

Corrigé Exercice 1

CC2 - Algorithmes et Modèles Stochastiques

Exercice 1 :

1.  $\text{VQR}_\alpha(x)$  représente le seuil pour lequel la probabilité que la perte dépasse ce seuil est égale à  $\alpha$ .  $\text{CVQR}_\alpha(x)$  est la perte moyenne conditionnée à ce que ce seuil soit dépassé.

2.  $f(\theta + \lambda) - f(\theta) = E[(X - \theta)_+] - E[(X - \theta)_-]$   
 $= E[(X - \theta)_+ 1_{\{X > \theta + \lambda\}}] - E[(X - \theta)_- 1_{\{X < \theta\}}]$   
 $= E[(X - \theta)_+ (1_{\{X > \theta\}} - 1_{\{\theta < X < \theta + \lambda\}})] - E[(X - \theta)_- 1_{\{X < \theta\}}]$   
 $= -\lambda E[(X - \theta)_+] - E[(X - \theta)_- 1_{\{\theta < X < \theta + \lambda\}}]$

Comme  $X$  est une r.v. continue  
 $P(X \geq \theta + \lambda) \xrightarrow{\text{def}} P(X > \theta)$  ( $= R(X \geq \theta)$ ) .

De plus,

$0 \leq E[(X - \theta)_+ 1_{\{\theta < X < \theta + \lambda\}}] \leq \lambda (F_X(\theta + \lambda) - F_X(\theta))$  (où  $F_X$  est la fonction de répartition). On en déduira que

$$\frac{f(\theta + \lambda) - f(\theta)}{\lambda} \xrightarrow{\lambda \rightarrow 0} -R(X \geq \theta).$$

(car  $F_X(\theta + \lambda) - F_X(\theta) \xrightarrow{\lambda \rightarrow 0} 0$ ).

$f$  est donc dérivable sur  $\mathbb{R}$  et :  
 $f'(\theta) = -R(X > \theta) = F_X(\theta) - 1$ .

3. Comme  $f$  est dérivable et que  $f'$  est continue car  $F_X$  l'est, on en déduit que  $\Psi$  est  $C^1$  et que :

$$\Psi'(\theta) = 1 + \frac{1}{1-\alpha} R(X > \theta) = 1 + \frac{1}{1-\alpha} (F_X(\theta) - 1)$$

De plus,  $F_X$  est dérivable de droite (continuité) puisque  $f'_X$  l'est donc,  $\Psi'$  est  $C_2$  et

$$\Psi''(\theta) = \frac{1}{(1-\alpha)^2} f'_X(\theta)$$

4.  $\frac{\Psi(\theta)}{\theta} = 1 + \frac{1}{1-\alpha} E[\frac{1}{\theta}(X - \theta)_+]$

$$\frac{1}{\theta}(X - \theta)_+ = \begin{cases} \frac{X-\theta}{\theta} 1_{\{X > \theta\}} & \xrightarrow{\text{P.s.}} 0 & \text{si } \theta \rightarrow -\infty \\ 0 & \text{si } \theta \rightarrow +\infty \end{cases}$$

De plus  $\forall \theta \geq 1, \frac{|X|}{\theta} - 1 \leq \frac{|X|}{\theta} + 1 \leq |X| + 1$ .

$X$  est intégrable donc on peut appliquer la théo de convergence dominée pour obtenir  $E[\frac{1}{\theta}(X - \theta)_+] \xrightarrow{\theta \rightarrow +\infty} \begin{cases} -1 & \text{si } \theta \rightarrow -\infty \\ 0 & \text{si } \theta \rightarrow +\infty \end{cases}$

Ainsi  $\frac{\Psi(\theta)}{\theta} \xrightarrow{\theta \rightarrow +\infty} 1 - \frac{1}{1-\alpha} = -\frac{\alpha}{1-\alpha}$

et  $\frac{\Psi(\theta)}{\theta} \xrightarrow{\theta \rightarrow -\infty} 1$  .

5.  $\Psi''$  est strictement positive

sur  $\mathbb{R} \Rightarrow \Psi$  est strictement convexe.

De plus,  $\Psi'(0) = 0 \Leftrightarrow P(X > 0) = 1 - \alpha$

$$\Leftrightarrow P(X \leq 0) = \alpha \Leftrightarrow Q = VQR_\alpha(x)$$

$\Psi$  admet un unique point critique qui est nécessairement un maximum puisque  $\Psi$  est strictement convexe.

$$6. \Psi(\theta^*) = \theta^* + \frac{1}{1-\alpha} E[(X - \theta^*) \mathbf{1}_{\{X \geq \theta^*\}}]$$

$$= \theta^* + \frac{1}{1-\alpha} E[X \mathbf{1}_{\{X \geq \theta^*\}}] - \theta^* \text{ car } P(X \geq \theta^*) = 1 - \alpha$$

$$= E[X \mathbf{1}_{\{X \geq \theta^*\}}] \times \frac{1}{P(X \geq \theta^*)} = E[X / X \geq \theta^*]$$

$$= \text{Cvar}_x(\kappa)$$

Partie 2:  $\lim_{n \rightarrow \infty} f_{\theta_n}$  n.s.

$$d. E[\mathbf{1}_{\{X_{n+1} > \theta_n\}} \mathbf{1}_{\{f_{\theta_n}\}}] = g(\theta_n)$$

$$\text{ou } g(\theta) = P(X > \theta)$$

$$\Rightarrow E[\frac{1}{1-\alpha} (1 - \mathbf{1}_{\{X_{n+1} > \theta_n\}}) / f_{\theta_n}] = \frac{1}{1-\alpha} (1 - g(\theta_n))$$

$$= \lambda(\theta_n) \text{ avec } \lambda = \psi'$$

Ainsi,

$$\theta_{n+1} = \theta_n + E[\Delta \theta_{n+1} | S_n] + \Delta \theta_{n+1} - E[\Delta \theta_{n+1} | S_n]$$

$$= \theta_n - X_{n+1} h(\theta_n) + \bar{X}_{n+1} \Delta \theta_{n+1}$$

où  $\Delta \theta_{n+1} = h(\theta_n) - \frac{1}{1-\alpha} (1 - \mathbf{1}_{\{X_{n+1} > \theta_n\}})$  et  $\bar{X}_n = \frac{1}{n}$ .

2. D'après les questions 4 et 5 de la première partie,

$$\lim_{\theta \rightarrow 0^+} \Psi(\theta) = +\infty, \quad \Psi' \text{ et } \Psi'' \text{ sont bornées (car } \Psi \text{ bornée)}$$

$$|\Psi'|^2 \leq C(1+\kappa). \quad \text{De plus, } \Psi' \cdot R = (\Psi')^2 \geq 0$$

$$\text{et } \Psi' \cdot R = 0 \Leftrightarrow \{\theta\}. \quad \text{Enfin,}$$

$$E[\Delta \theta_{n+1}^2 | S_n] \leq c \text{ car } \Delta \theta_{n+1} \text{ est borné}$$

On peut donc en conclure que  $\theta_n \rightarrow \theta^*$  p.s. en appliquant le théorème de Robbins-Monro.

$$3. c_n - \text{Cvar}_x = c_n - \Psi(\theta^*)$$

$$= c_n - E[\nu(\theta^*, X)]$$

$$= \underbrace{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (\nu(\theta_k, X_k) - \nu(\theta^*, X_k))}_{\textcircled{1}} + \underbrace{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \nu(\theta^*, X_k) - E[\nu(\theta^*, X)]}_{\textcircled{2}}$$

①: Comme  $x \mapsto \nu(x, 0)$  est lipschitzienne, on en déduit (par composition) que  $\theta \mapsto \nu(\theta, y)$  l'est aussi et que la constante de lipschitz ne dépend pas de  $y$  car  $\nu(\cdot, y)$   $\theta \mapsto \nu(\theta, y)$  est l'application de constante 1. Ainsi,

$$\textcircled{1} \leq c \cdot \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n |\theta_k - \theta^*| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

car  $\theta_k \rightarrow \theta^*$  et le lemme de Cesaro.

$$\textcircled{2} E[\nu(\theta^*, X)] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \text{ d'après ② par la LGN.}$$

En conclusion  $c_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \text{Cvar}_x$  p.s.