. Vérifier que les lois de  $X_1$  puis de celle  $X_2$  sachant que  $X_0 = 0$  sont des lois de Poisson.
3. Montrer que la loi de  $X_n$  sachant  $X_0 = 0$  converge.
4. En déduire que  $X$  est une chaîne de Markov irréductible récurrente positive et donner sa probabilité invariante.

△

**Exercice 2.**

On considère la chaîne de Markov  $X = (X_n, n \in \mathbb{N})$  définie pour  $n \in \mathbb{N}$  par :

$$X_{n+1} = (X_n + Z_{n+1})^+, \quad (1)$$

où les variables aléatoires  $(Z_n, n \in \mathbb{N})$  à valeurs dans  $\mathbb{N}$  sont On suppose que  $\mathbb{P}(Z_1 = 1) > 0$ ,  $\mathbb{P}(Z_1 < 0) > 0$  et que  $Z_1$  est intégrable. On pose  $S_0 = X_0$  et  $S_n = S_0 + \sum_{k=1}^n Z_k$ . On définit  $T^0 = \inf\{n \geq 1; X_n = 0\}$ .

1. Vérifier que  $X$  est irréductible.
2. On suppose  $\mathbb{E}[Z_1] > 0$ .
  - (a) Montrer que p.s.  $\lim_{n \rightarrow +\infty} S_n = +\infty$ .
  - (b) En déduire que  $X$  est transiente.
3. Montrer que  $\mathbb{P}_0(T^0 > n) \leq \mathbb{P}_0(S_n > 0)$ .
4. On suppose  $\mathbb{E}[Z_1] < 0$  et qu'il existe  $\lambda_0 > 0$  tel que  $\mathbb{E}[e^{\lambda_0 Z_1}] < +\infty$ .
  - (a) Montrer qu'il existe  $\lambda_1 > 0$  tel que  $\mathbb{E}[e^{\lambda_1 Z_1}] < 1$ .
  - (b) Montrer que la série  $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}_0(S_n > 0)$  converge.
  - (c) En déduire que  $X$  est récurrente positive.
5. On suppose  $\mathbb{E}[Z_1] = 0$  et  $Z_1$  de carré intégrable.
  - (a) Montrer que, si  $X$  est transiente, alors p.s.  $\{T^0 = +\infty\} \subset \{\lim_{n \rightarrow +\infty} S_n = +\infty\}$ .

- (b) En déduire, en utilisant la loi du 0-1 de Kolmogorov que  $X$  est récurrente.
- (c) Soit  $K > 0$  et  $\varepsilon > 0$ . Montrer que pour  $n \geq K^2/\varepsilon^2$ ,  $\mathbb{P}(X_n \geq K) \geq \mathbb{P}(\frac{S_n}{\sqrt{n}} \geq \varepsilon)$ .
- (d) En déduire que  $\liminf_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(X_n \geq K) \geq 1/2$  pour tout  $K > 0$ .
- (e) Montrer que  $X$  est récurrente nulle.

△

**Exercice 3** (ALGORITHME HASTINGS-METROPOLIS INDÉPENDANT).

On propose dans ce problème de montrer la convergence en norme sup relative de l'algorithme de Hasting-Metropolis (H-M) indépendant. On rappelle que l'algorithme de H-M génère une chaîne de Markov ergodique  $(x_n)_{n \geq 0}$  ayant pour loi stationnaire une loi dont la densité  $f$  nous est fixée. Par soucis de simplicité, nous considèrerons que la fonction  $f$ , dont l'expression n'est connue qu'à un facteur de normalisation près, est une densité par rapport à la mesure de Lebesgue  $\mu$  sur  $\mathbb{R}$ . Dans la suite, nous simplifierons la notation  $\mu(dx)$  par  $dx$ .

Rappelons brièvement la définition de l'algorithme de Hastings-Metropolis indépendant . Soit  $q$  une densité sur  $\mathbb{R}$ , entièrement connue et simulable, vérifiant

$$q(x) \geq af(x), \quad \forall x \in \mathbb{R}, \tag{2}$$

pour un certain  $a \in ]0, 1[$ .

On initialise l'algorithme au moyen d'une donnée  $x_0$  simulée suivant la densité instrumentale  $q$ , et le passage de  $x_n \rightarrow x_{n+1}$  se fait de la manière suivante :

1. **simuler**  $y \sim q(\cdot)$  ;
2. **calculer**  $\alpha(y, x_n) = \min \left\{ 1, \frac{f(y)q(x_n)}{f(x_n)q(y)} \right\}$  ;
3. **prendre**  $x_{n+1} = \begin{cases} y & \text{avec probabilité } \alpha(y, x_n), \\ x_n & \text{avec probabilité } 1 - \alpha(y, x_n). \end{cases}$

L'algorithme de H-M que nous venons de décrire, est dit "indépendant" car la proposition de la variable instrumentale  $y$  dont dépend  $x_{n+1}$ , ne dépend pas de  $x_n$ .

On notera par la suite, pour tout  $n \geq 0$ ,  $p^n$  la densité de l'algorithme à l'étape  $n$ , i.e  $x_n \sim p^n$ .

1) Expliquer pourquoi (en commentant le rôle de  $p(\cdot, \cdot)$  et  $r(\cdot)$  dans la modélisation de l'algorithme de H-M) le noyau de transition de l'algorithme de H-M s'écrit sous la forme :

$$P(x, dy) = p(x, y)dy + r(x)\delta_x(dy), \tag{3}$$

où

$$p(x, y) = \begin{cases} q(y)\alpha(x, y) & \text{if } x \neq y, \\ 0 & \text{if } x = y, \end{cases}$$

et

$$r(x) = 1 - \int_{\mathbb{R}} p(x, z)dz.$$

2) Montrer que la densité  $p^{n+1}$  de l'algorithme de H-M à l'étape  $n + 1$ , s'obtient à partir de  $p^n$  au moyen de la formule :

$$p^{n+1}(y) = q(y) \int_{\mathbb{R}} p^n(x) \alpha(x, y) dx + p^n(y) \int_{\mathbb{R}} q(x) (1 - \alpha(y, x)) dx$$

Vérifier que  $f$  est bien une densité invariante par le noyau de transition (3).

On définit, pour tout  $(x, y) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}$  les fonctions suivantes :

$$h(x, y) = \min \{f(x)q(y); f(y)q(x)\},$$

$$Q(x, y) = \frac{h(x, y)}{f(y)} = \min \left\{ q(x), \frac{q(y)f(x)}{f(y)} \right\},$$

où  $\int_{\mathbb{R}} Q(x, y) dx \leq 1$  pour tout  $y \in \mathbb{R}$ , et

$$D^n(x) = \frac{p^n(x)}{f(x)} - 1 \quad \text{et} \quad D_M^n = \sup_{x \in \mathbb{R}} \{|D^n(x)|\}.$$

3) Montrer en utilisant la symétrie de  $h(x, y)$  et le fait que  $\alpha(x, y) = h(x, y)/f(x)q(y)$ , que :

$$p^{n+1}(y) = p^n(y) + \int_{\mathbb{R}} \left( \frac{p^n(x)}{f(x)} - \frac{p^n(y)}{f(y)} \right) h(x, y) dx.$$

4) Dédire de la question 3) que :

$$\frac{p^{n+1}(y)}{f(y)} - 1 = \left( \frac{p^n(y)}{f(y)} - 1 \right) \left( 1 - \int_{\mathbb{R}} Q(x, y) \right) + \int_{\mathbb{R}} \left( \frac{p^n(x)}{f(x)} - 1 \right) Q(x, y) dx.$$

5) En utilisant la relation précédente, exprimée plus simplement sous la forme :

$$D^{n+1}(y) = D^n(y) \left( 1 - \int_{\mathbb{R}} Q(x, y) \right) + \int_{\mathbb{R}} D^n(x) Q(x, y) dx,$$

montrer les inégalités suivantes.

$$D^{n+1}(y) \leq D_M^n(y) - \int_{\mathbb{R}} (D_M^n(x) - D^n(x)) Q(x, y) dx$$

et

$$D^{n+1}(y) \leq D_M^n(y) - a \int_{\mathbb{R}} (D_M^n(x) - D^n(x)) f(x) dx,$$

où la constante  $a$  intervient dans l'inégalité (2).

6) Dédire de 5) que :

$$|D^{n+1}(x)| \leq D_M^n(1 - a).$$

7) Que peut-on dire sur la vitesse de convergence de l'algorithme de H-M ?

8) Quel critère qualitatif simple liant  $f$  et  $q$  faut-il optimiser si l'on souhaite améliorer la vitesse de convergence de l'algorithme de H-M ?

△