

# Simulation stochastique et Méthode de Monte Carlo.

Pierre Del Moral – Caroline Hillairet – Benjamin Jourdain

Map 564 - PC 3 - 20 janvier 2012

**EXERCICE 1** - Soit  $(S_n)_{n \geq 0}$  une suite de variables aléatoires indépendantes avec  $S_n$  distribuée suivant la loi exponentielle de paramètre  $\lambda_n \in ]0, +\infty[$ .

1. Montrer que si  $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{\lambda_n} < +\infty$ , alors  $\mathbb{P}(\sum_{n \geq 0} S_n < +\infty) = 1$ .
2. Si  $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{\lambda_n} = +\infty$ , calculer  $\mathbb{E} \left( e^{-\sum_{n \geq 0} S_n} \right)$  et en déduire que  $\mathbb{P} \left( \sum_{n \geq 0} S_n = +\infty \right) = 1$ .

Ainsi  $\sum_{n \geq 0} S_n$  converge ou diverge avec probabilité 1 suivant que  $\sum_{n \geq 0} \frac{1}{\lambda_n}$  converge ou non.

**EXERCICE 2** - Vérifier qu'un processus de Poisson  $(N_t)_{t \geq 0}$  d'intensité  $\lambda \in ]0, +\infty[$  est un processus de Markov et donner son générateur. Même question pour  $((-1)^{N_t})_{t \geq 0}$ .

### EXERCICE 3 - Processus de Poisson inhomogène

Soit  $\theta : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$  localement intégrable telle que  $\int_0^\infty \theta(s) ds = \infty$ . On désire construire un processus ponctuel  $(N_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  à accroissements indépendants, et tel que pour  $t, h \geq 0$  la loi de  $N_{t+h} - N_t$  ne dépende que de la valeur de  $\int_t^{t+h} \theta(s) ds$ . Soit  $(T_n)_{n \geq 1}$  les instants de  $(N_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$ , et  $(\hat{T}_n)_{n \geq 1}$  les instants du processus ponctuel  $(\hat{N}_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  donné par

$$\Theta(t) = \int_0^t \theta(s) ds, \quad A(t) = \inf \{ u \in \mathbb{R}_+ : \Theta(u) \geq t \}, \quad \hat{N}_t = N_{A(t)}.$$

1. Montrer que  $\Theta(A(t)) = t$  et  $A(\Theta(t)) = \inf \{ u \in \mathbb{R}_+ : \Theta(u) = \Theta(t) \} \leq t$ , pour  $t \in \mathbb{R}_+$ . En déduire que  $N_t = \hat{N}_{\Theta(t)}$  pour  $t \in \mathbb{R}_+$ , puis que  $T_n = A(\hat{T}_n)$  et  $\hat{T}_n = \Theta(T_n)$ .
2. Montrer que  $(\hat{N}_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  est un processus de Poisson.

On a ainsi déterminé la loi de  $(N_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  à l'unité de temps près, et on peut la fixer naturellement en supposant que  $\mathbb{E}(N_t) = \Theta(t)$ , et alors  $(\hat{N}_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  est d'intensité 1.

3. Proposer une méthode de simulation de  $(N_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$ . Pose-t-elle un problème pratique ?
4. Décrire la loi de  $(N_{t_1}, N_{t_2} - N_{t_1}, \dots, N_{t_n} - N_{t_{n-1}})$  pour  $0 < t_1 < \dots < t_n$ .
5. Montrer que

$$\mathbb{P}(T_{n+1} - T_n \geq t \mid T_1, \dots, T_n) = \mathbb{P}(T_{n+1} - T_n \geq t \mid T_n) = e^{\Theta(T_n+t) - \Theta(T_n)}.$$

6. Soit  $(U_k)_{k \geq 1}$  i.i.d. uniforme sur  $[0, 1]$ . Montrer que l'on peut simuler  $(T_n)_{n \geq 1}$  en posant

$$T_n = \inf \left\{ t \geq 0 : \Theta(t) \geq - \sum_{k=1}^n \ln U_k \right\} = \inf \left\{ t \geq 0 : \prod_{k=1}^n U_k \geq e^{-\Theta(t)} \right\}.$$

7. On suppose que  $\sup_{t > 0} \theta(t) \leq \lambda$ . Soit un processus de Poisson  $(N_t^*)_{t \in \mathbb{R}_+}$  d'intensité  $\lambda$ , de temps de sauts  $(T_n^*)_{n \geq 1}$ , et une suite  $(V_k)_{k \geq 1}$  i.i.d. uniforme sur  $[0, 1]$  indépendante. Montrer que l'on peut simuler  $(N_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  en posant

$$N_t = \sum_{n \geq 1} \mathbb{1}_{\{T_n^* \leq t, \lambda V_n \leq \theta(T_n^*)\}}.$$

**EXERCICE 4 - Statistiques d'ordre de v.a. exponentielles i.i.d.**

Soit  $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$  des v.a. réelles indépendantes telles que  $\mathbb{P}(X_i = x) = 0$  pour tous  $1 \leq i \leq n$  et  $x \in \mathbb{R}$ .

1. Montrer que  $\mathbb{P}(X_i = X_j) = 0$  pour  $1 \leq i \neq j \leq n$ .
2. Si les v.a. sont i.i.d., donner la loi de la permutation aléatoire  $\sigma$  définie par le fait que  $X_{\sigma(1)} < \dots < X_{\sigma(n)}$ .  
On suppose désormais que les  $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$  sont i.i.d. de loi exponentielle  $\mathcal{E}(\lambda)$ .
3. On note  $T_i = X_{\sigma(i)}$  et  $S_i = T_i - T_{i-1}$  pour  $1 \leq i \leq n$  (avec la convention  $T_0 = 0$ ). Montrer que les v.a.  $S_1, \dots, S_n$ , et  $\sigma$  sont indépendantes et donner leur loi.
4. Calculer  $\mathbb{P}(T_n \leq t)$  et en déduire la loi de  $T_n$ .
5. Montrer que  $T_n - \frac{\ln n}{\lambda}$  converge en loi et trouver sa limite.

**EXERCICE 5** - Soit  $\mathcal{V}$  un espace discret et  $(X_t)_{t \geq 0}$  un processus de Markov à valeurs dans  $\mathcal{V}$  de semi-groupe  $(P_t)_{t \geq 0}$  et dont le générateur infinitésimal  $(Q(x, y))_{x, y \in \mathcal{V}}$  est borné au sens où  $\sup_{x \in \mathcal{V}} -Q(x, x) < +\infty$ . Soit également  $\varphi : \mathcal{V} \rightarrow \mathbb{R}$  bornée.

1. Pour  $0 \leq s \leq r$ ,  $x \in \mathcal{V}$  et  $\psi : \mathcal{V} \rightarrow \mathbb{R}$  bornée, exprimer  $\mathbb{E}(\psi(X_r) | X_s = x)$ . En déduire que  $\mathbb{E}(Q\varphi(X_r) | X_s) = \frac{dP_{r-s}\varphi}{dr}(X_s)$ .
2. Conclure que  $M_t^\varphi = \varphi(X_t) - \int_0^t Q\varphi(X_r) dr$  est une martingale pour la filtration  $\mathcal{F}_t = \sigma(X_r, r \leq t)$ .
3. Vérifier que pour  $0 \leq s \leq t$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left( \varphi(X_t) \int_0^t Q\varphi(X_r) dr \middle| \mathcal{F}_s \right) &= \mathbb{E}(\varphi(X_t) | \mathcal{F}_s) \int_0^s Q\varphi(X_r) dr \\ &\quad + \mathbb{E} \left( \int_s^t \varphi(X_r) Q\varphi(X_r) dr + \frac{1}{2} \left( \int_s^t Q\varphi(X_r) dr \right)^2 \middle| \mathcal{F}_s \right) \\ \mathbb{E} \left( \left( \int_0^t Q\varphi(X_r) dr \right)^2 \middle| \mathcal{F}_s \right) &= \left( \int_0^s Q\varphi(X_r) dr \right)^2 + \mathbb{E} \left( \left( \int_s^t Q\varphi(X_r) dr \right)^2 \middle| \mathcal{F}_s \right) \\ &\quad + 2(\mathbb{E}(\varphi(X_t) | \mathcal{F}_s) - \varphi(X_s)) \int_0^s Q\varphi(X_r) dr \end{aligned}$$

et en déduire que  $(M_t^\varphi)^2 - \int_0^t [Q\varphi^2 - 2\varphi Q\varphi](X_r) dr$  est une  $\mathcal{F}_t$ -martingale.