

Une mesure de risque extr me agr g e : risque de march  et risque de liquidit 

Ang lique Aubier-Piron
GRANEM, Universit  d'Angers

octobre 2011

Document de travail du GRANEM n  2011-06-031

une mesure de risque extrême agrégée : risque de marché et risque de liquidité

Angélique Aubier-Piron

Document de travail du GRANEM n° 2011-06-031

octobre 2011

Classification JEL : G10, G11, C51, C13, C16

Mots-clés : risque de liquidité, valeurs extrêmes, copules, Value-at-Risk.

Keywords: liquidity risk, extremes values, copulas, Value-at-Risk.

Résumé: Cet article vise à proposer une mesure de risque intégrant à la fois la dimension de la liquidité et le comportement des valeurs extrêmes. Pour cela, nous modélisons et évaluons le degré de dépendance entre les deux sources de risque d'une position : risque de marché et risque de liquidité. Nous concluons, sur des données du marché français à une non dépendance entre ces deux composantes. Ainsi, l'agrégation de la mesure de risque en est simplifiée et nous évaluons sur quelques titres français les pertes possibles. Nous montrons alors que les pertes subies en raison de l'illiquidité d'un titre ne sont pas négligeables puisqu'elles peuvent représenter environ 10 à 15% des pertes globales. Les investisseurs devront alors porter un intérêt particulier au choix des titres composant leur portefeuille car ils peuvent s'exposer à des pertes supplémentaires du fait des variations brutales de leur niveau de liquidité respectifs.

Abstract: The aim of this article is to propose a new measure of risk integrating explicitly the liquidity risk and the extremes values behaviour. For this goal, we model and evaluate the dependence degree between two kind of risk factors : market risk and liquidity risk. We conclude, with French market data, about the independence between these two components. Thus, the aggregation in the risk measure is simplified, and we calculate this measure on some French stocks. We demonstrate that the losses due to illiquidity are not negligible because it represents about 10 or 15% of global losses. Investors must be very attentive about this characteristics of stocks when they build a efficient portfolio because they could occur more losses if the liquidity raised strongly.

Angélique Aubier-Piron

Faculté de Droit, Economie et Gestion

Université d'Angers

angelique.piron@univ-angers.fr

© 2011 by Angélique Aubier-Piron. All rights reserved. Short sections of text, not to exceed two paragraphs, may be quoted without explicit permission provided that full credit, including © notice, is given to the source.

© 2011 par Angélique Aubier-Piron. Tous droits réservés. De courtes parties du texte, n'excédant pas deux paragraphes, peuvent être citées sans la permission des auteurs, à condition que la source soit citée.

La notion de risque en finance concerne l'éventualité d'observer des évolutions défavorables d'une variable du marché, le plus souvent cette variable est le prix de transaction d'un actif ou d'un portefeuille d'actifs. Ces changements sont d'autant plus dommageables pour les investisseurs qu'ils sont importants. Les investisseurs sont alors préoccupés par les forts mouvements des conditions du marché, tant en matière de prix qu'en matière de liquidité. Les autorités de marché, quant à elles, sont chargées de protéger le système financier des conditions extrêmes qui peuvent entraîner un risque systémique. Leur intérêt pour les mouvements extrêmes du marché est attesté par exemple par l'observation d'A. Greenspan¹, directeur de la banque fédérale du gouvernement américain lors de la conférence sur la mesure du risque et du risque systémique de Washington, en novembre 1998 :

« Work that characterises the statistical distribution of extreme events would be useful as well. »

Ainsi, les mouvements extrêmes sont au cœur de la définition du risque et au cœur des préoccupations des acteurs du marché. Il est alors indispensable de bien appréhender les conditions extrêmes afin de définir une mesure du risque efficace. Or, Aubier-Piron (2006) a montré que les mouvements extrêmes de la liquidité étaient d'importance aussi bien en termes de fréquence qu'en termes d'amplitude. Cet article a en effet montré que les queues de la distribution des proxies de liquidité étaient épaisses. Elles ne peuvent donc pas être correctement décrites par une loi normale. Il est alors indispensable de renouveler les dispositifs de gestion des risques traditionnellement inscrits dans le cadre de l'hypothèse de la loi normale.

Il serait donc utile de produire une mesure du risque extrême de la liquidité. Dans cette voie, nous nous inspirerons des propositions de certains auteurs visant à mesurer le risque extrême sur les rentabilités d'actifs individuels ou d'indices boursiers. Parmi ceux-ci, nous pouvons citer Embrechts, Resnick et Samorodnitsky (1998), Mac Neil (1999), Longin (2000) et Danielsson et De Vries (2002), par exemple.

Parallèlement, d'après de nombreux articles de microstructures tels que ceux de Bangia, Diebold, Shuermann et Stroughair (1999), Haberle et Persson (2000) et Shamroukh (2000), il convient d'analyser deux composantes du risque : le risque de marché et le risque de liquidité. Ces articles ont d'ailleurs proposés des mesures de Value-at-Risk ajustée du risque de liquidité (L-VaR). Cependant, la majeure partie de ces travaux ne s'interroge pas sur la dépendance possible entre ces sources de risques puisqu'ils retiennent, pour la plupart, une formulation additive des VaR associées à chaque facteur de risque.

L'objectif de cet article est donc de proposer une mesure du risque extrême qui tient compte explicitement du risque de liquidité extrême. Ceci afin d'une part, d'évaluer son importance et d'autre part de contribuer à une meilleure gestion de ce risque. Pour répondre à ces objectifs, les deux courants de littérature présentés précédemment pourront être mobilisés et réunis. De plus, dans des conditions extrêmes, les risques peuvent s'avérer être corrélés. On connaît le phénomène de contagion qui s'est mis en place lors des dernières crises financières. Longin et Solnik (2001) montrent, par exemple, que les rentabilités sur les marchés actions de différentes places boursières internationales (considérées deux à deux) sont particulièrement corrélées en période de stress. Ainsi, l'articulation des risques de liquidité et de marché peut avoir un impact majeur dans l'évaluation du risque extrême global.

Nous exposons, dans la première section, les éléments théoriques qui permettent d'étudier la question de l'agrégation de deux sources de risque. Dans la deuxième section, nous estimons la dépendance entre les risques extrêmes de liquidité et de marché et fournissons une mesure agrégée de ces risques. Enfin, dans la troisième section, nous concluons sur nos résultats.

1 Une mesure de risque agrégée extrême : risque de liquidité et risque de marché

La question de l'agrégation de deux sources de risques au sein d'une même mesure intéresse non seulement les intervenants du marché mais également les chercheurs. Il existe ainsi tout un courant de littérature qui étudie comment intégrer la mesure du risque de liquidité dans une mesure de risque global.

Nous analysons, dans un premier point, le cas de risques parfaitement dépendants pour lesquels il n'y a pas de diversification possible. Ce cadre d'analyse a été retenu dans les modèles de *Value-at-Risk* ajustée de la liquidité (L-VaR). Dans un deuxième point, nous envisageons le cas plus général où les risques ne sont

¹ Le compte-rendu de l'intervention d'Alan Greenspan est disponible sur le site : <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/1998/default.htm>.

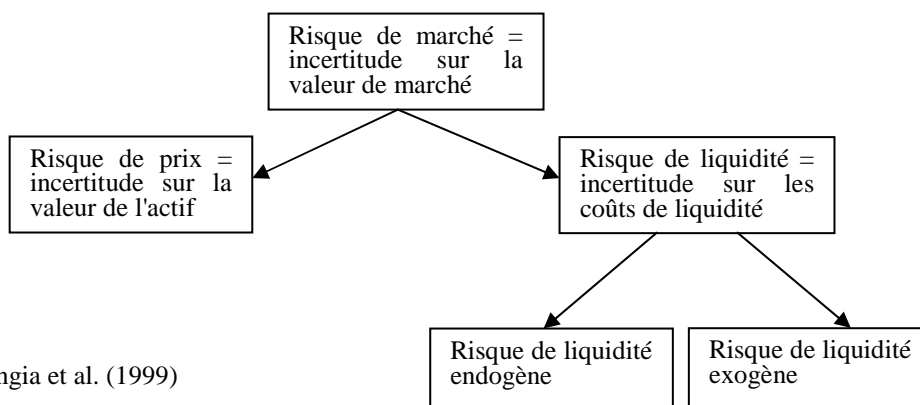
pas parfaitement dépendants. Dans ce dernier cas, il est alors indispensable d'expliquer comment mesurer la dépendance des valeurs extrêmes et comment intégrer le degré de dépendance dans une mesure de risque.

1.1. Le cas de risques parfaitement dépendants ou VaR non diversifiée

La modélisation du risque de liquidité a été proposée depuis quelques années [Bangia, Diebold, Shuermann et Stroughair (1999), Berkowitz (2000), Häberle et Persson (2000) et Shamroukh (2000) par exemple]. Les professionnels en particulier ont travaillé sur ce thème suite aux crises financières récentes puisque les mouvements de liquidité ont été très néfastes pour les établissements bancaires et financiers. Ainsi, une volonté est née de mieux évaluer l'exposition de tels établissements au risque de liquidité et les pertes qu'ils encourent. Cette problématique intéresse non seulement l'ensemble des établissements financiers (Recommandations des accords de Bâle) mais aussi tout investisseur soumis à ce type de risque lorsqu'il détient une position. Les réponses apportées sont majoritairement des mesures de risque de type *Value-at-Risk*. Nous proposons d'examiner les hypothèses utilisées ainsi que les principaux résultats de ces approches.

Bangia, Diebold, Shuermann et Stroughair (1999) proposent ainsi une décomposition du risque global en une composante liée à la valeur fondamentale et une autre liée à l'illiquidité, chacune de ces composantes ayant une incidence sur les pertes possibles de l'investisseur. Allant plus loin dans leur analyse du risque de liquidité, ils distinguent deux composantes, l'une dite exogène et l'autre dite endogène. Afin de mieux comprendre la structure du risque de liquidité et de marché², nous reprenons la présentation schématique de Bangia et al. (1999) dans la Figure 1:

Figure 1: Décomposition du risque de marché.



Source : Bangia et al. (1999)

La liquidité exogène correspond à la partie des coûts d'illiquidité qui est identique pour tous les investisseurs. Elle correspond à une composante fixe des coûts d'illiquidité alors que l'illiquidité endogène est spécifique à la position de l'investisseur. La taille de la position influence très largement l'illiquidité endogène. Cette composante correspond à l'impact de prix d'une transaction. Cette composante dynamique est alors directement liée à la manière dont on liquide sa position. La modélisation de ce coût d'illiquidité endogène a été examinée par plusieurs auteurs³. Il faut noter que l'évaluation empirique de cette composante est très délicate en raison de la nécessité de disposer de données de carnet d'ordres difficilement accessibles.

C'est pourquoi, Bangia et al. se focalisent sur l'illiquidité exogène. Leur proposition permet de calculer une mesure de *Value-at-Risk* ajustée de l'illiquidité mais tenant compte uniquement de la première composante. Ils considèrent que les coûts liés à cette composante exogène correspondent à la moitié de la fourchette. Sous l'hypothèse de parfaite dépendance des risques, ils obtiennent la *Value-at-Risk* en additionnant la *Value-at-Risk* calculée sur le milieu de la fourchette et la moitié de celle calculée sur la fourchette. De plus, il suppose que la loi normale permet de décrire correctement le comportement de la fourchette et de la rentabilité (sur le milieu de fourchette).

² Le risque de marché représente le risque de fluctuation de la valeur fondamentale (de marché) du titre.

³ Voir par exemple Jarrow et Subramanian (1997), Bertsimas et Lo (1998) et Chriss et Almgren (2000), et François-Heude et Van Wynendeale (2000).

D'autres auteurs ont enrichi le calcul de la *Value-at-Risk* en intégrant la composante endogène. Berkowitz (2000) intègre l'impact de prix des transactions. Häberle et Persson (2000) et Shamroukh (2000) proposent quant à eux une *Value-at-Risk* qui dépend explicitement du temps de liquidation et de la stratégie de liquidation.

Ces extensions de la *Value-at-Risk* ajustée de la liquidité permettent d'évaluer le risque de liquidité non seulement au travers de la fourchette, qui représente un coût fixe mais aussi au travers de l'impact de prix, c'est-à-dire la réponse du prix aux volumes échangés. Dans le cas de l'étude des valeurs extrêmes, thème central de cet article, il apparaît plus difficile de construire les valeurs extrêmes de cette autre composante de liquidité.

Ainsi, ces modèles présentent le risque de liquidité comme une composante additionnel du risque de marché. Cependant, l'hypothèse de parfaite dépendance des deux sources de risque adoptée dans la majorité de ces travaux semble simplificatrice ou au moins hâtive. Il est donc nécessaire de pouvoir étudier en amont cette question de la dépendance qui peut exister entre le risque de liquidité et le risque de marché.

Quant bien même, le caractère de parfaite dépendance des risques aurait été démontré, il n'implique pas nécessairement une parfaite dépendance des queues. En effet, la structure de dépendance des queues peut être différente de celle obtenue sur l'intégralité de la distribution. Longin et Solnik (2001) montrent que la dépendance entre les places boursières est accentuée en période de stress (variations au-delà d'un seuil des rentabilités). Il est alors envisageable que les sources de risques évoluent différemment en période de stress. Ainsi, pour évaluer la *Value-at-Risk* extrême agrégée, il est indispensable de connaître la structure de dépendance entre les deux risques extrêmes étudiés.

Nous analysons la question de la dépendance dans la suite. Pour cela, nous examinons quelques mesures de dépendance afin d'identifier celle qui est la plus appropriée à l'étude des valeurs extrêmes.

1.2. Analyse de la dépendance

L'étude des valeurs extrêmes dans un cas multivarié est très délicate et la littérature ne fournit encore que très peu de résultats. La plus grande difficulté réside dans la mesure de la dépendance entre les actifs ou les risques et l'intégration de cette dépendance dans l'estimation de la distribution jointe des extrêmes. Plusieurs mesures de la dépendance ont été proposées dans la littérature. Nous présentons les deux principales. La première mesure est la mesure la plus « naturelle » ; elle correspond à la corrélation qui capte la dépendance linéaire. La seconde mesure est la plus adaptée à l'étude des extrêmes. Il s'agit de la copule.

1.2.1. La corrélation

Longin (2000) étudie le problème du calcul de la *Value-at-Risk* sur une position agrégée de plusieurs risques. Il propose une formule ad-hoc pour agréger les *Value-at-Risk* de chaque source de risque en une mesure globale du risque :

Si on considère q risques dont les poids dans le portefeuille sont $\omega_i, i=1, \dots, q$, il est possible d'exprimer la mesure globale du risque, VaR à partir des mesures de risques de chaque source VaR_i :

$$(1) \quad VaR = \sqrt{\sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q \rho_{i,j} \omega_i \omega_j VaR_i VaR_j}$$

Cette expression du risque agrégé est similaire à celle utilisée dans le cadre moyenne-variance.

Or, l'analogie entre la décomposition de la variance et la décomposition de la VaR n'est possible que dans le cas de distributions elliptiques⁴ [Embrechts, Mac Neil et Straumann (1999) (théorème 1)]. De plus, dans ce cas, cette mesure de risque est cohérente au sens de Artzner, Delbaen, Eber et Heath (1999).

Ces deux remarques permettent de dire que la formule établie par Longin (2000) ne peut être utilisée que dans le cas où l'on suppose implicitement que la distribution multivariée des sources de risque est normale ou plus généralement elliptique ; une loi de Student par exemple. Cette hypothèse ne semble pas adaptée à l'analyse des risques extrêmes puisque généralement les distributions extrêmes ne peuvent être supposées normales. Embrechts et al. (1999, section 5) et Bouyé et Salmon (2000) soulignent les erreurs

⁴ Les distributions elliptiques intègrent les distributions normales, t-student, log-normale, ...

d'interprétation que l'on peut commettre en utilisant la corrélation comme indicateur de dépendance dans des cas inappropriés. Il est alors préférable d'envisager d'autres mesures de dépendance puisque la corrélation ne semble pas capable de résumer complètement la structure de dépendance des variables. Nous analysons la notion de copule qui semble mieux adaptée à l'analyse de la dépendance des extrêmes.

1.2.2. Les copules

Les copules sont de plus en plus présentes dans la littérature financière depuis quelques années, en particulier, dans le domaine de la gestion des risques, de la modélisation du risque de crédit, de l'évaluation d'options ou en matière de choix de portefeuilles. Les copules représentent une manière de résumer la structure de dépendance de plusieurs variables aléatoires. La copule s'exprime comme une fonction des distributions marginales des variables aléatoires et permet de faire le lien entre ces distributions marginales et la distribution multivariée. De manière alternative, on dit qu'elle est elle-même une distribution multivariée dont les distributions marginales sont uniformes.

Soient X_1, \dots, X_N , N variables aléatoires de distributions marginales $F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N)$. La fonction de copule C combine les distributions marginales pour donner la distribution multivariée F :

$$C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N)) = F(x_1, x_2, \dots, x_N)$$

Il est possible de l'exprimer en fonction de variables ayant des distributions uniformes U_1, U_2, \dots, U_N . Nous verrons que cet aspect est très important pour la procédure d'estimation.

$$\begin{aligned} F(x_1, x_2, \dots, x_N) &= \Pr[X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_N \leq x_N] \\ &= \Pr[F_1^{-1}(U_1), F_2^{-1}(U_2), \dots, F_N^{-1}(U_N)] \\ &= \Pr[U_1 \leq F_1(x_1), U_2 \leq F_2(x_2), \dots, U_N \leq F_N(x_N)] \\ &= C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N)) \\ &= C(u_1, u_2, \dots, u_N) \end{aligned}$$

Il est possible de faire plusieurs remarques sur cette mesure de dépendance :

- Pour une distribution multivariée donnée, il existe toujours une fonction de copule. Si les marginales sont continues, la fonction de copule est unique.
- Par contre, pour des distributions marginales données et une matrice de corrélation linéaire donnée, plusieurs copules sont possibles.
- La fonction de copules est invariante à des transformations monotones croissantes des distributions marginales.
- Dans le cas où les variables aléatoires X_1, \dots, X_N sont indépendantes, la fonction copule prend la forme de la « copule de production » :

$$C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_N(x_N)) = F(x_1)F(x_2), \dots, F(x_N)$$

Il existe des familles de copules qui peuvent être adaptées à certaines problématiques. C'est le cas des copules de survie ou des copules extrêmes. Nous allons nous intéresser particulièrement à cette dernière famille.

1.2.3. Les copules extrêmes

Une famille de copules est particulièrement adaptée aux comportements des valeurs extrêmes : les copules extrêmes. Elles se basent sur l'analyse de la dépendance des queues uniquement. Elles permettent de modéliser la dépendance des événements extrêmes.

La définition générale de ces copules est la suivante :

$$C(u_1^t, u_2^t, \dots, u_N^t) = C^t(u_1, u_2, \dots, u_N) \quad \forall t > 0$$

Plusieurs spécifications de copules extrêmes sont utilisées dans la littérature. Le tableau suivant, tiré de Bouyé, Durrleman, Nikeghbali, Riboulet et Roncalli (2000), présente la spécification de ces différentes copules extrêmes dans le cas bivarié.

Tableau 1: Les copules extrêmes paramétriques

Nous précisons que u_1 et u_2 sont les marginales de distribution uniforme et \tilde{u}_1 et \tilde{u}_2 sont égales respectivement à $-\ln(u_1)$ et $-\ln(u_2)$.

Nom	α	$C(u_1, u_2)$
C^\perp		$u_1 u_2$
Gumbel	$[1, \infty)$	$\exp\left[-(\tilde{u}_1^\alpha + \tilde{u}_2^\alpha)^{1/\alpha}\right]$
Gumbel II	$[0, 1]$	$u_1 u_2 \exp\left[\alpha \frac{\tilde{u}_1 \tilde{u}_2}{\tilde{u}_1 + \tilde{u}_2}\right]$
Galambos	$[0, \infty)$	$u_1 u_2 \exp\left[(\tilde{u}_1^{-\alpha} + \tilde{u}_2^{-\alpha})^{-1/\alpha}\right]$
Hüsler-Reiss	$[0, \infty)$	$\exp[-\tilde{u}_1 \vartheta(u_1, u_2, \alpha) - \tilde{u}_2 \vartheta(u_1, u_2, \alpha)]$
Marshall-Olkin	$[0, 1]^2$	$u_1^{1-\alpha_1} u_2^{1-\alpha_2} \min(u_1^{\alpha_1}, u_2^{\alpha_2})$
C^+		$\min(u_1, u_2)$

Ces fonctions copules sont relativement simples puisque, hormis les paramètres qui définissent les marginales, un seul paramètre doit être estimé. De plus, ce paramètre α s'interprète directement comme une mesure de dépendance. Dans le cas de la copule de Gumbel I, le paramètre α est compris entre $[1, \infty)$. Lorsqu'il tend vers 1, les queues sont asymptotiquement indépendantes et lorsqu'il tend vers l'infini, les queues sont de plus en plus dépendantes.

Même si les copules sont de plus en plus utilisées en finance, elles ont été peu mises en œuvre sur le thème des valeurs extrêmes. Pourtant, Longin et Solnik (2001) utilisent la copule de Gumbel I pour étudier la dépendance entre les marchés en période de stress. Bouyé (2002) compare, quant à lui, plusieurs copules extrêmes sur trois indices de titres et analyse la mesure de risque agrégée sur les trois positions. Il montre que la copule de Gumbel I est cohérente avec la théorie des valeurs extrêmes multivariés et peut être utilisée pour modéliser la structure de dépendance limite ou asymptotique.

En matière de *Value-at-Risk*, il n'existe pas de formule analytique permettant d'intégrer cette mesure de dépendance dans une *Value-at-Risk* agrégeant plusieurs sources de risques. Il est, en effet, nécessaire, pour ce faire, de calculer la *Value-at-Risk* sur une position à l'aide de la distribution multivariée. Comme il est difficile de déterminer une forme analytique de la *Value-at-Risk* sur une position agrégée dans le cas général, les auteurs [Embrechts, Hoïng et Juri (2003) et Denuit, Genest et Marceau (1999)] ont tenté de définir des bornes à l'intérieur desquelles la *Value-at-Risk* agrégée se trouve, en particulier pour la somme de deux risques. Un des seuls résultats dont on dispose sur la *Value-at-Risk* agrégée s'inscrit dans le cadre où les risques sont co-monotoniques ou indépendants. Dans ce cas, la *Value-at-Risk* de la somme de deux risques est égale à la somme des deux mesures de risques individuelles. Dans les autres cas, la *Value-at-Risk* peut être indifféremment supérieure ou inférieure à la somme des *Value-at-Risk* individuelles. Ces résultats sont présentés par exemple dans les travaux de Artzner et al. (1999) et Embrechts (2000a).

Afin de définir la *Value-at-Risk* agrégée, il est indispensable pour nous d'évaluer correctement la structure de dépendance. L'étude des valeurs extrêmes nous incite à adopter la notion de copule et, en particulier, la notion de copule extrême. Parmi celles qui sont proposées, nous choisissons la copule de Gumbel I puisqu'elle a été adoptée dans quelques articles récents [Longin et Solnik (2001) et Bouyé (2002)]. Nous proposons une illustration de la mesure agrégée des risques extrêmes de liquidité et de marché sur des titres français.

2. L'évaluation du risque extrême agrégé

Les positions en actions comme d'autres actifs financiers sont exposées simultanément le risque de liquidité et le risque de marché. Il est donc préférable de ne pas estimer de manière isolée le risque de liquidité mais de calculer plutôt un risque global sur la position en agréant les deux sources de risque. La question de l'agrégation de deux sources de risque nécessite l'étude de la dépendance entre les deux sources. Avec la relation de dépendance adéquate, il est possible d'estimer le risque global.

Nous analysons, dans un premier point, les extrêmes des rentabilités et des fourchettes. Puis, dans un deuxième point, nous testons l'existence d'une dépendance entre ces deux risques extrêmes. Dans un dernier point, nous estimons le risque global d'une position.

2.1. Le comportement des extrêmes des rentabilités et de la liquidité.

Les données que nous avons réunies portent sur cinq titres individuels : Accor, LVMH, Saint Gobain, Lafarge et Total. Ces titres ont été sélectionnés pour leur niveau de liquidité relativement important afin d'éviter des données manquantes. La période d'analyse est de 8 années s'écoulant du 13/03/93 au 29/12/00. Enfin, nous avons choisi d'extraire les données sur une fréquence journalière afin de réunir suffisamment d'observations pour construire les extrêmes. Nous obtenons alors 1955 observations dans l'échantillon initial pour les fourchettes relatives ainsi que des rentabilités journalières.

Nous construisons dans un premier temps, les rentabilités sur le milieu de la fourchette. Cette variable de la rentabilité est calculée sur le milieu de la fourchette de manière à pouvoir étudier de manière isolée l'impact de la fourchette sur les pertes potentielles des investisseurs. Ceci suppose implicitement que la rentabilité totale obtenue par l'investisseur est la résultante de deux composantes comme le précise Bangia et al. (1999) : l'une liée à la rentabilité sur le prix du milieu de fourchette et l'autre liée à la fourchette. La composante de la fourchette vient diminuer la rentabilité sur le prix du milieu de la fourchette.

Afin d'analyser la structure de dépendance entre les extrêmes de la fourchette et des rentabilités, il est nécessaire de construire des couples de valeurs extrêmes. Pour définir un extrême, il est possible d'utiliser principalement deux méthodes : la méthode des blocs et la méthode des valeurs au-delà d'un seuil. La méthode des blocs consiste à retenir la valeur maximale observée sur une fenêtre de temps fixé a priori (par exemple toutes les semaines ou tous les mois). Cette méthode souffre de plusieurs inconvénients : le premier est qu'elle nécessite un échantillon relativement long pour obtenir un nombre suffisant d'extrêmes. Un deuxième inconvénient est qu'elle peut conduire à sélectionner des valeurs qui ne sont pas extrêmes au regard de l'ensemble de l'échantillon. Par ailleurs, elle peut également conduire à ignorer plusieurs extrêmes sur la même période puisque l'on retient uniquement la valeur maximale. Ceci est assez fréquent en raison de « grappes de volatilités » qui surviennent sur les marchés. A contrario, cette méthode empêche généralement l'existence d'hétéroscédasticité dans les données.

La méthode des valeurs au-delà d'un seuil, appelée « Picks over a threshold » (POT) consiste quant à elle à retenir l'ensemble des valeurs au-delà d'un seuil. Cela revient donc à tronquer la distribution à partir d'un certain niveau représentant la valeur au-delà de laquelle les valeurs seront considérées comme des valeurs extrêmes. Cette méthode a l'intérêt de retenir un ensemble de valeurs homogènes contrairement à la méthode des blocs. En revanche, le choix du seuil est une vraie difficulté dans la mise en œuvre de cette méthode. Un seuil élevé garanti la sélection de valeurs extrêmes mais conduit automatiquement à retenir un faible nombre d'observations ce qui peut créer des difficultés supplémentaires dans l'estimation de la distribution. Si l'on retient au contraire un seuil plutôt faible, le nombre d'observations permet d'estimer plus facilement les paramètres mais les valeurs sélectionnés ne sont plus tout à fait « extrêmes ». Il existe donc un arbitrage entre la qualité des estimations et la sélection de « vrais » extrêmes. Malgré tout, cette dernière méthode tend à s'imposer pour étudier les valeurs extrêmes. Nous choisissons donc cette dernière méthode.

Comme nous nous intéressons à des extrêmes bivariés. Il nous faut donc choisir un seuil pour les rentabilités et un seuil pour la fourchette. Après avoir déterminé chacun de ces deux seuils, nous sélectionnons les couples de valeurs qui correspondent à la fois à une valeur extrême pour les rentabilités et une valeur extrême pour les fourchettes, c'est-à-dire une rentabilité inférieure au seuil de rentabilité retenu et une fourchette supérieure au seuil de la fourchette choisi.

Pour choisir la valeur des seuils, nous adoptons plusieurs niveaux de seuils calculés à partir des valeurs de la moyenne et de l'écart-type des observations. Nous étudions, en particulier, les seuils égaux aux

valeurs suivantes : la moyenne moins (plus) 10%, 20%, 50% et 100% de l'écart-type pour les rentabilités (pour les fourchettes). Nous reportons dans le tableau 1, le nombre de couples extrêmes retenus et la valeur des seuils obtenue pour chaque titre de notre échantillon.

Tableau 2: Description des échantillons des extrêmes bivariés.

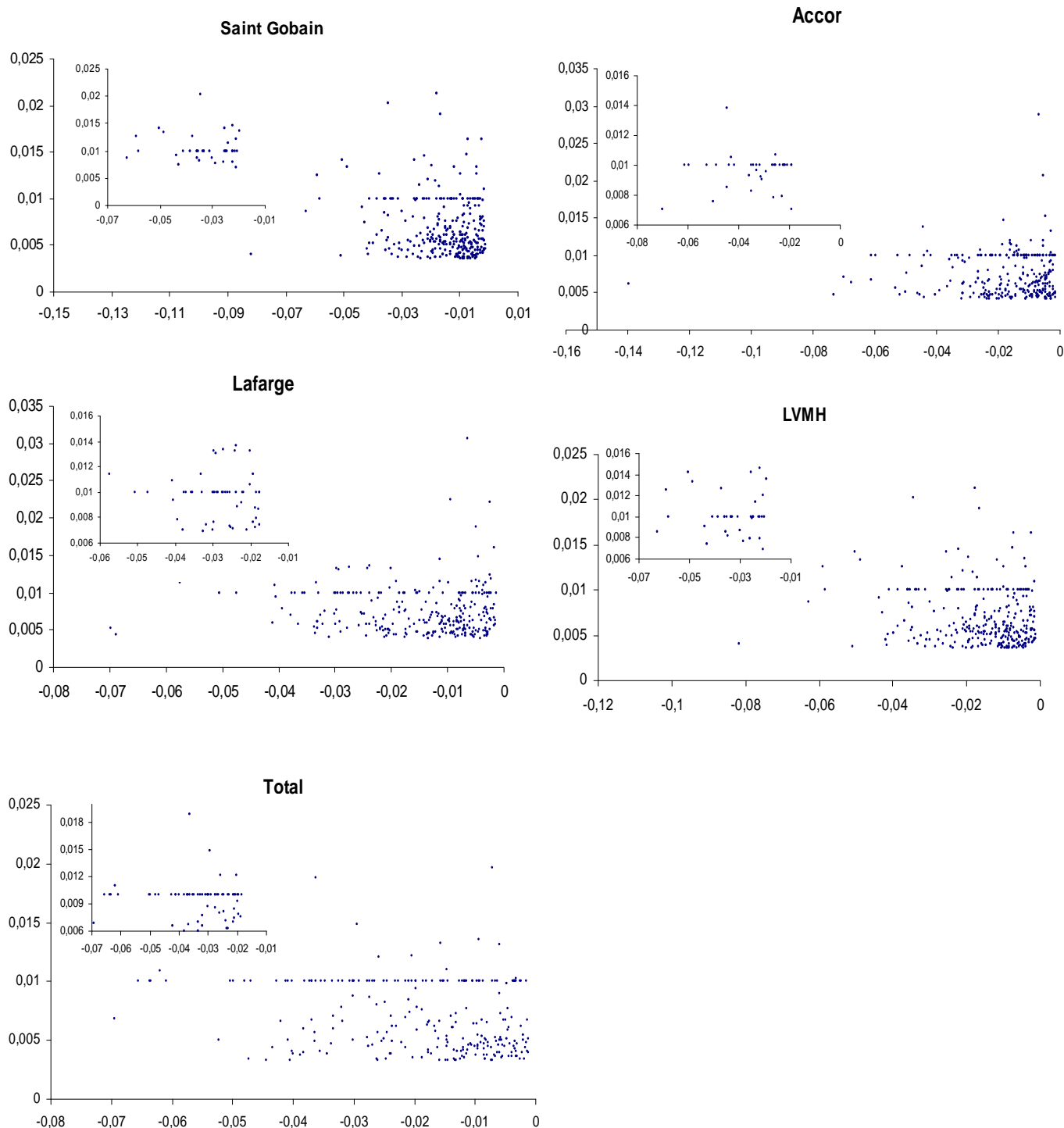
Nous précisons dans le tableau suivant, le nombre d'observations composant l'ensemble des valeurs extrêmes, il est noté *nbre*. Nous reportons également la valeur des seuils utilisés pour construire les extrêmes, l'un pour la rentabilité, noté *seuil_R* et l'autre pour la fourchette, noté *seuil_F*.

		Accor	LVMH	Saint Gobain	Lafarge	Total
10%	<i>nbre</i>	275	291	280	291	251
	<i>seuil_R</i>	-0,0014	-0,0010	-0,0010	-0,0012	-0,0010
	<i>seuil_F</i>	0,0041	0,0036	0,0036	0,0039	0,0033
20%	<i>nbre</i>	217	232	237	230	215
	<i>seuil_R</i>	-0,0033	-0,0029	-0,0029	-0,0031	-0,0029
	<i>seuil_F</i>	0,0044	0,0039	0,0039	0,0042	0,0036
50%	<i>nbre</i>	109	135	124	142	134
	<i>seuil_R</i>	-0,0092	-0,0087	-0,0087	-0,0085	-0,0087
	<i>seuil_F</i>	0,0054	0,0050	0,0050	0,0051	0,0044
100%	<i>nbre</i>	36	38	53	54	68
	<i>seuil_R</i>	-0,0189	-0,0182	-0,0182	-0,0176	-0,0183
	<i>seuil_F</i>	0,007	0,0068	0,0068	0,0066	0,0059

Le graphique 1 présente les couples d'extrêmes de chaque titre. Nous reportons sur le graphique principal le plus grand ensemble des extrêmes et dans la fenêtre en haut à gauche, le plus petit ensemble des extrêmes. A partir de ces graphiques, il semble qu'aucune relation de dépendance n'apparaisse franchement puisque les extrêmes n'apparaissent pas regroupés autour d'une droite décroissante. Si les extrêmes étaient dépendants, les fortes valeurs (négatives) des rentabilités correspondraient avec les fortes valeurs de la fourchette (points situés au haut à gauche). De la même manière, les valeurs moins extrêmes des rentabilités surviendraient en même temps que des valeurs moins extrêmes sur les fourchettes (points situés en bas à droite). Les extrêmes apparaissant plutôt très dispersés, il est alors impossible de conclure d'emblée à une relation de dépendance entre les deux variables. Pour conforter cette observation, nous proposons de tester la dépendance à l'aide du paramètre de la copule de Gumbel.

Graphique 1 : Représentations graphiques des couples extrêmes de la fourchette et des rentabilités.

Ces graphiques présentent des extrêmes bivariés. Chaque point correspond à un niveau de fourchette et un niveau de rentabilité observés à un instant donné. Il constitue un extrême dans la mesure où le niveau de rentabilité est inférieur au seuil retenu et où la fourchette est supérieure au seuil retenu. Le niveau de rentabilité est indiqué sur l'axe des abscisses et le niveau de la fourchette est reporté sur l'axe des ordonnées.



2.2. L'estimation de la structure de dépendance

Conformément aux développements précédents, nous adoptons la copule de Gumbel, qui a, par ailleurs, été utilisée par Longin et Solnik (2001) pour analyser la dépendance entre les places boursières en périodes de crises.

2.2.1. La procédure d'estimation

Nous présentons dans un premier point les différentes méthodes. Puis, dans un second point, nous explicitons celle utilisée pour notre étude.

a. Les méthodes d'estimation

Il existe deux approches pour estimer les paramètres de la distribution jointe à l'aide d'une copule. La première consiste à estimer en une seule étape les paramètres des distributions marginales et celui de la copule, c'est-à-dire le paramètre qui indique le degré de dépendance. La deuxième consiste à estimer successivement les paramètres des distributions marginales puis d'estimer le paramètre de la copule en utilisant les résultats des estimations précédentes.

Dans l'approche en une seule étape, on peut trouver des méthodes paramétriques et non paramétriques. La méthode paramétrique a été utilisée par Longin et Solnik (2001). Ils supposent des distributions paramétriques pour les distributions marginales et les utilisent pour construire la vraisemblance globale sur l'échantillon et estiment l'ensemble des paramètres θ .

La vraisemblance s'écrit :

$$\text{Équation 1} \quad l(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln c(F_1(x_1^t), F_2(x_2^t), \dots, F_N(x_N^t)) + \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^N \ln f_n(x_n^t)$$

où c est la densité de la copule.

Cette vraisemblance devient pour des distributions marginales uniformes :

$$\text{Équation 2} \quad l(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln c(u_1^t, u_2^t, \dots, u_N^t)$$

Cette méthode peut nécessiter un temps de calcul relativement important puisqu'elle implique l'estimation simultanée des paramètres des marginales et les paramètres de la copule. On peut lui préférer une estimation non-paramétrique proposée initialement par Genest et Rivest (1993) et décrite par Frees et Valdez (1998). L'estimateur proposé permet d'estimer directement le coefficient de corrélation de rang de Kendall, une mesure alternative du coefficient de dépendance des queues, α .

La deuxième approche consiste à estimer séparément les paramètres des marginales et le paramètre de la copule. Ceci est possible seulement si on suppose que les marginales sont indépendantes de la structure de dépendance.

- Dans la première étape, à l'aide des spécifications retenues pour les marginales, il est possible d'estimer les paramètres par maximum de vraisemblance à partir des résultats de la théorie des valeurs extrêmes
- Dans la seconde étape : l'estimation du paramètre de la copule est alors possible par maximisation de la vraisemblance dans laquelle les marginales sont déjà estimées:

$$l(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln c(F_1(x_1^t, \hat{\theta}_1), F_2(x_2^t, \hat{\theta}_2), \dots, F_N(x_N^t, \hat{\theta}_N), \alpha) = \sum_{t=1}^T \ln c(\hat{u}_1^t, \hat{u}_2^t, \dots, \hat{u}_N^t, \alpha)$$

Nous choisissons la dernière méthode car elle permet de scinder le problème d'estimation en deux. De ce fait, l'estimation du paramètre de la copule est alors moins coûteuse en temps que la première méthode puisque le problème de maximisation est simplifié. Nous détaillons cette méthode d'estimation appliquée à la copule de Gumbel dans le point suivant.

b. La méthode utilisée

Pour les variables initiales notées X_1 et X_2 de distributions marginales $F_1(x_1)$ et $F_2(x_2)$, nous obtenons l'expression de la distribution jointe en fonction de la copule de Gumbel :

$$F(x_1, x_2) = \exp\left[-\left\{\left(-\ln F_1(x_1)\right)^\alpha + \left(-\ln F_2(x_2)\right)^\alpha\right\}^{1/\alpha}\right]$$

La fonction de copule permet de modéliser le lien entre les marginales et la fonction de distribution jointe en tenant compte de la structure de la dépendance.

En posant $F_1(x_1) = U_1$ et $F_2(x_2) = U_2$, il est possible de réécrire la fonction de distribution jointe :

$$F(x_1, x_2) = \exp\left[-\left\{\left(-\ln U_1\right)^\alpha + \left(-\ln U_2\right)^\alpha\right\}^{1/\alpha}\right]$$

Nous précisons que pour estimer les paramètres des distributions marginales, la procédure d'estimation est un maximum de vraisemblance où la distribution paramétrique des extrêmes est introduite (les développements de cette méthode sont disponibles dans Aubier-Piron (2006)). Lorsque les paramètres sont estimés, il est possible de construire des lois uniformes à partir des lois marginales estimées.

Pour estimer le paramètre α de la copule, il est nécessaire d'exprimer la fonction de vraisemblance de l'échantillon. Nous avons vu dans la présentation des copules que la vraisemblance s'exprimait en fonction de la densité de la copule. Nous reportons l'équation 0 de la log-vraisemblance :

Équation 3
$$l(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln c(\hat{u}_1^t, \hat{u}_2^t, \dots, \hat{u}_N^t, \alpha)$$

où c est la fonction de densité de la copule de Gumbel.

Il est indispensable d'exprimer la fonction de densité de la copule de Gumbel. Elle a été établie dans quelques articles, notamment ceux de De Matteis (2001) et Bouyé (2002). Elle correspond à la dérivée seconde de la distribution de la copule par rapport à chaque composante de la distribution multivariée.

$$c(u_1, u_2) = \frac{\partial^2 C(u_1; u_2)}{\partial u_1 \partial u_2}$$

Nous reportons l'expression de la densité de la copule de Gumbel :

$$c(u_1, u_2) = (-\ln(u_1))^{(-1+\alpha)} \times \left(-1 + \alpha + \left[(-\ln(u_1))^\alpha + (-\ln(u_2))^\alpha\right]^{1/\alpha}\right) \times \\ \left[(-\ln(u_1))^\alpha + (-\ln(u_2))^\alpha\right]^{-2+\frac{1}{\alpha}} \times (-\ln(u_2))^{(-1+\alpha)} \times \\ \frac{1}{\exp\left\{\left[(-\ln(u_1))^\alpha + (-\ln(u_2))^\alpha\right]^{1/\alpha}\right\} \times u_1 \times u_2}$$

Après avoir présenté les développements permettant de calibrer la distribution jointe sur notre échantillon et d'estimer les paramètres souhaités, nous allons analyser les résultats de ces estimations dans le point suivant.

2.2.2. L'évaluation de la dépendance des risques

Nous reportons, dans le Tableau 3, le résultat des estimations des paramètres des distributions marginales ainsi que celui de dépendance intervenant dans la distribution jointe. Nous précisons que nous avons dû estimer de nouveau les paramètres des queues de la distribution des fourchettes puisque les observations retenues comme extrêmes dans le cas univarié ne sont pas identiques à celle retenues dans le cas bivarié. Nous observons des indices de queues très importants pour les valeurs seuils proches de la moyenne (10% et 20% de l'écart-type). Pour des seuils plus importants, le nombre de valeurs extrêmes est beaucoup plus faible et on obtient des indices de queues non significatifs ou négatif (50% et 100% de l'écart-type). Sur ces ensembles, il semble que les queues soient normales ou faibles. Pour les queues de rentabilités, le phénomène est quelque peu différents. Lorsque les extrêmes regroupent des valeurs peu éloignées de la moyenne (éloignées de plus de 10% de l'écart-type), l'indice de queue est relativement important et continue

d'augmenter au fur et à mesure que le nombre de valeurs extrêmes diminue dans l'échantillon, exception faite du dernier ensemble. Lorsque les seuils sont très éloignés de la moyenne, les extrêmes sont peu nombreux, les indices de queues deviennent pour certains titres non significatifs. Ceci montre qu'il faut intégrer suffisamment d'extrêmes dans les échantillons pour pouvoir observer correctement la forme des queues.

Malgré tout, on observe une majorité d'indices de queues positifs, ce qui permet de retrouver le phénomène de queues épaisses des distributions des rentabilités et de la fourchette. Dans ce cas, la proposition de copule de Gumbel paraît tout à fait appropriée pour étudier et modéliser la structure de dépendance entre les rentabilités et la fourchette.

L'estimation des paramètres de dépendance de la copule sont tous significatifs et tous très proches de un⁵. Cette valeur de l'indice de queue tend à montrer une faible dépendance voire même une indépendance asymptotique entre les queues des rentabilités et de la fourchette.

Dans de nombreux cas, nous pouvons conclure à l'indépendance asymptotique des queues de distributions. Dans un cadre plus large, la modélisation des extrêmes permet aussi de conclure à l'indépendance entre la fourchette et la rentabilité calculée sur le milieu de la fourchette. Cette indépendance des queues est très importante pour le calcul de la *Value-at-Risk* sur une position soumise à ces deux types de risques. Nous allons évaluer, dans le paragraphe suivant, la *Value-at-Risk* dans le cas où les deux sources de risques sont indépendantes.

Tableau 3 : Résultats des estimations des paramètres de la distribution jointe.

Nous reportons les paramètres estimés pour chacune des distributions marginales des variables étudiées, d'abord pour les rentabilités et ensuite pour la fourchette relative. Pour ces marginales, le coefficient σ correspond au paramètre de dispersion et ξ à l'indice de queue. Pour la distribution jointe, nous reportons la valeur du paramètre de dépendance, α .

		Accor	LVMH	Saint Gobain	Lafarge	Total
Marginale des rentabilités						
10%	ξ	0.4743	0.2911	0.3733	0.2554	0.2913
	σ	0.0069	0.0070	0.0063	0.008	0.0087
20%	ξ	0.5051	0.2957	0.3538	0.2386	0.3231
	σ	0.0069	0.007	0.0064	0.0081	0.0085
50%	ξ	0.57	0.3383	0.1676	0.3649	0.2031
	σ	0.006	0.0062	0.0074	0.0071	0.0089
100%	ξ	0.2998*	0.3096*	-	0.4557	0.2829
	σ	0.0079	0.0069	-	0.006	0.0075
Marginale de la fourchette						
10%	ξ	0.4030	0.4027	0.3231	0.4336	0.3189
	σ	0.0016	0.0016	0.0017	0.0017	0.0019
20%	ξ	0.3129	0.4030	0.3207	0.2590	0.167*
	σ	0.0017	0.0016	0.0017	0.0019	0.0021
50%	ξ	-0.2223	0.5958	0.2745	0.1719	-0.1129
	σ	0.0020	0.0014	0.0016	0.002	0.0023
100%	ξ	-0.1772	0.0788*	-	0.0892*	-0.0786*
	σ	0.0012	0.0017	-	0.0018	0.0018
Distribution jointe						
10%	α	1.0308	1.1142	1.0552	1.1030	1.2299
20%	α	1.0213	1.1185	1.0767	1.0393	1.2604
50%	α	0.9434	1.1981	1.1455	1.0202	1.1544
100%	α	0.9859	1.0256	-	0.9869	1.0481

*non significatif au seuil de 10%

- non convergence de l'algorithme de maximisation de la vraisemblance.

⁵ Les valeurs estimées en dessous de un constituent des résultats non valides puisque α appartient théoriquement à l'intervalle $[1, \infty)$.

2.3. Le calcul de la Value-at-Risk agrégée

Nous avons estimé la structure de dépendance à l'aide d'une copule de Gumbel. De cette estimation, nous pouvons conclure à l'indépendance asymptotique entre les deux sources de risques : le risque de marché et le risque de liquidité. Dans le cas particulier de l'indépendance des sources de risques, la *Value-at-Risk* agrégée est simplifiée puisqu'elle revient à faire la somme des deux *Value-at-Risk* calculées pour chaque source de risque. Cette construction de la *Value-at-Risk* revient alors à celle utilisée par Bangia et al. (1999). A la différence de Bangia et al. (1999), nous estimons chaque *Value-at-Risk* par une *Value-at-Risk* portant exclusivement sur les extrêmes plutôt que sur l'intégralité de la distribution.

Nous présentons, dans le Tableau 4, les *Value-at-Risk* agrégées pour différents niveaux de risque. La *Value-at-Risk* agrégée correspond à la somme de la *Value-at-Risk* calculée sur les rentabilités et la moitié⁶ de la *Value-at-Risk* de la liquidité. Afin d'évaluer l'importance relative de la composante de liquidité dans le risque global, nous reportons, entre parenthèses, la part relative de la *Value-at-Risk* de liquidité dans la *Value-at-Risk* agrégée. De plus, nous comparons les résultats obtenus par la méthode des valeurs extrêmes à ceux obtenus en supposant des distributions normales.

Tableau 4: Calculs des Value-at-Risk agrégées

Nous reportons dans le tableau ci-dessous la *Value-at-Risk* calculée sur les deux échantillons extrêmes des valeurs extrêmes. Le premier échantillon correspond aux valeurs éloignées de la moyenne de plus de 10% de l'écart-type et le second de 100%. Les *Value-at-Risk* calculées sur ces échantillons sont notées respectivement EVT 10% et EVT 100%. Enfin, le *Value-at-Risk* est calculée avec l'hypothèse que les distributions des rentabilités et de la fourchette sont normales. Elle est notée Norm. Nous ajoutons entre parenthèses la part du risque de liquidité dans le risque agrégé.

		Accor	LVMH	Saint Gobain	Lafarge	Total
Var à 5%	EVT 10%	6,09 (12,2)	4,91 (14,6)	4,95 (14,4)	5,35 (14,6)	5,89 (12,3)
	EVT 100%	7,09 (8,4)	6,79 (11,1)		6,99 (10,8)	6,80 (9,8)
	Norm	4,08 (4,8)	4,02 (4,2)	3,81 (4,9)	3,98 (4,4)	4,01 (3,9)
Var à 1%	EVT 10%	13,64 (9,9)	8,99 (14,8)	9,71 (12,3)	9,53 (15,8)	10,73 (11,6)
	EVT 100%	11,18 (5,8)	10,64 (8,8)		12,81 (7,5)	10,51 (7,4)
	Norm	5,28 (3,8)	5,20 (3,3)	4,93 (3,8)	5,17 (3,4)	5,19 (3,0)
Var à 0,5%	EVT 10%	19,09 (9,2)	11,46 (15,2)	12,79 (11,6)	12,01 (16,8)	13,61 (11,5)
	EVT 100%	13,63 (4,9)	12,95 (7,9)		16,90 (6,3)	12,67 (6,5)
	Norm	7,05 (2,9)	6,94 (2,5)	6,59 (2,9)	6,90 (2,6)	6,93 (2,3)

A partir du tableau ci-dessus, nous notons que la *Value-at-Risk* extrême agrégée est très largement supérieure à celle obtenue dans le cas de lois normales. Les pertes calculées avec les valeurs extrêmes peuvent représenter plus du double des pertes calculées avec la loi normale. La méthode proposée par Bangia et al (1999) qui s'apparente à celle où les distributions sont normales, sous-estime les pertes pour des niveaux de risques élevés. Ceci montre l'erreur commise sur l'appréciation du risque si l'investisseur estime son risque avec une loi normale. Ce résultat pourrait inciter les autorités régulatrices à modifier les règles d'évaluation des risques et à promouvoir la généralisation de l'utilisation de la méthode des valeurs extrêmes.

⁶ On considère que le prix de transactions est égal au prix du milieu de fourchette plus ou moins la moitié de la fourchette. Ainsi, l'investisseur subit un risque de marché correspondant aux variations du milieu de la fourchette et un risque de liquidité correspondant aux variations de la moitié de la fourchette.

Nous remarquons que les pertes calculées à l'aide des valeurs extrêmes peuvent s'avérer extrêmement importantes. Elles restent dans une fourchette de 6 à 8% pour un niveau de risque de 95% alors qu'elles augmentent entre 9 et 14% pour un niveau de risque de 99% et entre 12 et 20% pour le niveau de risque le plus élevé. Il est donc possible de perdre jusqu'à près de 20% de la valeur d'un portefeuille pour un risque extrême (risque de marché et risque de liquidité confondus).

De plus, nous avons reporté la part du risque de liquidité (mesuré par la moitié de la *Value-at-Risk* extrême de liquidité) dans la mesure de risque globale. Nous notons que dans le cas de lois normales, le risque de liquidité représente moins de 5% de la *Value-at-Risk* globale. Lorsque l'on considère les périodes de stress et de mouvements extrêmes de la liquidité, le risque de liquidité explique près de 15% des pertes totales pour le premier échantillon des extrêmes (EVT 10%) et près de 10% pour le deuxième échantillon (EVT 100%). Ces derniers résultats montrent que les extrêmes des fourchettes ont des valeurs qui augmentent plus rapidement que celles de la rentabilité lorsque les observations deviennent de plus en plus extrêmes. Le risque de liquidité a donc un poids qui augmente dans les périodes de stress. Cette remarque justifie l'appellation de « risque de crise de liquidité ». C'est dans les moments très extrêmes que le risque de liquidité est le plus important. Il est donc indispensable de pouvoir l'évaluer correctement dans de telles conditions.

3. Conclusion

L'étude que nous avons menée sur les valeurs extrêmes de la liquidité et des rentabilités, permet de montrer l'importance des mouvements extrêmes de la liquidité. En effet, les paramètres de queues sont très largement supérieurs à zéro. L'un des premiers résultats de cette étude est donc que les distributions comportent des queues épaisses. Ce phénomène rend alors incorrect l'évaluation du risque de liquidité à l'aide d'une distribution normale. L'objectif du présent article était, en conséquence, de proposer une modélisation adéquate du risque extrême ou catastrophe de liquidité. Pour cela, nous disposons de la théorie des valeurs extrêmes et de la définition de la *Value-at-Risk*. Avec ces deux éléments, nous avons vu qu'il était possible d'estimer une mesure de risque de type *Value-at-Risk* sur la distribution des valeurs extrêmes uniquement mais sur une position agrégée.

Après avoir rappelé les insuffisances de la corrélation comme mesure de dépendance des valeurs extrêmes, nous avons proposé d'utiliser, à la suite de divers travaux de la littérature récente, la copule de Gumbel pour mesurer la dépendance des valeurs extrêmes caractérisant le risque de marché d'une part et le risque de liquidité d'autre part. Cet outil nous a permis de conclure à l'indépendance entre ces deux sources de risque.

L'examen de la question du risque agrégé d'une position nous a permis de modéliser la structure de dépendance de deux variables ayant des queues épaisses. L'estimation du paramètre de dépendance entre les deux sources de risques nous a conduit à conclure à l'indépendance des queues de distributions. Ceci signifie que les mouvements extrêmes des rentabilités et de la fourchette ne se produisent pas nécessairement au même moment. Dans ce cas particulier d'indépendance, il est alors possible de calculer la *Value-at-Risk* agrégée en faisant la somme des *Value-at-Risk* extrêmes individuelles. Les estimations de la mesure agrégée du risque sur les quelques titres qui composent notre échantillon montrent que le risque extrême agrégé est très largement supérieur à celui obtenu dans le cas de lois normales : il peut être 2 à 3 fois supérieur. Cette différence montre combien il est important de bien prendre en compte les valeurs extrêmes dans la modélisation des distributions des rentabilités et de la liquidité. La différence d'appréciation des pertes potentielles peut devenir dramatique en cas de crises du marché aussi bien pour les investisseurs finaux que pour les établissements financiers. De ce fait, les autorités régulatrices ont tout intérêt à imposer des règles de calcul de l'exposition au risque tenant compte des mouvements extrêmes des marchés puisque leur objectif est de garantir la survie du système financier dans les cas les plus défavorables du marché.

Bibliographie :

- Artzner P., F. F. Delbaen, J.M. Eber et D. Heath [1999] “Coherent Measures of Risk”, *Mathematical Finance*, 9(3), 203-228.
- Aubier-Piron, A. [2006] “Les mouvements extrêmes de liquidité”, *Banques & Marchés*, nov-oct 2006, n°84, p20-29.
- Bangia A., F. Diebold, T. Schuermann et J. Stroughair [1999] “Liquidity on the outside”, *Risk*, juin, 68-73.
- Berkowitz J. [2000] “Breaking the silence” *Risk*, octobre, 105-108.
- Bertsimas D. et A. Lo [1998] “Optimal control of execution costs”, *Journal of Financial Markets*, 1, 1-50.
- Bouyé E, (2002), “Multivariate extremes at work for portfolio risk measurement”, *Finance*, vol. 23, n°2, pp.125-144.
- Bouyé E. et M. Salmon [2000] “Measuring the Dependence between Financial Assets Using Copula”, *Working Paper*, FEREC, City University Business School, London and HSBC Asset Management.
- Bouyé E., V. Durrleman, A. Nickeghbali, G Riboulet et T. Roncalli [2000] “Copulae for Finance – A Reading Guide and Some Applications” *Working paper*, FEREC, City University Business School, London et Groupe de Recherche Opérationnelle, Crédit Lyonnais.
- Chriss N. et R. Almgren, [2000] “Optimal execution of portfolio transactions”, *Journal of Risk*, winter 2000, n°3, p 5-39.
- Danielsson J. et C.G. de Vries [2002] “Where do Extremes Matter?”, *Working Papers*, FMG WP.
- De Matteis R. [2001] “Fitting Copulas to Data”, *Thesis* of Institute of Mathematics of the University of Zurich.
- Denuit M., Ch. Genest et E. Marceau [1999] “Stochastic bounds on sums of dependent risks”. *Insurance: Mathematics and Economics* 25, 85-104.
- Embrechts P. [2000a] “Extreme Value Theory: Potential and Limitations as an Integrated Risk Management Tool”, *Derivatives Use, Trading & Regulation* 6, 449-456.
- Embrechts, P., Hoeing, A., Juri, A. [2003] “Using Copulae to Bound the Value-at-Risk for functions of dependent risk”, *Finance Stochastic*, n°7, p 145-167.
- Embrechts P., A. Mac Neil et D. Straumann [1999] “Correlation: Pitfalls and alternatives A short, non-technical article”, *Risk*, Mai, 69-71.
- Embrechts P, S. Resnick et G. Samorodnitsky [1998] “Living on the Edge”, *Risk*, janvier, 96-100.
- François-Heude A. et Van Wynendeale P. [2000], “Integrating liquidity risk in a parametric intraday VaR framework”, *Working Paper*, University of Mons, (Belgium).
- Frees E.W. et E.A. Valdez [1998] “Understanding Relationships using Copulas”, *North American Actuarial Journal*, 2, 1-25.
- Genest C. et L. Rivest [1993] “Statistical Inference Procedure for Bivariate Archimedean Copula”, *Journal of the American Statistical Association*, 88, 1034-1043.
- Häberle R. et P-G. Persson [2000] “Incorporating Market Liquidity Constraints in Value-at-Risk” *Banques & Marchés*, 44, 14-19.
- Jarrow R. et A. Subramanian, [1997] “Mopping Up Liquidity”, *Risk*, décembre, 170-173.

- Longin F. [2000] “From VaR to Stress Testing: the Extreme Value Approach”, *Journal of Banking and Finance*, 24, 1097-1130.
- Longin F. et B Solnik [2001] “Extreme Correlation of International Equity Markets”, *Journal of Finance*, 56(2), 649-676.
- Mac Neil A. J. [1999] “Extreme Value Theory for Risk Managers.”, *Internal Modeling and CAD II*, Risk Books, 93–113.
- Shamroukh N. [2000] “Modelling liquidity risk in VAR models”, Working paper, Algorithmics UK.

Les autres documents de travail du GRANEM accessibles sur le site Web du laboratoire à l'adresse suivante :
(<http://ead.univ-angers.fr/~granemo8/spip.php?rubrique36>) :

Numéro	Titre	Auteur(s)	Discipline	Date
2008-01-001	The Cognitive consistency, the endowment effect and the preference reversal phenomenon	Serge Blondel, Louis Lévy-Garboua	Théorie du Risque	octobre 2008
2008-02-002	Volatility transmission and volatility impulse response functions in European electricity forward markets	Yannick Le Pen, Benoît Sévi	Econométrie Appliquée	octobre 2008
2008-03-003	Anomalies et paradoxes dans le cas des choix alimentaires : et si les carottes n'étaient pas oranges ?	Serge Blondel, Christophe Daniel, Mahsa Javaheri	Economie Expérimentale	octobre 2008
2008-04-004	The effects of spatial spillovers on the provision of urban environmental amenities	Johanna Choumert, Walid Oueslati, Julien Salanié	Economie du Paysage	octobre 2008
2008-05-005	Why do rational people vote in large elections with costs to vote?	Serge Blondel, Louis Lévy-Garboua	Théorie du Risque	novembre 2008
2008-06-006	Salaires, conditions et satisfaction au travail	Christophe Daniel	Economie du Travail	novembre 2008
2008-07-007	Construction communicationnelle du stock de connaissances de la compétence collective – Contribution à partir d'une conversation.	Nicolas Arnaud	Gestion des Ressources Humaines	décembre 2008
2008-08-008	On the non-convergence of energy intensities: evidence from a pair-wise econometric approach	Yannick Le Pen, Benoît Sévi	Econométrie Appliquée	décembre 2008
2008-09-009	Production of Business Ethics	Guido Hülsmann	Economie Politique	décembre 2008
2008-10-010	Time preference and investment expenditure	Guido Hülsmann	Economie Politique	décembre 2008
2008-11-011	Le marché de la photographie contemporaine est-il soluble dans celui de l'art contemporain ?	Dominique Sagot-Duvauroux	Economie de la Culture	décembre 2008
2008-12-012	The newsvendor problem under multiplicative background risk	Benoît Sévi	Microéconomie de l'Incertain	décembre 2008
2009-01-013	Complémentarité de la collaboration électronique et de l'investissement relationnel : étude de cas exploratoire d'un SIO dans le secteur du meuble	Redouane Elamrani, Nicolas Arnaud	Organisation	avril 2009
2009-02-014	On the realized volatility of the ECX CO2 emissions 2008 futures contract: distribution, dynamics and forecasting	Julien Chevallier, Benoît Sévi	Finance	mai 2009
2009-03-015	The communicational making of a relation-specific skill: contributions based on the analysis of a conversation to strategy-as-practice and resource-based view perspectives	Nicolas Arnaud	Stratégie	juin 2009
2009-04-016	Le droit d'auteur, incitation à la création ou frein à la diffusion ? Une analyse empirique du cas de la création télévisuelle	Françoise Benhamou, Stéphanie Peltier	Economie de la Culture	septembre 2009
2009-05-017	Diversity analysis in cultural economics: theoretical and empirical considerations	Françoise Benhamou, Renato G. Flôres Jr., Stéphanie Peltier	Economie de la Culture	septembre 2009
2009-06-18	L'épargne retraite en entreprise : un état des lieux au regard de l'expérience américaine	Fabrice Pansard, Bruno Séjourné	Finance	septembre 2009
2009-07-19	Options introduction and volatility in the EU ETS	Julien Chevallier, Yannick Le Pen, Benoît Sévi	Econométrie Appliquée	septembre 2009
2009-08-20	Modeling strategic interactions between firms and local authorities – The case of a biotechnology cluster	Alain Berro, Isabelle Leroux	Economie des réseaux	septembre 2009
2009-09-21	The strategy adopted by non-profit care services organizations in dealing with the new French regulatory system: strategic coalitions and reterritorialisation of activities	Isabelle Leroux, Laurent Pujol, Eric Rigamonti	Economie Sociale	novembre 2009
2009-10-22	Une nouvelle lecture du territoire par la limite	Jean-Claude Taddei	Territoire	novembre 2009
2010-01-23	Adoption of new identity-based services: Proposition of a conceptual model based on TAM, DOI and perceived risks	Caroline Lancelot Miltgen	e-marketing	juillet 2010
2010-02-24	Young Europeans' motivations, perceived risks and requirements regarding electronic identification: Some comparative results from focus groups in four EU27 countries	Caroline Lancelot Miltgen	e-marketing	décembre 2010
2010-03-25	Analyse du risque de non-exécution des ordres à la bourse de Paris	Angélique Aubier Piron	Finance	décembre 2010
2011-01-26	Who cares? Europeans' attitudes towards the disclosure of personal identity data	Caroline Lancelot Miltgen, Margherita Bacigalupo, Wainer Lusoli	Systèmes d'information et e-marketing	janvier 2011
2011-02-27	Le rôle des Business Angels dans le financement de l'innovation radicale.	Catherine Deffains-Crapsky	Finance entrepreneuriale	avril 2011
2011-03-28	The EU Financial Reform facing the Global Context	Dominique Perrut	Economie financière	mai 2011
2011-04-29	A simple test of the sustainable development hypothesis	Serge Blondel	Economie expérimentale	septembre 2011
2011-05-30	Evaluation d'un nouveau produit alimentaire : le rôle de la congruence et du packaging	Gaëlle Pantin-Sohier et Caroline Lancelot Miltgen	Comportement du consommateur	octobre 2011
2011-06-31	Une mesure de risque extrême agrégée : risque de marché et risque de liquidité	Angélique Aubier-Piron	Finance	octobre 2011