

MESURES DE RISQUE

**Examen 2012**

*Durée : 2 heures. Sans document.*

Certains résultats de l'exercice 1 peuvent être utilisés dans l'exercice 2.

**Exercice 1 :** Soit des constantes  $a, b$  et une variable aléatoire réelle  $X$ . On définit le quantile d'ordre  $\alpha$  de  $X$ ,  $0 < \alpha < 1$ , par

$$F_X^-(\alpha) = \inf\{x : P(X \leq x) \geq \alpha\}.$$

On pose  $Y = a + be^X$ .

1. Montrer que dans le cas  $b \geq 0$  les fonctions quantile de  $X$  et  $Y$  sont liées par

$$F_Y^-(\alpha) = a + be^{F_X^-(\alpha)}, \quad 0 < \alpha < 1.$$

*On pourra utiliser le fait que  $F^-(\alpha) \leq x$  si et seulement si  $\alpha \leq F(x)$ , avec des notations évidentes. Le résultat est évidemment vrai pour  $b = 0$ , donc on suppose  $b > 0$ . Notons que le support de  $Y$  est  $[a, \infty[$ . Pour tout  $x > a$ , on a*

$$\begin{aligned} F_Y^-(\alpha) \leq x &\Leftrightarrow \alpha \leq P(a + be^X \leq x) = F_X(\log\{(x - a)/b\}) \\ &\Leftrightarrow F_X^-(\alpha) \leq \log\{(x - a)/b\} \Leftrightarrow a + be^{F_X^-(\alpha)} \leq x, \end{aligned}$$

d'où le résultat.

2. Comment sont reliées les fonctions quantile dans le cas  $b \leq 0$  et  $X$  symétrique (*i.e.*  $X$  et  $-X$  ont même loi) ?

On peut supposer  $b < 0$ . Le support de  $Y$  est maintenant  $] - \infty, a]$ . Pour tout  $x < a$ , on a

$$\begin{aligned} F_Y^-(\alpha) \leq x &\Leftrightarrow \alpha \leq P(X \geq \log\{(x - a)/b\}) = F_X(-\log\{(x - a)/b\}) \\ &\Leftrightarrow F_X^-(\alpha) \leq -\log\{(x - a)/b\} \Leftrightarrow a + be^{-F_X^-(\alpha)} \leq x, \end{aligned}$$

d'où

$$F_Y^-(\alpha) = a + be^{-F_X^-(\alpha)}.$$

3. Comment sont reliées les fonctions quantile dans le cas  $b < 0$  et  $F_X$  continue et strictement croissante ?

On a  $F_Y$  qui est continue et strictement croissante sur  $] -\infty, a]$ . Pour tout  $\alpha \in (0, 1)$ ,  $F_Y^-(\alpha) = F_Y^{-1}(\alpha)$  est défini par

$$\alpha = P\{a + be^X \leq F_Y^{-1}(\alpha)\} = 1 - P(X < \log\{(F_Y^{-1}(\alpha) - a)/b\}).$$

D'où

$$F_Y^-(\alpha) = a + be^{F_X^-(1-\alpha)}.$$

4. On suppose dans cette question que  $X$  prend les valeurs  $x_0$  et  $x_1$  avec les probabilités  $p$  et  $1 - p$ , où  $x_1 > x_0$  et  $0 < p \leq 1/2$ .

- (a) Déterminer

$$F_X^-(\alpha), \quad -e^{-F_X^-(\alpha)}, \quad F_{-e^X}^-(\alpha), \quad F_X^-(1 - \alpha), \quad \text{et} \quad -e^{F_X^-(1-\alpha)}$$

pour tout  $0 < \alpha < 1$ .

Ces fonctions sont déterminées par le tableau suivant :

$\alpha$	0	$p$		$1 - p$		1
$F_X^-(\alpha)$	$x_0$	$x_0$	$x_1$	$x_1$	$x_1$	
$-e^{-F_X^-(\alpha)}$	$-e^{-x_0}$	$-e^{-x_0}$	$-e^{-x_1}$	$-e^{-x_1}$	$-e^{-x_1}$	
$F_{-e^X}^-(\alpha)$	$-e^{x_1}$	$-e^{x_1}$	$-e^{x_1}$	$-e^{x_1}$	$-e^{x_0}$	
$F_X^-(1 - \alpha)$	$x_1$	$x_1$	$x_1$	$x_0$	$x_0$	
$-e^{F_X^-(1-\alpha)}$	$-e^{x_1}$	$-e^{x_1}$	$-e^{x_1}$	$-e^{x_0}$	$-e^{x_0}$	

- (b) A quelles conditions a-t-on  $F_{-e^X}^-(\alpha) \neq -e^{-F_X^-(\alpha)}$  ? L'égalité n'est possible que si  $p = 1/2$  et  $x_1 = -x_0$ .
- (c) Pour quelle valeur de  $\alpha$  a-t-on  $F_{-e^X}^-(\alpha) \neq -e^{F_X^-(1-\alpha)}$  ? L'inégalité a lieu pour  $\alpha = 1 - p$ .

5. On suppose maintenant que  $Y = g(\boldsymbol{\lambda}'\mathbf{X})$ , où  $g$  est continue et croissante de  $\mathbb{R}$  dans  $]c, \infty[$ , où  $[c, \infty[$  est le support de la loi de  $Y$ ,  $\boldsymbol{\lambda}$  est un vecteur de taille  $d$  et  $\mathbf{X}$  est un vecteur aléatoire de loi elliptique. Plus précisément on suppose que  $\mathbf{X} = \mathbf{c} + \mathbf{D}\mathbf{Z}$  où  $\mathbf{c}$  est un vecteur de taille  $d$ ,  $\mathbf{D}$  est une matrice  $d \times k$  et  $\mathbf{Z}$  est de loi sphérique dont les marginales possèdent la fonction de répartition  $F$ .

Remarquer que  $\boldsymbol{\lambda}'\mathbf{D} \neq 0$ , et écrire  $F_Y^-(\alpha)$  en fonction de  $g$ ,  $F^-(\alpha)$ ,  $\boldsymbol{\lambda}$ ,  $\mathbf{c}$  et  $\mathbf{D}$ .

Rappelons qu'un vecteur  $\mathbf{Z} = (Z_1, \dots, Z_k)$  est de loi dite sphérique si pour tout  $\boldsymbol{\lambda} \in \mathbb{R}^k$ ,  $\boldsymbol{\lambda}'\mathbf{Z}$  a la même loi que  $\sqrt{\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{\lambda}}Z_1$ .

Si  $\lambda'D$  était nul,  $\lambda'X$  serait constant et le support de la loi de  $Y$  ne pourrait être de la forme  $]c, \infty[$ . Remarquons également que l'inverse de  $g$  est une fonction croissante de  $]c, \infty[$  dans  $\mathbb{R}$ . Pour tout  $x > c$ , on a

$$\begin{aligned} F_Y^-(\alpha) \leq x &\Leftrightarrow \alpha \leq P(\lambda'c + \lambda'DZ \leq g^{-1}(x)) \\ &\Leftrightarrow \alpha \leq P(\sqrt{\lambda'DD'\lambda}Z_1 \leq g^{-1}(x) - \lambda'c) \\ &\Leftrightarrow F^-(\alpha) \leq \{g^{-1}(x) - \lambda'c\} / \sqrt{\lambda'DD'\lambda} \\ &\Leftrightarrow g\left(\sqrt{\lambda'DD'\lambda}F^-(\alpha) + \lambda'c\right) \leq x, \end{aligned}$$

d'où

$$F_Y^-(\alpha) = g\left(\sqrt{\lambda'DD'\lambda}F^-(\alpha) + \lambda'c\right).$$

**Exercice 2 :** Soit un portefeuille de valeur  $V_t > 0$  et la perte  $L_{t,t+h} = V_t - V_{t+h}$  à horizon  $h \geq 1$ . Sachant l'information disponible à la date  $t$ , on suppose que  $L_{t,t+h}$  suit une loi de fonction de répartition continue et strictement croissante. La valeur à risque associée à la perte  $L_{t,t+h}$  et au niveau  $\alpha \in ]0, 1[$  est notée  $\text{VaR}_{t,h}(\alpha)$  (elle est définie comme le quantile d'ordre  $1 - \alpha$  de la loi de  $L_{t,t+h}$ ). On note également  $\epsilon_t = \log V_t / V_{t-1}$ ,  $\epsilon_{t,h} = (\epsilon_{t+1}, \dots, \epsilon_{t+h})'$  et  $q_{t,h}(\alpha)$  le quantile d'ordre  $\alpha$  de  $\sum_{i=1}^h \epsilon_{t+i}$ .

1. Exprimer  $\text{VaR}_{t,h}(\alpha)$  en fonction de  $V_t$  et de  $q_{t,h}(\alpha)$ .

On a

$$L_{t,t+h} = V_t \left(1 - e^{\sum_{i=1}^h \epsilon_{t+i}}\right),$$

donc

$$\text{VaR}_{t,h}(\alpha) = V_t \left\{1 - e^{q_{t,h}(\alpha)}\right\}$$

d'après la question 2 de l'exercice 1.

2. On suppose dans cette question que la loi de  $\epsilon_{t,h}$  est sphérique.

- (a) Exprimer  $q_{t,h}(\alpha)$  en fonction de  $q_{t,1}(\alpha)$  et de  $h$ .

Soit  $e = (1, \dots, 1)' \in \mathbb{R}^h$ . La loi de  $\epsilon_{t,h}$  étant sphérique, la loi de  $\sum_{i=1}^h \epsilon_{t+i} = e'\epsilon_{t,h}$  est la même que celle de  $\|e\|\epsilon_{t+1} = \sqrt{h}\epsilon_{t+1}$ . On a donc  $q_{t,h}(\alpha) = \sqrt{h}q_{t,1}(\alpha)$ .

(b) Justifier l'approximation

$$\text{VaR}_{t,h}(\alpha) \simeq \sqrt{h} \text{VaR}_{t,1}(\alpha).$$

Si  $\epsilon_t$  est peu dispersée autour de zéro,  $q_{t,h}(\alpha)$  est proche de zéro et

$$\text{VaR}_{t,h}(\alpha) \simeq -V_t q_{t,h}(\alpha) = -\sqrt{h} V_t q_{t,1}(\alpha) \simeq \sqrt{h} \text{VaR}_{t,1}(\alpha).$$

3. On suppose dans cette question que les  $\epsilon_t$  sont indépendants et de même loi de Cauchy.<sup>1</sup>

(a) Montrer que  $h^{-1} \sum_{i=1}^h \epsilon_{t+i}$  suit également la même loi de Cauchy.

La fonction caractéristique de  $h^{-1} \sum_{i=1}^h \epsilon_{t+i}$

$$E e^{i t h^{-1} \sum_{i=1}^h \epsilon_{t+i}} = \left( E e^{i t h^{-1} \epsilon_1} \right)^h = \left( e^{-|t|/h} \right)^h = e^{-|t|}$$

est bien celle d'une Cauchy.

(b) La loi de  $\epsilon_{t,h}$  est-elle sphérique ?

Non car  $e' \epsilon_{t,h} = h h^{-1} \sum_{i=1}^h \epsilon_{t+i}$  suit la loi de  $h \epsilon_1$  mais pas celle de  $\|\mathbf{e}\| \epsilon_1 = \sqrt{h} \epsilon_1$ , sauf évidemment dans le cas  $h = 1$ .

(c) Exprimer  $q_{t,h}(\alpha)$  en fonction de  $q_{t,1}(\alpha)$  et de  $h$ . En déduire une approximation  $\text{VaR}_{t,h}(\alpha)$  en fonction de  $\text{VaR}_{t,1}(\alpha)$  et de  $h$ . Étendre ce résultat au cas de l'expected shortfall.

D'après les questions précédentes,  $q_{t,h}(\alpha) = h q_{t,1}(\alpha)$  et  $\text{VaR}_{t,h}(\alpha) \simeq h \text{VaR}_{t,1}(\alpha)$ . Puisque  $\text{ES}_{t,h}(\alpha) = \alpha^{-1} \int_0^\alpha \text{VaR}_{t,h}(u) du$ , on a également  $\text{ES}_{t,h}(\alpha) \simeq h \text{ES}_{t,1}(\alpha)$ .

4. On suppose que l'on a observé  $V_u$  pour  $u = 1, \dots, t$ . Décrire précisément le calcul d'un estimateur non paramétrique de  $\text{VaR}_{t,h}(\alpha)$  fondé sur l'hypothèse que le processus  $(\epsilon_{t,h})_t$  est stationnaire et de loi sphérique.

On peut calculer le  $\alpha$ -quantile empirique  $\hat{q}_1(\alpha)$  des rendements  $\epsilon_u$  pour  $u = 2, \dots, t$  et poser  $\widehat{\text{VaR}}_{t,h}(\alpha) = V_t (1 - e^{\sqrt{h} \hat{q}_1(\alpha)})$ .

---

1. de densité  $f_{\epsilon_1}(x) = 1/\{\pi(1+x^2)\}$  et de fonction caractéristique  $E e^{i t \epsilon_1} = \exp(-|t|)$