

MESURES DE RISQUE
Examen 2017-2018
Durée : 2 heures. Sans document.

Les deux exercices sont indépendants.

Exercice 1 (VaR marginale ou conditionnelle) :

Soit une perte qui suit le modèle de série temporelle

$$L_t = m_t + \epsilon_t,$$

où m_t et ϵ_t sont indépendants et, respectivement, de loi normale $\mathcal{N}(0, \sigma_m^2)$ et $\mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2)$. Soit \mathcal{F}_{t-1} l'information contenue dans le passé de L_t , c'est-à-dire la tribu engendrée par $\{L_{t-1}, L_{t-2}, \dots\}$. On suppose que m_t est \mathcal{F}_{t-1} -mesurable, et que ϵ_t est indépendant de \mathcal{F}_{t-1} .

1. Quelle est la loi de L_t ?
2. Au niveau $\alpha \in (0, 1)$, quelle est la valeur à risque marginale $\text{VaR}(\alpha)$ de L_t ?
3. Au niveau $\alpha \in (0, 1)$, quelle est la valeur à risque conditionnelle $\text{VaR}_{t|t-1}(\alpha)$ de L_t sachant le passé \mathcal{F}_{t-1} ?
4. Comparer $E\{\text{VaR}_{t|t-1}(\alpha)\}$ et $\text{VaR}(\alpha)$.
5. Soit η une variable aléatoire de loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$, de densité ϕ et de fdr Φ . Montrer que

$$E(\eta|\eta > \Phi(1 - \alpha)) = \frac{1}{\alpha} \phi(\Phi^{-1}(1 - \alpha)).$$

Comparer

$$E\{L_t - \text{VaR}_{t|t-1}(\alpha) \mid L_t > \text{VaR}_{t|t-1}(\alpha)\}$$

et

$$E\{L_t - \text{VaR}(\alpha) \mid L_t > \text{VaR}(\alpha)\}.$$

6. Conclure que la valeur à risque conditionnelle est en général plus avantageuse que la valeur à risque marginale.

Exercice 2 (Utiliser l'équivariance pour estimer un quantile)

Soit X une variable aléatoire *positive* dont on veut déterminer le quantile d'ordre α , $\xi_\alpha = \inf\{x : P(X \leq x) \geq \alpha\}$, pour $\alpha \in (0, 1)$ grand. On pose $X^* = 1/X$ et on note $\xi_{1-\alpha}^*$ le quantile d'ordre $1 - \alpha$ de la loi de X^* . Comme la distribution de X^* est souvent plus concentrée autour de zéro que celle de

X autour de grandes valeurs, un article de recherche¹ suggère d'estimer ξ_α en prenant l'inverse d'un estimateur de $\xi_{1-\alpha}^*$. Le but de l'exercice est d'étudier cette méthode.

On note $\xi_{n,\alpha}$ le quantile empirique d'ordre α d'un échantillon X_1, \dots, X_n de la loi de X , et on note $\xi_{n,1-\alpha}^*$ le quantile empirique d'ordre $1 - \alpha$ de

$$X_1^* = \frac{1}{X_1}, \dots, X_n^* = \frac{1}{X_n}.$$

On suppose que la loi de X est à densité f strictement positive sur $(0, \infty)$. La fonction de répartition F de X est alors inversible sur $(0, \infty)$.

1. Montrer que pour tout $x > 0$, on a $F^{-1}(\alpha) \leq x$ si et seulement si $1/x \leq \xi_{1-\alpha}^*$. En déduire que

$$\xi_\alpha = \frac{1}{\xi_{1-\alpha}^*}$$

2. Un échantillon de taille $n = 5$ de la loi X donne

$$X_1 = 9.5, X_2 = 12.1, X_3 = 2.3, X_4 = 6.1, X_5 = 1.8$$

Pour $\alpha = 90\%$ et $\alpha = 80\%$, déterminer la valeur numérique de $\xi_{n,\alpha}$ et $1/\xi_{n,1-\alpha}^*$. Commenter le résultat.

3. Soit F_n la fonction de répartition empirique de X_1, \dots, X_n . Pour $x > 0$ fixé, donner la loi asymptotique de

$$\sqrt{n} \{F_n(x) - F(x)\}.$$

En admettant que le résultat reste valable en remplaçant x par une suite (x_n) qui tend vers x , en déduire la loi de asymptotique de

$$\sqrt{n} \{F_n(\xi_{n,\alpha}) - F(\xi_{n,\alpha})\} \quad \text{et} \quad \sqrt{n} \{F(\xi_{n,\alpha}) - \alpha\}.$$

4. Déterminer $g'(\alpha)$ lorsque $g(x) = F^{-1}(x)$. En déduire la loi de asymptotique de

$$\sqrt{n} \{\xi_{n,\alpha} - \xi_\alpha\}.$$

5. Déterminer la densité de X^* et la loi asymptotique de

$$\sqrt{n} \{\xi_{n,1-\alpha}^* - \xi_{1-\alpha}^*\},$$

puis celle de

$$\sqrt{n} \left\{ \frac{1}{\xi_{n,1-\alpha}^*} - \xi_\alpha \right\}.$$

Conclure sur l'intérêt de la méthode proposée.

1. voir les équations (10) et (11) dans Lobato, I. N. (2001). Testing that a dependent process is uncorrelated. Journal of the American Statistical Association, 96 1066-1076.