

Exercice 1:

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

$x = u + \theta$
 $= \int f(u + \theta) \frac{p(u + \theta)}{p(u)} \cdot p(u) du$ car p strictement positive,
 $= E[f(X + \theta) \frac{p(X + \theta)}{p(X)}]$.

(b) D'après la question 1.(a),
 $E[Y_\theta] = E[f(X)] \quad \forall \theta \in \mathbb{R}^d$.

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

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

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

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

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

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

$u = x + \theta \int f^2(u) \frac{p^2(u)}{p(u - \theta)} du = \int f^2(u - \theta) \frac{p(u)}{p(u - \theta)} \cdot p(u) du$ (1)
 $= E[f^2(X - \theta) \frac{p(X)}{p(X - \theta)}]$.

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

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

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

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

$Q'(\theta) = E[f^2(X) \partial_\theta (e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x})] = E[f^2(X) (\theta - x) e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x}]$

De même,

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

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

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

De plus, $R(f(X) = 0) = 0 \Rightarrow f^2(x) e^{\frac{\theta^2}{2} - \theta x} (1 + (\theta - x)^2) > 0$ 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 $\begin{cases} Q'(\theta) < 0 & \text{sur }]-\infty, \theta^* [\\ Q'(\theta) > 0 & \text{sur }]\theta^*, +\infty [\end{cases}$.

θ^* est donc l'unique minimum de

Q.

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

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

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

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

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-Roberto avec:

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

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

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

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

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

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.