

Correction Exercice 2-3
CC1. MAS. 2012-2013

Exercice 2:

$$P(X_{n+k} = x_{n+k} | Y_{0:n} = y_{0:n}) = \frac{P(X_{n+k} = x_{n+k} | Y_{0:n} = y_{0:n})}{P(Y_{0:n} = y_{0:n})}$$

$$= \sum_{z \in E} \frac{P(X_{n+k} = x_{n+k}, X_n = z, Y_{0:n} = y_{0:n})}{P(Y_{0:n} = y_{0:n})}$$

$$= \sum_{z \in E} P(X_{n+k} = x_{n+k} | X_n = z) \cdot \frac{P(X_n = z, Y_{0:n} = y_{0:n})}{P(Y_{0:n} = y_{0:n})}$$

$$= \sum_{z \in E} P^k(z, x_{n+k}) \cdot \prod_n(Y_{0:n}, z)$$

Exercice 3:

(a) ν est \hat{a} valeurs dans $\{-2, -1, 0, 1, 2\}$.

$$\nu(1, 2) = P(S_0 = 1) P(S_0 = -1) = \frac{1}{9}$$

$$\nu(3, -1) = P(S_0 = 0) \cdot P(S_0 = -1) + P(S_0 = -1) \cdot P(S_0 = 0) = \frac{2}{9}$$

$$\nu(3, 0) = \sum_{i=-1}^1 P(S_0 = i) P(S_0 = i) = 3 \times \frac{1}{9} = \frac{1}{3}$$

$$\text{De même, } \nu(3, 1) = \frac{2}{9} \text{ et } \nu(2, 1) = \frac{1}{9}$$

$$(b) P(X_{n+1} = j | X_n = i) = P(S_{n+1} - \tilde{S}_{n+1} = j | S_n - \tilde{S}_n = i)$$

Comme $S_{n+1} - \tilde{S}_{n+1} = S_n - \tilde{S}_n + U_{n+1} - \tilde{U}_{n+1}$, il vient

$$P_{i,j} = P(X_{n+1} = j | X_n = i) = P(U_{n+1} - \tilde{U}_{n+1} = j - i)$$

$$\Rightarrow \begin{cases} P_{i,j} = P_{i+1,j} & \text{si } j = i-2 \\ P_{i,j} = P_{i+1,j}^2 & \text{si } j = i \\ P_{i,j} = P_{i+1,j} & \text{si } j = i+2 \end{cases}$$

2(a) On calcule :

$$Q_{i,j} = P(\varepsilon_n - \tilde{\varepsilon}_n = j - i) \text{ car } V_n - \tilde{V}_n = X_n + \varepsilon_n - \tilde{\varepsilon}_n$$

$$\Rightarrow Q_{i,j} = \begin{cases} 8^2 & \text{si } j-i = \pm 2 \\ 28(1-28) & \text{si } j-i = \pm 1 \\ 28^2 - (1-28)^2 & \text{si } j-i = 0 \end{cases}$$

(b) Calculons :

$$P(X_0 = 0 | Y_0 = 0) = \frac{P(Y_0 = 0 | X_0 = 0) \cdot P(X_0 = 0)}{P(Y_0 = 0)}$$

$$= \frac{Q_{0,0} \cdot \nu(1,0)}{\sum_{i=-2}^2 Q_{i,0} \cdot \nu(2,i)}$$

On remplace

envisage avec les quantités calculées précédemment

$$P(X_{0:n} = y_{0:n} / Y_{0:n} = y_{0:n}) = P(Y_n = y_n / X_{0:n} = y_{0:n} / Y_{0:n-1} = y_{0:n-1}) \times \underbrace{P(X_{0:n} = y_{0:n} / Y_{0:n-1} = y_{0:n-1})}_{P(Y_{0:n} = y_{0:n})} \times Q(y_n, y_n)$$

$$P(X_{0:n} = x_{0:n} / Y_{0:n-1} = y_{0:n-1}) = P(X_n = x_n / X_{n-1} = x_{n-1}) \cdot P(X_{0:n-1} = y_{0:n-1} / Y_{0:n-1} = y_{0:n-1}) \cdot P(Y_{0:n-1} = y_{0:n-1})$$

$$\text{Or } P(Y_{0:n} = y_{0:n}) = \sum_{z \in \mathcal{Z}} \underbrace{P(y_{n-1}, y_n)}_{P(y_{n-1}, y_n)} P(y_{0:n-1} = y_{0:n-1}, X_n = z) = \sum_z \underbrace{P(Y_n = y_n / X_n = z)}_{Q(z, y_n)} \cdot \underbrace{P(X_n = z / Y_{0:n-1} = y_{0:n-1})}_{\pi_{n/n-1}(y_{0:n-1}, z)} \cdot P(Y_{0:n-1} = y_{0:n-1})$$

En écrivant le rapport des quantités ci-dessus, on trouve :

$$P(X_{0:n} = y_{0:n} / Y_{0:n} = y_{0:n}) = \frac{Q(y_n, y_n) P(y_{n-1}, y_n)}{\sum_{z \in \mathcal{Z}} Q(z, y_n) \pi_{n/n-1}(y_{0:n-1}, z)} \cdot P(X_{0:n-1} = y_{0:n-1} / Y_{0:n-1} = y_{0:n-1})$$

On a donc obtenu une formule de récurrence pour le calcul de $P(X_{0:n} = y_{0:n} / Y_{0:n} = y_{0:n})$. Les supposés calculés des $\pi_{n/n-1}(y_{0:n-1}, z)$. Il suffit ensuite d'initialiser à l'aide de la question précédente.

Exercice 1:

$$1. (a) \mathbb{E}[f(X)] = \int f(x) p(x) dx.$$

$$\stackrel{x=u+\theta}{=} \int f(u+\theta) p(u+\theta) du$$

$$= \int f(u+\theta) \frac{p(u+\theta)}{p(u)} \cdot p(u) du \text{ car } p$$

strictement positive,

$$= \mathbb{E}[f(X+\theta)] \frac{p(X+\theta)}{p(X)}.$$

(b) D'après la question 1.(a),

$$\mathbb{E}[Y_\theta] = \mathbb{E}[f(X)] \quad \forall \theta \in \mathbb{R}^d.$$

$$\text{Ainsi, } \mathbb{E}[(Y_\theta^*)^2] \leq \mathbb{E}[Y_0^2] \quad \forall \theta \in \mathbb{R}^d$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{E}[(Y_\theta^*)^2] - \mathbb{E}[Y_0^2] \leq \mathbb{E}[Y_0^2] - \mathbb{E}[Y_0^2]^2$$

$$\Leftrightarrow \text{Var}(Y_\theta^*) \leq \text{Var}(Y_0) \quad \forall \theta \in \mathbb{R}^d.$$

$$\Leftrightarrow \text{Var}(Y_\theta^*) = \min_{\theta \in \mathbb{R}^d} (\text{Var}(Y_0)).$$

$$(c) Q(\theta) = \mathbb{E}[Y_0^2] = \mathbb{E}\left[f^2(X+\theta) \frac{p^2(X+\theta)}{p^2(X)}\right]$$

$$= \int f^2(x+\theta) \frac{p^2(x+\theta)}{p^2(x)} \cdot p(x) dx$$

$$\stackrel{u=x+\theta}{=} \int f^2(u) \frac{p^2(u)}{p(u-\theta)} du = \int f^2(u-\theta) \frac{p(u)}{p(u-\theta)} \cdot p(u) du \quad (1)$$

$$= \mathbb{E}\left[f^2(X-\theta) \frac{p(X)}{p(X-\theta)}\right].$$

$$2. (a) p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right); \quad p(x-\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\theta)^2}{2}\right).$$

$$\Rightarrow \frac{p(x)}{p(x-\theta)} = \exp\left(-\frac{x^2}{2} + \frac{x^2}{2} - \theta x + \frac{\theta^2}{2}\right)$$

$$= \exp\left(\frac{\theta^2}{2} - \theta x\right).$$

On déduit alors le résultat demandé de la question 1.(c)

(b) Si Q satisfait aux règles de dérivation, alors

$$Q'(\theta) = \mathbb{E}\left[f^2(X) \frac{\partial}{\partial \theta} \left(e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x}\right)\right] = \mathbb{E}\left[f^2(X) (\theta - x) e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x}\right].$$

De même,

$$Q''(\theta) = \mathbb{E}\left[f^2(X) e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x} (1 + (\theta - x)^2)\right].$$

(c) On remarque que $Q''(\theta) > 0$. Et effet,

$$f^2(x) e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x} (1 + (\theta - x)^2) \geq 0 \quad \text{p.s.}$$

$$\text{De plus, } \mathbb{R}(f(X) = 0) = 0 \Rightarrow f^2(x) e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x} (1 + (\theta - x)^2) > 0 \text{ p.s.}$$

$\Rightarrow Q''(\theta) > 0$. Ainsi, Q' est strictement croissante.

Comme de plus, $\lim_{\theta \rightarrow -\infty} Q(\theta) = +\infty$ et $\lim_{\theta \rightarrow +\infty} Q(\theta) = +\infty$,

il existe un θ^* tq $\left\{ \begin{array}{l} Q'(\theta) < 0 \text{ sur }]-\infty, \theta^* [\\ Q'(\theta) > 0 \text{ sur }]\theta^*, +\infty [\end{array} \right.$.

θ^* est donc l'unique minimum de

Q.

$$3. (a) Q'(\theta) = \int f^2(x) (\theta - x) e^{-\frac{\theta^2 - 2\theta x - x^2}{2}} dx$$

$$\stackrel{x=2\theta}{=} \int f^2(u-\theta) (2\theta-u) e^{-\frac{\theta^2 - 2\theta(u-\theta) - (u-\theta)^2}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} du$$

$$= \int f^2(u-\theta) (2\theta-u) \frac{e^{-\frac{u^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} du e^{\left(\frac{\theta^2}{2} + \theta - \frac{\theta}{2}\right)}$$

$$= e^{\theta^2} E[f^2(X-\theta)(2\theta-X)] = e^{\theta^2} k(\theta).$$

Comme $e^{\theta^2} > 0 \forall \theta \in \mathbb{R}$, il est clair que

$$\cdot Q'(\theta) = 0 \Leftrightarrow k(\theta) = 0,$$

$$\cdot Q'(\theta) > 0 \Leftrightarrow k(\theta) > 0 \text{ et } Q'(\theta) < 0 \Leftrightarrow k(\theta) < 0.$$

(b) Comme f est bornée, $|f^2(X-\theta)(2\theta-X)| \leq C(1+|\theta|)$.

$$\Rightarrow |k(\theta)| \leq C(E[|X|] + |\theta|) \leq \tilde{C}(1+|\theta|) \xrightarrow{|\theta| \rightarrow \infty}$$

De même,

$$|f^4(X-\theta)(2\theta-X)^2| \leq C(2\theta-X)^2 \leq \tilde{C}(\theta^2 + X^2)$$

car $(a+b)^2 \leq 2(a^2+b^2) \forall a, b \in \mathbb{R}$. Ainsi,

$$E[|f^4(X-\theta)(2\theta-X)^2|] \leq \tilde{C}(\theta^2 + E[X^2]) \xrightarrow{|\theta| \rightarrow \infty}$$

d'où le résultat.

(c) $k_n(\theta) = E[H(X, \theta)]$ avec $\textcircled{2}$

$H(X, \theta) = f^2(X-\theta)(2\theta-X)$. Ainsi, un algo-

-rithme stochastique adapté est:

$$\theta_{n+1} = \theta_n - \gamma_{n+1} H(X_{n+1}, \theta_n) \text{ où}$$

(X_n) est une suite de v.a. i.i.d. tq $X_1 \sim \mathcal{G}(1)$

et (γ_n) est une suite tq $\sum \gamma_n = +\infty, \sum \gamma_n^2 < +\infty$.

(d) On peut réécrire $(\theta_n)_n$ sous la forme:

$$\theta_{n+1} = \theta_n - \gamma_{n+1} k(\theta_n) + \gamma_{n+1} \Delta \Gamma_{n+1}$$

où k est définie précédemment et:

$$\Delta \Gamma_{n+1} = k(\theta_n) - H(X_{n+1}, \theta_n).$$

$\Delta \Gamma_{n+1}$ est un accroissement de martingale car

$$k(\theta_n) = E[H(X_{n+1}, \theta_n) | \mathcal{F}_n].$$

On vérifie les hypothèses de Robbins. Alors 2 avec:

$$V(\theta) = (\theta - \theta^*)^2. \text{ Val bien sous quadratique et:}$$

$$\cdot V'(k)(\theta) > 0 \text{ car } V' \text{ et } k \text{ ont même signe.}$$

$$\cdot V''(k)(\theta) = 0 \Leftrightarrow \theta = \theta^*.$$

De plus, $|k(\theta)| \leq C(1+|\theta|)$ via la question précédente et:

$$E[|\Delta \Gamma_{n+1}|^2 | \mathcal{F}_n] = E[H^2(X_{n+1}, \theta_n) | \mathcal{F}_n] - k^2(\theta_n) \leq E[H^2(X_{n+1}, \theta_n) | \mathcal{F}_n] = \psi(\theta_n) \text{ avec } \psi(\theta) = E[f^4(X-\theta)(2\theta-X)^2]$$

D'après la question précédente, $\psi(\theta) \leq C(1+\theta^2) \leq \tilde{C}(1+V(\theta))$ Les hypothèses de Robbins sont donc satisfaites. On peut en déduire que $\theta_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \theta^*$ p.s.