

Événement extrêmes sur les spreads de crédit

Claire Gauthier

Nathalie Pistre

ENSAE

Timbre J120, 3 avenue Pierre Larousse

92245 Malakoff cedex

# Evénement extrêmes sur les spreads de crédit

## Résumé

Le risque de crédit se matérialise par le possible défaut d'une contrepartie, et par l'évolution du spread consécutif à une détérioration perçue par le marché de la qualité de crédit de l'émission. L'évolution du spread sur les obligations (même sans changement de classe de risque) fait également partie du risque de marché et rentre en compte, à ce titre dans le calcul de la Valeur à Risque (VaR) et du capital économique nécessaire pour le couvrir. Dans cet article nous mettons en évidence la non normalité de la distributions des (logarithmes de) spreads de crédit sur un ensemble de données obligataires françaises pour 45 émissions bancaires et 34 émissions d'entreprises industrielles, et nous caractérisons la distribution de ces dernières à l'aide des distributions des valeurs extrêmes généralisées. Nous calculons les estimateurs de Hill, l'estimation par le maximum de vraisemblance de la distribution des valeurs extrêmes généralisée, ainsi que l'estimation de la distribution de Pareto généralisée associée. L'ensemble des résultats est fourni pour chaque émission obligataire et pour les classes de risque déterminées par leur notation Moody's.

## Abstract

Credit risk is defined as the potential that a counterparty will fail to meet its obligation in accordance with agreed terms and as the possible spread evolution due to the perceived worsening of the credit quality of the issuer. The spread changes are also part of market risk and enter the computation of Value at Risk and economic capital. In this article we display the absence of normality of (logarithms of) spreads among data on French bonds and characterize their distribution by the use of Generalized Extremes Distributions. We compute Hill estimator, Maximum Likelihood estimator of Generalized Extremes Distribution and estimator of the general Pareto Distribution. The whole results are given for each single bond and for aggregate classes of risk as defined by their Moody's notation.

## Introduction

Les autorités réglementaires internationales supervisant l'adéquation des fonds propres bancaires aux risques courus par les établissements sont en train de formaliser la possibilité de mettre en place des modèles internes pour évaluer le capital économique alloué au risque de crédit (Basle Committee 1999a et 1999b). De nombreuses institutions financières ont massivement investi dans le

développement de ceux-ci, en particulier pour décider d'une répartition interne du capital pour les différentes activités, cohérente avec le risque réel et la rentabilité de ces dernières.

Pour un détenteur d'un portefeuille d'obligations risquées (par opposition aux obligations d'état considérées comme sans défaut possible) le risque de crédit se matérialise par le possible défaut d'une contrepartie mais aussi par l'évolution du spread consécutif à une détérioration perçue par le marché de la qualité de crédit de l'émission. Cette qualité dépend à la fois de conditions économiques générales car la capacité de remboursement des entreprises est très sensible aux cycles économiques et de facteurs spécifiques à l'émetteur comme le levier financier, la valeur des actifs, la volatilité des actions etc. (Gauthier, Lardic 2000) ainsi que de la liquidité sur le titre particulier.

En dehors de l'événement de défaut, l'évolution du spread sur les obligations cotées peut être vue comme un risque de marché et une Valeur à Risque (VaR) peut donc être calculée pour évaluer le risque non anticipé sur le portefeuille et le capital économique nécessaire pour le couvrir.

L'accroissement dramatique des spreads de crédit à l'automne 1998 a provoqué des pertes souvent largement supérieures aux valeurs à risque calculées, car fondées pour la plupart sous l'hypothèse d'innovations gaussiennes. Phoa (1999) montre que le phénomène de 1998 n'est pas en contradiction avec la forte volatilité des spreads tout au long des années 1990's et met en évidence le fort aspect leptokurtique des séries de données de spreads américains.

L'analyse des queues de distribution est indispensable pour une mesure fine et une gestion appropriée des risques puisque par nature l'estimation de la VaR dépend de prédictions correctes sur des événements peu communs. En particulier le quantile à 99%, pivot du calcul du capital économique dans les législations européennes comme dans les directives du comité de Bâle se doit de ne pas être sous-estimé. Cette analyse peut s'avérer fort utile également pour l'évaluation des instruments dérivés de crédit ou pour des gestionnaires de portefeuille intéressés par l'investissement dans les écarts entre des obligations de risque différent.

Mesurer la vraisemblance de « pertes extrêmes » au travers des queues de distribution est donc une nécessité. Il est possible de s'intéresser uniquement aux queues de distribution sans étudier la partie centrale de celle-ci grâce à la théorie des valeurs extrêmes. Le théorème de Fisher-Tippett montre que sous des conditions peu restrictives, la distribution de probabilité des maxima est une des trois distributions maintenant devenues standards: Fréchet, Weibull ou Gumbel. La distribution de Fréchet est a priori la plus appropriée dans le contexte financier car elle correspond à des observations individuelles dont la distribution possède des queues épaisses et est cohérente avec les modèles GARCH de séries temporelles.

La théorie des valeurs extrêmes a été utilisée en finance pour l'étude des séries de taux de change (Hols et de Vries (1991), Jansen et de Vries (1991), Koedjik, Schafgans et de Vries (1990), Danielsson et de Vries (1997)) et pour celles des rendements sur les marchés d'actions (Loretan et Philipps (1994) Longin (1996), Lux (1998), Jondeau et Rockinger (1999)). Une synthèse des résultats théoriques et des aspects économétriques peut être trouvée dans Embrechts, Kluppelberg et Mikosch (1997).

L'objectif de cet article est de mettre en évidence la non normalité de la distributions des (logarithmes de) spreads de crédit sur un ensemble de données obligataires françaises pour 45 émissions bancaires et 34 émissions d'entreprises industrielles, et de caractériser la distribution de ces dernières à l'aide des distributions des valeurs extrêmes généralisées qui regroupent les trois types possibles distributions des maxima sous l'hypothèses de rendements iid. Un détenteur de portefeuille obligataire est soumis à un risque de crédit lié à l'augmentation des spreads (donc aux valeurs maximales), dont la conséquence est une diminution de la valeur de marché de la position. Cependant il existe aussi des stratégies dont le risque est à la baisse du spread (donc les valeurs minimales), notamment les stratégies spéculatives sur l'écart entre les taux de rendement des obligations d'état et ceux des obligations risquées, ou des positions dans des actifs dérivés dont le sous-jacent serait le spread de crédit. C'est la raison pour laquelle nous nous intéressons aux valeurs extrêmes de chaque côté de la distribution.

L'article est organisé comme suit : la section suivante décrit les données et présente la méthodologie de la théorie des valeurs extrêmes et une synthèse des résultats théoriques nécessaires. La section 3 fournit les résultats de ces méthodologies appliquées à nos données, en particulier les estimateurs de Hill , l'estimation par le maximum de vraisemblance de la distribution des valeurs extrêmes généralisée, ainsi que l'estimation de la distribution de Paréto généralisée associée.

L'ensemble des résultats est fourni pour chaque émission obligataire et pour les classes de risque déterminées par leur notation Moody's.

## **II Méthodologie et données**

### **II.1. Descriptif des données et caractéristiques de base**

Cette étude est réalisée sur des données du marché obligataire français du 22/08/1989 au 12/01/1999. L'échantillon est composé de 34 titres émis par 13 entreprises industrielles, et de 45 titres émis par 6 institutions financières. Tous les historiques ne sont pas renseignés sur les 10 ans de l'étude puisque les dates d'émission et les maturités sont différentes. Un tableau récapitulatif des titres utilisés, du nombre de données dont nous disposons pour chaque titre, ainsi que la longueur précise de l'historique est fourni en Annexe 1. Toutes les séries de prix sont extraites de Datastream.

Les obligations analysées dans cet article sont rémunérées à taux fixe, et leurs émetteurs sont tous notés par l'agence de notation Moody's. Cependant, le marché français de la dette privée n'étant pas encore très développé, tous les titres de notre échantillon sont de la catégorie *Investment grade*, c'est à dire au dessus de la notation Baa3. Pour les obligations de notation plus faible, nous ne disposons pas d'historique suffisamment longs pour réaliser l'analyse.

Ces notations nous ont permis de constituer des classes de risque à plusieurs niveaux, et d'analyser aussi bien chaque titre individuel qu'une classe de notation détaillée telle que le notation Baa3, ou encore la classe globale Aa.

La variable initiale considérée est le spread (écart) de crédit, c'est-à-dire la différence de taux entre le taux de rendement actuariel d'une obligation soumise au risque de défaut (émise par un émetteur privé), et celui d'une obligation d'état. Comme nous ne disposons que rarement de deux obligations, privée et gouvernementale, de même maturité, la référence sans risque du calcul s'obtient par interpolation linéaire entre les taux actuariels des deux obligations gouvernementales encadrant la maturité de l'obligation privée considérée. Les spreads d'une catégorie de notation, sont calculés par la moyenne des spreads des obligations appartenant à la catégorie de classe concernée.

Nous avons distingué 7 classes de risque pour les entreprises industrielles, et 2 classes de risque pour les institutions financières, correspondant à leur notation « Moody's ».

Dans la suite de cet article, nous avons choisi d'étudier, non pas les spreads de crédit directement mais les logarithmes des spreads. Ce choix se justifie par le fait que le spread correspond à la rémunération additionnelle perçue par un investisseur lorsqu'il achète un titre soumis au risque de défaut. On peut donc l'interpréter comme le prix de ce risque. En finance, la variable la plus communément étudiée est le rendement, et une des hypothèses classiques de la finance est que ces rendements (calculés en temps continus) sont normaux, ce qui correspond à une hypothèse de lognormalité sur les prix. Nous avons donc choisi d'analyser les extrêmes sur la série des logarithmes de spreads, qui correspondent à des rendements liés à la valeur du spread de crédit. De plus, le passage des spreads absolus aux logarithmes des rendements des spreads élimine les problèmes de non stationnarité, souvent présents dans les données financières.

Notre analyse a pour objet non seulement les maxima des spreads logarithmiques, mais aussi les minima. En effet, lors d'une transaction standard le détenteur d'une obligation risquée s'intéresse à la pire variation positive du spread car son titre se déprécie à mesure que le spread augmente. Cependant, les produits dérivés sur spreads permettent de plus en plus aux investisseurs de prendre des positions dont la valeur est soumise au risque de variations négatives du niveau des spreads.

Pour construire les séries extrêmes de minima et de maxima, nous avons procédé de la façon suivante. Nous avons subdivisé pour chacune des séries l'historique de spreads logarithmiques en périodes de longueur égale à 20 jours, ce qui correspond à un mois boursier. Sur chaque période, nous avons prélevé les deux extrema (le maximum et le minimum). D'un échantillon où la variable est le spread logarithmique d'une obligation, on extrait par conséquent deux sous échantillons des spreads logarithmiques extrêmes sur des périodes de longueur identique. On considère alors que ces spreads

extrêmes sont les observations de deux nouvelles variables aléatoires. Ce sont ces deux variables qui vont être l'objet de toute la suite de notre analyse

## II.2. Théorie des valeurs extrêmes et méthodologie

Soit  $X_1, \dots, X_n$  la série des spreads logarithmiques. Si ces spreads sont indépendants et identiquement distribués (iid), et si  $F_X(\cdot)$  est la fonction de répartition des  $X_t$ , alors

$$\Pr(M_n < x) = \Pr(\max(X_1, \dots, X_n) < x) = \Pr(X_1 < x, \dots, X_n < x) = (F_X(x))^n$$

avec  $M_n = \max(X_1, \dots, X_n) = -\text{Min}(-X_1, \dots, -X_n)$

Ce résultat a une double conséquence : d'une part, si les spreads logarithmiques sont indépendants et identiquement distribués, la loi des maxima s'obtient facilement dès lors que  $F_X(\cdot)$  est connue, d'autre part nous remarquons que la loi des minima se déduit très simplement des résultats obtenus sur les maxima.

### II.2.1 Distribution des valeurs extrêmes

Nous présentons ici une version concise de la théorie des valeurs extrêmes. Le lecteur intéressé par de plus amples détails et d'éventuelles démonstrations pourra se référer au livre de Embrechts, Klüppelberg et Mikosch (1997).

Le résultat fondamental de la théorie des valeurs extrêmes (TVE) est que, sous des conditions de régularité très générales, la loi des extrêmes ne peut appartenir qu'à trois lois de probabilités bien définies. C'est le théorème de Gnedenko (1943) qui affirme que si  $(X_1, \dots, X_n)$  est une série de variables aléatoires iid, s'il existe 2 réels  $\mu_T$  et  $\psi_T > 0$ , et une fonction de distribution H non dégénérée

tels que  $\frac{M_n - \mu_n}{\psi_n}$  converge en distribution vers H alors H doit être une distribution standard des

valeurs extrêmes. On dit que F est dans le domaine d'attraction maximum de H, et H est la distribution standard des valeurs extrêmes, et H est forcément d'une des trois formes suivantes :

$$\begin{array}{ll} \text{Fréchet} & \Phi_\alpha(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \exp(-x^{-\alpha}), & x > 0 \end{cases} \\ \text{Weibull} & \Psi_\alpha(x) = \begin{cases} \exp\{-(-x)^\alpha\}, & x \leq 0 \\ 1, & x > 0 \end{cases} \\ \text{Gumbel} & \Lambda(x) = \exp(-e^{-x}), x \in \mathbb{R} \end{array}$$

Ces trois formes de lois caractérisent des comportements très différents des extrêmes. Pour les distinguer, nous disposons de deux moyens. Le premier est la vitesse à laquelle la probabilité des grandes valeurs décroît. Si la décroissance est rapide, de type exponentielle, alors la loi des extrêmes sera de Gumbel. Si au contraire, elle est plus lente, de type puissance, nous faisons appel à un deuxième critère : l'étendue des variations des données. Si celles-ci sont bornées, alors la loi des extrêmes sera de Weibull, si ce n'est pas le cas, elle sera de Fréchet.

Conformément aux notations employées par Embrechts et al. (1997), on a :

$$\begin{aligned} \xi = \alpha^{-1} > 0 & \quad \text{pour la distribution de Fréchet } \Phi_a \\ \xi = 0 & \quad \text{pour la distribution de Gumbel } \Lambda \\ \xi = -\alpha^{-1} < 0 & \quad \text{pour la distribution de Weibull } \Psi_a \end{aligned}$$

Le paramètre  $\xi$  est appelé l'indice de queue. Plus cet indice est élevé en valeur absolue, plus le poids des extrêmes dans la distribution initiale est important. On parle alors de distribution à « queues épaisses ».

La loi la plus courante retrouvée dans les données financière est la loi de Fréchet. La loi de Weibull étant écartée car les variations en finance sont rarement bornées. La loi de Gumbel est extrêmement rare également puisqu'on peut démontrer qu'une loi des extrêmes de Gumbel correspond à des spreads initiaux normalement distribués. Néanmoins, cette dernière loi sert de référence, et permet ainsi de mesurer, notamment graphiquement, l'écart entre les distributions empiriques et la loi normale.

Une fois l'unicité de la forme de la loi des extrêmes établie, il existe plusieurs méthodes pour estimer les paramètres de cette loi, et plus particulièrement le paramètre de queue.

Etant donné que la littérature n'a pas mis en exergue la nette supériorité d'une des méthodes par rapport aux autres, l'étude des extrêmes nécessite la combinaison de tous ces moyens afin de vérifier leur cohérence et s'assurer de la validité des résultats obtenus.

Deux approches se distinguent, l'une paramétrique, l'autre non paramétrique. Cette dernière utilise l'ensemble des données initiales, et non seulement les maxima ou les minima, pour estimer  $\xi$  alors que la méthode paramétrique consiste à estimer les trois paramètres de la fonction H par le maximum de vraisemblance sur les séries des maxima et des minima.

### ***Les estimateurs non paramétriques de l'indice de queue***

Nous avons mis en place trois estimateurs différents. Ces estimateurs sont, non seulement différents dans leur expression analytique, mais aussi dans leur domaine d'application.

Ils sont tous basés sur la statistique d'ordre :  $X_{k,n} \leq \dots \leq X_{1,n}$ , et ils se calculent sur les séries de spreads logarithmiques initiales en considérant les k valeurs les plus grandes ou les plus petites.

Ils sont également tous confrontés au choix optimal de k. En effet, il est indispensable de calculer ces estimateurs sur les vraies queues de distribution. Choisir un k trop élevé engendre le risque de prendre en compte des valeurs qui ne sont pas extrêmes, à l'inverse, un sous échantillon trop court ne permet pas aux estimateurs d'atteindre leur niveau de stabilité.

*L'estimateur de Pickands (1975)*

Il s'exprime comme suit :

$$\hat{\xi}_{k,n}^P = \frac{1}{\ln 2} \ln \frac{X_{k,n} - X_{2k,n}}{X_{2k,n} - X_{4k,n}}$$

Il est valable quelle que soit la distribution des extrêmes (Gumbel, Weibull ou Fréchet). Quand on trace le graphique de cet estimateur en fonction du nombre k d'observations considérées, le comportement est très volatil au départ, ce qui nuit à la lisibilité du graphique. De plus, l'estimateur est mécaniquement très sensible à la taille de l'échantillon sur lequel on travaille, ce qui le rend peu robuste.

*L'estimateur de Hill (1975)*

L'estimateur de Hill n'est utilisable que pour les distributions de Fréchet pour lesquelles il fournit un estimateur de l'indice de queue plus efficace que l'estimateur de Pickands.

Il est défini de la façon suivante :

$$\hat{\xi}_{k,n}^H = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^{k-1} (\ln X_{j,n} - \ln X_{k,n})$$

*L'estimateur de Hill Alternatif (Resnick et Starica 1997)*

Même si l'estimateur de Hill est bien moins volatil que celui de Pickand à l'amorce du graphique quand on le représente en fonction du nombre d'observations considérées, il manque de précision et sa phase de stabilisation, qui devrait correspondre à la valeur de l'indice de queue, est parfois difficile à identifier. Resnick et Starica (1997) ont mis au point une méthode très simple pour effectuer une sorte d'agrandissement du démarrage du graphe de l'estimateur de Hill. Pour ce faire, ils changent d'échelle sur l'axe des abscisses pour passer en échelle logarithmique. Ainsi, la partie de courbe correspondant aux premières valeurs extrémales est agrandie et plus précise, par opposition à la partie de courbe correspondant aux valeurs qui ne font probablement pas partie des queues de distribution.

En pratique, au lieu de représenter graphiquement  $\left\{k, \hat{\xi}_{k,n}^H\right\}$ , on trace  $\left\{k, \hat{\xi}_{n^\theta, n}^H\right\}$  avec  $0 \leq \theta \leq 1$

WHAT IS N° ???????????????

Le calcul du k optimal qui détermine la séparation la queue de distribution et le reste des données est détaillé en Annexe 2. Nous avons pour cela utilisé la méthode proposée par Hall (1990) et Danielsson et de Vries (1997) qui est basée sur le bootstrapping.

*Un estimateur paramétrique à partir de la distribution généralisée des valeurs extrêmes*

Une caractérisation synthétique des lois extrêmes est la représentation de Jenkinson-Von Mises : la distribution généralisée des valeurs extrêmes (Generalized Extreme Value GEV).

La fonction de répartition GEV  $H_\xi$  est de la forme suivante :

$$H_{\xi,\mu,\psi}(x) = \begin{cases} \exp\left\{-\left(1 + \xi \frac{x - \mu}{\psi}\right)^{-\frac{1}{\xi}}\right\} & \text{si } 1 + \xi \frac{x - \mu}{\psi} > 0, \xi \neq 0, \\ \exp\left\{-\exp\left(-\frac{x - \mu}{\psi}\right)\right\} & \text{si } \xi = 0 \end{cases}$$

$\mu$  est le paramètre de localisation, il est directement lié à la valeur la plus probable de la loi, il indique donc approximativement où se trouve le cœur de la distribution.  $\psi$  est le paramètre de dispersion, il indique l'étalement des extrêmes.

Cette représentation synthétique semble indiquer que la loi initiale F n'influe aucunement sur la distribution des extrêmes H, mais ce n'est pas le cas : la forme des queues de distribution de la loi F détermine les paramètres  $\mu$  et  $\psi$ .

L'approche paramétrique est la suivante : à partir de la représentation de Jenkinson-von Mises de  $H_{\xi,\mu,\psi}(x)$ , on exprime la densité de la distribution des extrêmes :

$$h_{\xi,\mu,\psi}(x) = \begin{cases} \frac{1}{\psi} \left(1 + \xi \frac{x - \mu}{\psi}\right)^{-\frac{1}{\xi}-1} \exp\left\{-\left(1 + \xi \frac{x - \mu}{\psi}\right)^{-\frac{1}{\xi}}\right\} & \text{si } 1 + \xi \frac{x - \mu}{\psi} > 0, \xi \neq 0, \\ \frac{1}{\psi} \exp\left(-\frac{x - \mu}{\psi} - e^{-\frac{x - \mu}{\psi}}\right) & \text{si } \xi = 0 \end{cases}$$

En maximisant ensuite la logvraisemblance de  $h_{\xi,\mu,\psi}(x)$  qui s'écrit :

$$\ln L(\xi, \mu, \psi) = \sum_{t=1}^n \ln \left( h_{\xi,\mu,\psi}(x_t) \mathbf{1}_{\left\{1 + \xi \frac{x - \mu}{\psi} > 0\right\}}(x_t) \right)$$

sur la série des maxima et des minima, on obtient les trois paramètres de la distribution des extrêmes pour chaque obligation.

L'estimation des paramètres, et notamment du paramètre de queue  $\xi$  nous ramène à une approche graphique plus raffinée. Elle consiste à retracer une représentation quantile-quantile, non pas sur l'inverse de la distribution de Gumbel mais sur l'inverse de la distribution GEV, c'est à dire H. Cette

représentation n'utilise pas les paramètres de localisation et de dispersion, mais utilise en revanche le paramètre de queue. Ce nouveau QQ Plot se construit à partir de l'inverse de la distribution GEV centré réduite  $H_{\xi,0,1}(x)$ , et il est défini par :

$$\left\{ \left( X_{(k,n)}, \frac{1}{\xi} \left( \exp \left( -\xi \ln \left( -\ln \left( \frac{n-k+1}{n+1} \right) \right) \right) - 1 \right) \right) : k = 1, \dots, n \right\}$$

Ce graphique nous permettra, après l'estimation des paramètres de la loi GEV par le maximum de vraisemblance, de vérifier le pouvoir explicatif de cette loi centrée réduite, mais avec le paramètre de queue estimé, sur la distribution empirique des maxima ou des minima. La non linéarité du QQ Plot ainsi tracé ne réside plus que dans les paramètres de localisation et de dispersion qui peuvent ensuite être approchés aisément par le calcul de l'ordonnée à l'origine et de la pente de la courbe. Ce recoupement valide une fois de plus les résultats des estimations obtenues.

Nous revenons à ce stade sur le fait qu'un point fondamental des statistiques des extrêmes est l'absence de consensus sur une des méthodes d'estimation. L'estimateur de Pickand est a priori trop volatil pour être utilisable. Comme nous le montrerons dans la prochaine section, les valeurs des indices de queue trouvées par l'estimateur de Hill sont cohérentes (exception faite des titres dont les extrêmes ne sont pas de Fréchet, auquel cas l'estimateur de Hill est totalement faux) avec celles estimées par le maximum de vraisemblance de la distribution GEV, même si Hill surestime généralement l'indice de queue. L'avantage du maximum de vraisemblance présenté ci-dessous est qu'il permet de paramétrer complètement la loi des extrêmes. Il présente néanmoins un inconvénient majeur en matière de convergence. En effet, si les valeurs initiales des paramètres sont très éloignées de valeurs optimales, l'algorithme ne converge pas. C'est pourquoi la combinaison de plusieurs approches est indispensable. On peut, par exemple, initialiser les paramètres de localisation et de dispersion par l'ordonnée à l'origine et la pente de la représentation quantile-quantile par rapport à la GEV centrée réduite. On peut également, si la distribution empirique est manifestement de Fréchet, et le QQ Plot par rapport à la loi de Gumbel nettement concave, initialiser le paramètre de queue par l'estimateur de Hill optimal.

C'est pourquoi, nous avons développé les différentes méthodes afin d'en vérifier constamment la cohérence et de parvenir à une utilisation efficace des différents outils à disposition.

### ***II.2.2 L'estimation des distributions au dessus d'un seuil***

La mesure et la gestion des risques exigent qu'on s'intéresse aux queues de distribution et notamment aux pertes que l'on peut subir avec des probabilités faibles mais non négligeables.

Cette problématique est traitée par l'application du concept de Value at Risk. La VaR au seuil  $q$  d'une position est le montant de la perte maximale avec une probabilité  $q$ . La VaR calculée pour répondre aux exigences des autorités réglementaires traite d'événements dits « rares », car au-delà des seuils de 95% ou 99%. Techniquement, la notion financière de VaR au seuil  $q$  est équivalente à la notion probabiliste de quantile d'ordre  $q$  ou fractile d'ordre  $1-q$  de la distribution des variations des données.

Néanmoins le seuil de 99% est encore insuffisant pour estimer des événements très rares.

La théorie des valeurs extrêmes nous fournit des outils pour estimer la loi des observations au-dessus d'un seuil bien choisi et calculer les quantiles extrêmes à l'aide de cette loi estimée.

### ***Le fonction de moyenne en excédent: visualisation graphique du seuil optimal***

La moyenne en excédent est définie pour une distribution  $F$  par :  $e(u) = E(X - u | X > u)$

C'est simplement une fonction de  $u$  qui s'exprime à l'aide de la fonction de survie de  $F$ .

Plus les queues de distribution sont épaisses, plus cette fonction a tendance à tendre vite vers l'infini.

En pratique, si  $N_u$  est le nombre d'observations au-dessus du seuil  $u$ , on a :

$$\hat{e}(u) = \frac{1}{N_u} \sum_{j=1}^n (x_j - u) 1_{\{x_j > u\}}(x_j), u > 0$$

Le problème du choix de  $u$  reste entier. Usuellement, on trace cette fonction Mean Excess pour différents niveaux du seuil  $u$ . Le bon seuil est celui à partir duquel  $e(u)$  est approximativement linéaire. Graphiquement, cela se traduit par un changement de la pente de la courbe qui ensuite reste stable.

Ce résultat provient de la remarque que pour la distribution de Pareto généralisée que nous allons définir plus loin,  $e(u)$  est linéaire en  $u$ , en effet, on a :

$$e(u) = E[X - u | X > u] = \frac{\beta + \xi u}{1 - \xi}$$

Dans notre étude, nous avons choisi de déterminer le seuil optimal en utilisant la méthode appliquée pour le calcul du Hill optimal. Cette dernière met en évidence le nombre optimal de données qui fait partie de la queue de distribution, notre seuil optimal correspond à la donnée désignée par le  $k$  optimal du Hill. Nous avons vérifié graphiquement la cohérence des deux approches. Nous avons conclu que dans une grande majorité des cas, le seuil fourni par le bootstrapping équivalait bien à une zone de changement de pente et de stabilisation du Mean Excess plot.

### ***La distribution de Pareto généralisée (GPD)***

Une fois le seuil optimal choisi, on construit une nouvelle série d'observations au-dessus de ce seuil, et la distribution de ces données suit une distribution généralisée de Pareto, qui se définit comme suit :

$$G_{\xi,\beta}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\xi x}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\xi}} & \text{si } \xi \neq 0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) & \text{si } \xi = 0 \end{cases} \quad \text{avec } \beta > 0.$$

L'indice de queue  $\xi$  est le même que pour la distribution GEV. Le paramètre  $\beta$  est un indicateur de la taille de la queue à une distance finie. L'estimation du paramètre  $\beta$  se fait, comme pour la distribution GEV, par le maximum de vraisemblance.

La densité de la distribution GPD s'écrit :

$$g_{\xi,\beta}(x) = \begin{cases} \beta^{\frac{1}{\xi}} (\beta + \xi x)^{-\frac{1}{\xi}-1} & \text{si } \xi \neq 0 \\ \beta^{-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) & \text{si } \xi = 0 \end{cases}$$

Et la logvraisemblance que nous maximisons est de la forme :

$$\ln L(\xi, \beta) = \sum_{t=1}^n \ln [g_{\xi,\beta}(x_t) \mathbf{1}_{\{\xi > 0\}}(x_t)]$$

Une fois l'estimation terminée, on peut vérifier graphiquement la pertinence des estimations en comparant la distribution GPD estimée avec la distribution empiriquement observée des observations au dessus du seuil.

### *Estimation des quantiles élevés*

L'instabilité récente de certains marchés a poussé les investisseurs et les instances réglementaires à élaborer des règles de prudence. La Valeur à risque en fait partie. Cependant, les historiques de données dont nous disposons en général sont beaucoup trop courts pour mettre en évidence les crises graves qui ne se reproduisent que tous les 30 à 50 ans. La distribution de Pareto généralisée est un outil puissant puisque, en plus de reproduire fidèlement la forme de la distribution empirique au dessus d'un seuil, la GPD est utile pour estimer les quantiles élevés de la distribution, ce qui revient à extrapoler les données au delà de l'échantillon dont on dispose.

Rootzen et Tajvidi (1996) ont montré que le quantile à l'ordre  $p$  s'exprime de la façon suivante:

$$x_p = u + G_{\xi,u,\beta}^{-1} \left( \frac{p - F_n(u)}{1 - F_n(u)} \right) = \begin{cases} u + \frac{\beta}{\xi} \left[ \left( \frac{1-p}{1 - \hat{F}(u)} \right)^{-\xi} - 1 \right] & \text{si } \xi \neq 0 \\ u - \beta \ln \left( \frac{1-p}{1 - \hat{F}(u)} \right) & \text{si } \xi = 0 \end{cases}$$

En effet,  $F(x) = \Pr(X \leq x) = (1 - \Pr(X \leq u))F_u(x - u) + \Pr(X \leq u)$ , et on peut estimer cette quantité par  $\hat{F}(x) = (1 - F_n(u))G_{\xi,u,\beta}(x) + F_n(u)$  avec  $F_n(u)$  la fonction de distribution empirique des spreads logarithmiques initiaux.

Dans la section suivante nous appliquons l'ensemble de ces méthodologies aux séries de minima (queues gauches) et de maxima (queues droites) des données dont nous disposons.

### **III Résultats empiriques**

Avant d'appliquer les méthodologies de l'étude des extrêmes, nous avons calculé un certain nombre de statistiques descriptives sur nos données, cherchant ainsi mettre en évidence par des notions simples la non normalité des variables.

#### ***III.1 Statistiques descriptives et analyses préliminaires***

Les tableaux 3.1, 3.2 et 3.3 de l'annexe 3 montrent les statistiques descriptives pour les entreprises et les banques, par émission individuelle et par classe de risque agrégée. Le nombre d'observations donne la taille de l'échantillon, variable selon la date d'émission. La variable calculée est le log népérien du spread, qui peut être compris comme un rendement continu sur la position en spread. En supposant qu'on soit investi dans un portefeuille d'obligations risquées, ce sont les événements extrêmes très positifs du point de vue du spread (les maxima) qui représenteraient une dégradation du point de vue de la valeur du portefeuille.

La valeur moyenne du  $\ln(\text{spread})$  est très proche de 0 et ne montre pas de signe fixe à l'intérieur d'une classe de notation.

La valeur des écarts type montre une forte volatilité (de l'ordre de 10 à 20%) avec une hétérogénéité des valeurs tendant à prouver l'existence de facteurs spécifiques à la firme ou aux émissions dans l'évolution des spreads. Quand on agrège par classe de risque la volatilité a tendance à décroître ce qui plaide en faveur de l'existence d'un effet diversification du risque de crédit, grâce à des événements affectant une émission en particulier et pas toute la classe de risque.

La skewness (moment d'ordre 3) mesure l'asymétrie du comportement des spreads autour de leur moyenne empirique. Le signe de celle-ci n'est pas constant sur notre échantillon ni à l'intérieur d'une classe de risque. Sur les classes agrégées, les signes des trois classes de notation les plus forts sont négatifs et positifs pour les suivantes. Un signe positif exprime dans notre contexte que la skewness est due aux événements extrêmes du côté des spreads positifs c'est à dire des « crises » touchant aux événements de défauts. Il n'est donc pas étonnant qu'un signe positif caractérise les classes de risque plus important. La kurtosis (centrée sur la valeur 3) est une mesure symétrique du comportement des

queues de distribution. Les valeurs de la kurtosis prises par nos données sont beaucoup trop grandes pour correspondre à des distributions normales (dont le moment centré d'ordre 4 vaut 0). Ceci est confirmé par les valeurs prises par la statistique de Jarque Bera<sup>1</sup>, distribuée selon un Chi deux sous hypothèse de normalité. Celle-ci révèle que la probabilité que les logarithmes des rendements des spreads soient normaux est nulle dans presque tous les cas, très faible dans 2 cas.

L'ensemble de ces résultats préliminaires démontre qu'il est nécessaire de s'intéresser aux valeurs extrêmes des spreads de crédit que l'on soit gestionnaire de portefeuille investi sur des obligations risquées, ou gestionnaire des risques d'une institution détentrice d'un portefeuille risqué pour un calcul de VaR par exemple. Les minimum et maximum centrés réduits prennent de la même manière des valeurs quasiment impossibles sous hypothèse de normalité pour toutes les séries. On retrouve ce résultat pour les fractiles empiriques que l'on peut comparer aux fractiles de la loi normale (+/- 2,3263 pour 99%/1% et +/- 1,6449 pour 95%/5%). Le calcul des spreads logarithmiques centrés réduits et la comparaison des fractiles de ces derniers avec ceux de la loi normale centrée réduite montre aussi des dépassements à droite et à gauche très importants, confirmant la présence de queues de distribution, ainsi qu'une asymétrie récurrente des distributions.

Les fractiles extrêmes sont plus grands en valeur absolue que ceux d'une normale centrée réduite, à l'exception de l'émission Vivendi 606, alors qu'on observe dans la plupart des cas la relation inverse pour les fractiles intermédiaires. Les écarts (fractile empirique – fractile de la normale) sont données aux deux lignes suivantes.

Le test de Engel<sup>2</sup> qui consiste à régresser le carré des rendements sur le carré des rendements passés révèle que toutes nos séries sont hétéroscédastiques, ce qui est un phénomène classique en finance.

### ***III.2. Estimation des indices de queues***

L'ensemble des résultats concernant les valeurs extrêmes se trouvent en annexe 4 et 5 respectivement pour les maxima et les minima. Les tableaux 4.1 (5.1) et 4.2 (5.2) montrent respectivement les résultats pour les entreprises industrielles et les banques, les tableaux 4.3 et 5.3 donnent les résultats pour ce qui concerne les classes de risque agrégées.

Une première étape permet d'avoir une idée du type de comportement suivi par les queues de distribution. On peut construire un échantillon des extrema en prenant le maximum et le minimum sur des sous-échantillons de données sans intersection. L'histogramme de ces extrema peut être comparé directement aux trois densités possibles (Embrechts, Klüppelberg et Mikosch (1997)).

---

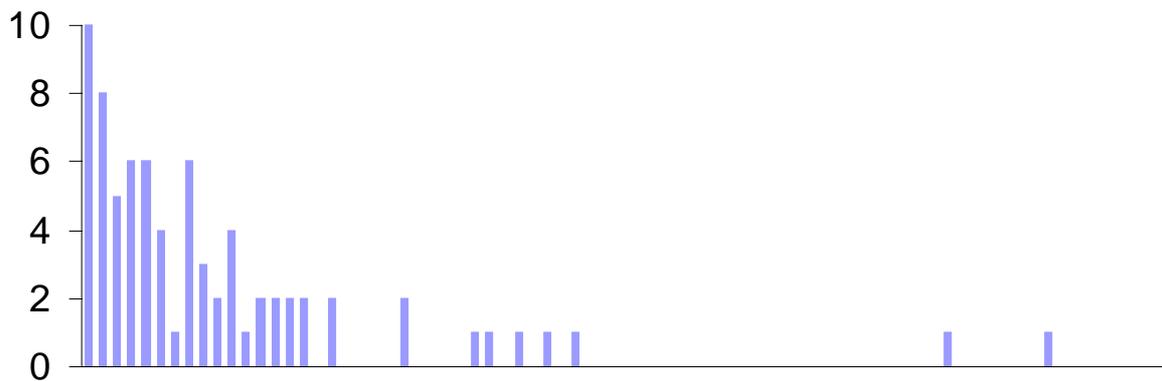
<sup>1</sup> Statistique de Jarque Bera :  $JB = \frac{n}{24}(kurtosis - 3)^2 + \frac{n}{6}(skewness)^2$  où n est le nombre d'observations dont on dispose.

<sup>2</sup> La statistique de Engel est le produit du  $R^2$  de la régression et du nombre d'observations. Plusieurs régressions sont faites, tenant compte à chaque fois d'un retard supplémentaire (jusqu'à 5 retards).

La représentation graphique de la distribution empirique des maxima et des minima fournit d'excellents indices quant aux résultats futurs, et permet souvent, outre d'avoir des intuitions préliminaires, de vérifier visuellement a posteriori les valeurs des paramètres issues des estimations.

Une grande partie des histogrammes présentent à l'œil nu l'allure d'une distribution de Fréchet, aucun d'entre eux ne ressemble à des distributions de Gumbel ou de Weibull. Le graphe suivant donne l'histogramme des maxima de l'émission Rhône Poulenc 1199.

**Histogramme des maxima pour Rhône Poulenc 1199**



Une méthode complémentaire consiste à utiliser la représentation quantile-quantile (QQ-plot) des extrema ordonnés contre l'inverse de la fonction de répartition de Gumbel<sup>3</sup>.

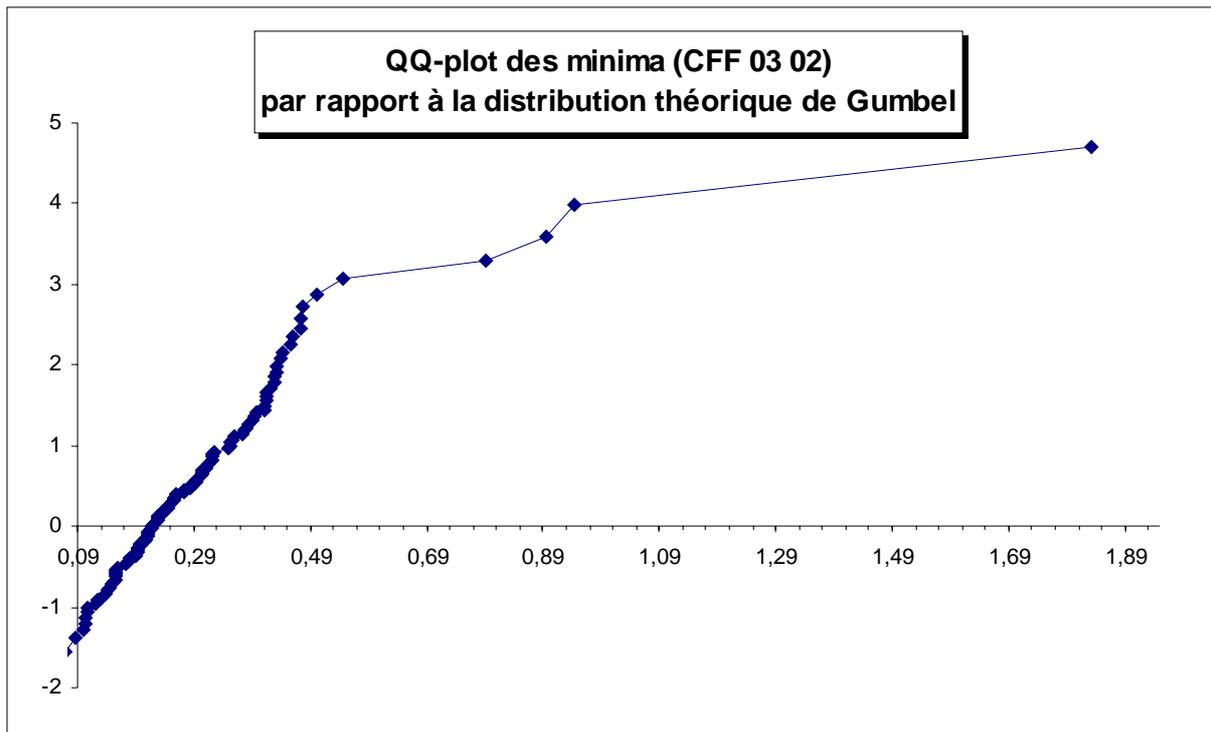
Si la distribution empirique des extrêmes est de Gumbel, on doit obtenir une représentation linéaire. Si le QQ Plot obtenu est concave, alors on peut conclure que la distribution empirique est de Fréchet et si le QQ Plot est convexe, elle est de Weibull. Plus l'indice de queue est fort, plus la courbure de la représentation quantile-quantile sera marquée, et donc plus on s'éloignera d'une loi normale pour les données initiales. Le graphique suivant donne un exemple de QQ-plot pour la partie gauche (minima) des log (spreads) de l'émission CFF 03 02.

<sup>3</sup> Ce graphique est défini par :

$$\left\{ \left( X_{(k,n)}, F^{(-1)}\left(\frac{n-k+1}{n+1}\right) \right) : k = 1, \dots, n \right\} \text{ avec } X_{n,n} \leq \dots \leq X_{1,n}$$

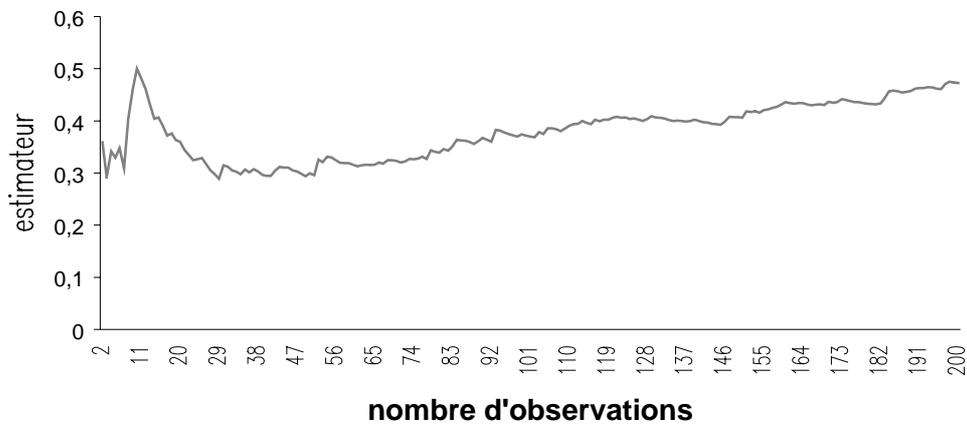
Comme nous nous servons ici, comme première référence, de la distribution de Gumbel, le QQ Plot de la distribution empirique des extrema contre celle de l'inverse de la distribution théorique de Gumbel est défini par :

$$\left\{ \left( X_{(k,n)}, -\ln\left(-\ln\left(\frac{n-k+1}{n+1}\right)\right) \right) : k = 1, \dots, n \right\}$$



L'ensemble de ces résultats corrobore le fait que les distributions des  $\log(\text{spreads})$  sont des distributions de Fréchet. C'est pourquoi nous avons calculé l'estimateur de Hill pour l'indice de queue, valable uniquement pour cette distribution mais plus efficace que l'estimateur de Pickand. L'estimateur de Hill doit être estimé pour un nombre d'extrema  $t$  tel que le comportement de la série est à peu près linéaire autour de ce nombre d'observations, ainsi que l'illustre le graphe suivant qui montre l'estimateur de Hill en fonction du nombre d'observations pour les queues gauches de distribution de l'émission CFF 03 02.

**Valeur de l'estimateur du Hill pour les minima de l'émission CFF  
03 02**

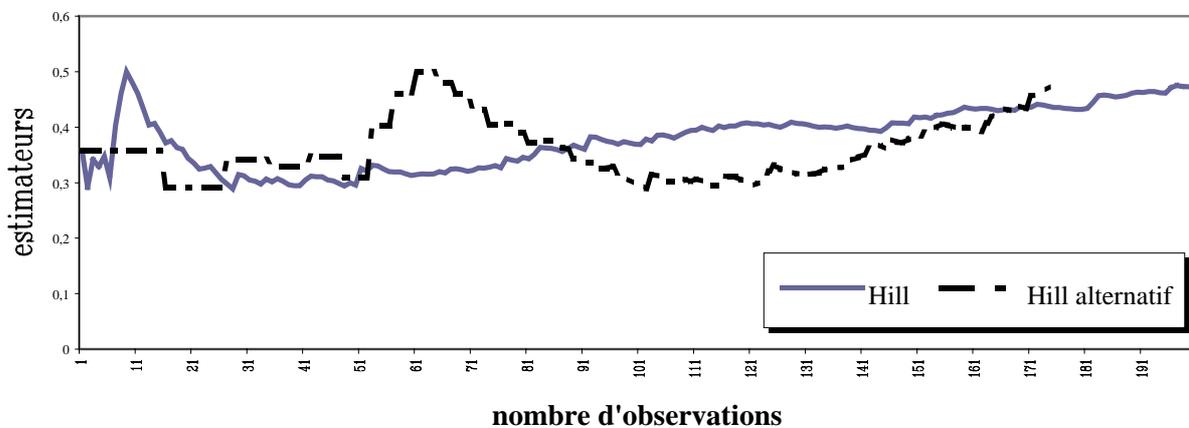


Pour trouver le  $t$  optimal nous avons mis en place une méthode de Bootstrap (Hall (1990), Danielsson et de Vries (1995), Jondeau et Rockinger (1999) détaillée en annexe 2.

Les résultats sont dans les tableaux des annexes 4 et 5 et on trouve des valeurs de 40 à 170 pour le  $t$  optimal. Les valeurs de l'estimateur de Hill sont données pour le  $t$  optimal de chaque série. On trouve des valeurs comprises entre 0,2 et 0,5, autant pour les queues de distribution droites que gauches, valeurs tout à fait comparables à celles obtenues sur les marchés d'actions (Jondeau et Rockinger (1999)) et reflète de l'amplitude des queues. La valeur du Hill pour la classe de risque agrégée des banques Aa2 est inférieure à celle de la classe de risque agrégée Aa3.

Pour les entreprises les valeurs sont supérieures allant jusqu'à 0,6 .

**Valeurs de l'estimateur de Hill et du Hill alternatif  
pour l'émission CFF 03 02**



L'écart type de l'estimateur du Hill est donné également et mesure la qualité de l'estimation. Sa valeur est assez variable y compris pour plusieurs émissions d'une même entreprise et ne semble pas directement corrélée avec le nombre d'observations. Néanmoins des séries plus longues réduiraient sans doute l'incertitude sur ces valeurs.

Nous avons analysé l'existence des moments (résultats non reportés par émission). Ceux-ci existent jusqu'à un degré de l'inverse de l'estimateur de queue. Rares sont les séries où le moment d'ordre 2 n'existe pas, ce qui met en question l'utilisation des lois stables qui n'ont pas de deuxième moment, pour décrire le comportement de ces données, et la plupart d'entre elles ont un moment d'ordre 3.

L'estimateur de Hill est un moyen rapide de trouver la valeur de l'indice de queue. En maximisant la vraisemblance de la distribution des valeurs extrêmes généralisées (équation x) on peut estimer les trois paramètres : l'indice de queue, le paramètre de centrage et le paramètre de réduction. Les résultats sont donnés dans les tableaux des annexes 3, 4 et 5.

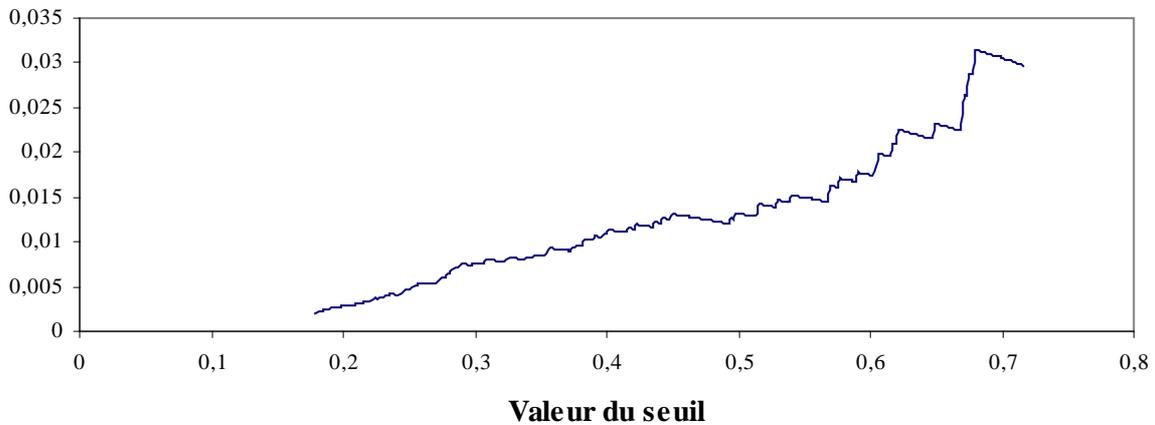
On constate que l'estimateur de queue ainsi obtenu est le plus souvent inférieur à l'estimateur de Hill. Une des raisons possibles est le fait que la vraisemblance décrite dans l'équation () n'est valable que pour des variables sous-jacentes iid.

Afin d'estimer les quantiles extrêmes, on doit s'intéresser à la totalité de la distribution des queues, et pas seulement à la valeur de l'indice de queue. La méthode fondées sur la distribution des excès au dessus de larges seuils qui doit être une distribution de Paréto généralisée, dépendant du paramètre représentant l'indice de queue et d'un paramètre d'échelle  $\beta$  lui-même fonction du seuil choisi et qui mesure la taille de la queue à distance finie, par opposition à l'indice de queue qui mesure la queue de façon asymptotique.

L'idée est d'ajuster la distribution de Paréto généralisée aux rendements en excès (du seuil). La vraisemblance est maximisée ce qui permet d'estimer le paramètre  $\beta$ . Celui-ci dépend néanmoins du choix crucial du seuil, choix généralement réalisé graphiquement à partir du constat fait par Daragahi-Noubary (1989) que l'espérance de l'excès est linéaire par rapport au seuil: on choisit donc un seuil pour lequel la relation entre les excès moyens empiriques et le seuil est à peu près linéaire.

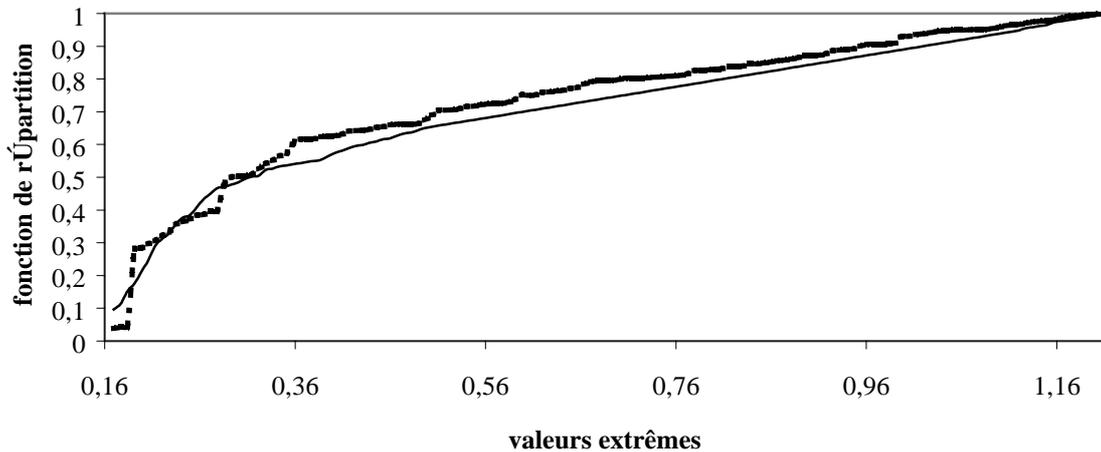
Le graphique suivant montre la fonction d'excès moyen en fonction du seuil choisi pour les queues droites de l'émission Thomson 07 00.

**Moyenne en excès en fonction du seuil pour les maxima  
de l'émission Thomson 07 00**



Les résultats sur les valeurs des  $\beta$  et leur écart type sont donnés dans les tableaux des annexes 4 et 5. L'avantage de cette méthode est d'obtenir une distribution estimée des queues entières des distributions (et pas seulement des extrema) Le graphique suivant montre la queue de distribution réellement observée et celle estimée par cette procédure pour les queues de distribution gauches de la classe Aa des entreprises industrielles.

**Comparaison entre la distribution empirique des extrêmes et la  
distribution estimée GPD**



— Distribution empirique    - - - Distribution estimée

Il est également possible d'estimer des quantiles très élevés pour les queues gauches et droites. Les résultats sont présentés dans les tableaux des annexes 3, 4 et 5. Cette méthodologie est donc très utile quand on veut affiner l'analyse de la distribution des spreads, puisqu'elle permet d'extrapoler y

compris sur des valeurs qui n'ont jamais été prises par le passé. Le ratio entre le quantile à 99% et le quantile à 99,99% est très variable d'une émission à une autre, ce qui est un élément important du choix des titres qui peut être fait par un gestionnaire, ou des résultats d'un « backtesting » effectué à partir d'hypothèse de normalité sur la distribution des spreads.

## Conclusion

Cet article présente les résultats d'une étude des valeurs extrêmes sur des émissions obligataires françaises du secteur bancaire et industriel sur une période du 22/08/1989 au 12/01/1999.

Nous avons mis en évidence la non normalité des rendements associés aux variations des écarts entre les taux de rendement actuariels de ces émissions et les taux de rendement actuariels des emprunts d'état et avons développé les différents estimateurs caractéristiques des queues de distribution épaisses.

Ces résultats concernant l'existence d'événements extrêmes dans les distributions des spreads, peuvent avoir des conséquences:

- en matière de gestion des risques dans la mesure où le capital économique est censé répondre à la survenance d'événements exceptionnels. Ceux-ci doivent être correctement évalués et leur vraisemblance ne doit pas être sous-estimée. La mise en évidence de valeurs extrêmes dans les distributions devrait donc avoir des conséquences sur le capital requis en particulier avec l'avènement des modèles internes pour le risque de crédit (Basle Committee 2000).
- en matière d'évaluation des dérivés de crédit dont le sous-jacent est un écart de taux entre un actif risqué et un actif non risqué. L'hypothèse de complétude des marchés est difficile à maintenir dans ce contexte. Un des aspects importants d'une erreur de modélisation du sous-jacent est le fait que l'on puisse difficilement calibrer les modèles pour retrouver les spreads ou les prix de marché (incorporant vraisemblablement des primes d'incomplétude et de liquidité). Un autre aspect encore plus fondamental est que le risque de modèle induit un risque de couverture sur le book de l'institution (Gibson et al. (1999), Bossy et al. (2000))
- En matière de gestion de fonds investis (longs ou courts) dans les spreads de crédit. Ce type de fonds se développe énormément notamment en contrepartie de la titrisation des créances menée par les banques. La présence de valeurs extrêmes remet en question comme pour les portefeuilles d'actions, la simple application d'une gestion moyenne/variance et la négligence des moments d'ordre 3 et 4 dans la mesure du risque.

De futures voie de recherche concernent l'analyse fine des dynamiques des spreads, par la combinaison éventuelles de l'étude des valeurs extrêmes et des modèles de type Garch. Une autre

question intéressante est l'étude conjointe des séries de taux (sans risque) et des spreads de crédit afin de déterminer si il existe un lien dans la distributions de leurs événements extrêmes.

## Bibliographie

Basle Committee, 2000, Erreur! Signet non défini., Bank of international settlements, Basle, Septembre

Basle Committee, 1999, Credit Risk modelling : current practises and applications, Basle Committee on banking and supervision, Bank of international settlements, Basle, avril

Basle Committee, 1999, A new capital adequacy framework, Basle Committee on banking and supervision, Bank of international settlements, Basle, juin

Bossy, M., R.Gibson, F.S. Lhabitant, N.Pistre et D.Talay,2000, Model risk for a bond option in a Heath-Jarrow-Morton framework , working paper.

Drees, H. , L. De Haan, et S. Resnick, 1999, How to make a Hill plot”, Working Paper, Tinbergen Institute, Erasmus University Rotterdam.

Danielson, J. et C.G. De Vries, 1997, Extreme returns, tail estimator and Value-at-Risk , Working paper, London School of Economics.

Embrechts, P.,C. Kluppelberg et T.Mikosch 1997, Modelling extremal events, Springer Verlag, Berlin.

Gauthier, C. et S.Lardic, 1999,

Gibson, R., F.S. Lhabitant, N.Pistre et D.Talay, 1999, Interest rate model risk : an overview, Journal of Risk, volume 1, 3, et dans *Asset and Liabilities management: a synthesis of new methodologies*, RISK Books, pp. 67 a 86, (Chapter 4), London, decembre 1998

Hols, M.C.A.B, et C.G. de Vries, 1991, The limiting distribution of extremal exchange rate returns, Journal of applied econometrics, 6, 287-302.

Jansen, D.W., et C.G de Vries, 1991, On the frequency of large stock returns : putting booms and busts into perspective, review of Economics and Statistics, 73, 18-24.

E. Jondeau et M. Rockinger, 1999, Extreme value on stocks markets : the tails of densities on G5 and emerging financial markets, Journée de la Fondation Banque de France, Octobre

Koedjik, K.G., M.M.A. Schafgans et C.G. de Vries, 1990, The tail index of exchange rates returns, Journal of International economics, 29, 93-108.

Longin, F.M., 1996, The asymptotic distribution of extreme stock market returns, Journal of Business, 69, 383-408.

Loretan, M., et P.C.B. Philipps, 1994, Testing the covariance stationnarity of heavy-tailed time series, Journal of Empirical Finance 1, 211-248.

Lux, T., 1998, The limiting extremal behavior of speculative returns : an analysis of intra-daily data from the frankfurt Stock Exchange, mimeo, University of Bonn.

W. Phoa, « Estimating credit spread risk using extreme value theory », Journal of Portfolio Management, Spring 1999

S. Resnick et C. Starica, 1997, Smoothing the Hill estimator , Advanced Applied Probabilities, 29, pp. 271-293

C. Robert, 1998, Mouvements extrêmes des séries financières haute fréquence, Finance, Vol. 19, pp. 221-271

**ANNEXE 1 : CARACTERISTIQUES DES TITRES DE L'ECHANTILLON**

**EMETTEURS CORPORATE**

Rating Moody's	Emetteur	Taux de coupon	Maturité	Nombre d'observations	Début de l'historique	Fin de l'historique
Aa1	FRANCE TELECOM	8.60%	17/02/2000	1874	19/02/1992	12/01/1999
		9.25%	21/05/2000	1777	21/11/1991	12/01/1999
		9.30%	08/07/2001	1859	10/07/1991	23/12/1998
Aa3	TOTAL	8.20%	17/03/2005	947	21/03/1995	12/01/1999
		7.50%	11/10/2005	797	31/10/1995	12/01/1999
		0.00%	25/10/2005	895	12/06/1995	12/01/1999
		6.90%	25/10/2006	673	29/04/1996	12/01/1999
		6.75%	25/10/2008	624	11/07/1996	12/01/1999
Aa3	ELF-AQUITAINE	9.00%	18/08/1999	2192	22/08/1989	04/06/1998
		8.50%	02/12/2002	1524	03/12/1992	12/01/1999
		7.13%	11/08/2003	1368	21/07/1993	12/01/1999
A1	ALCATEL ALSTHOM	6.38%	22/10/2003	1324	22/09/1993	12/01/1999
		5.75%	17/02/2004	1239	20/01/1994	12/01/1999
		8.75%	24/11/1999	1481	21/10/1992	30/09/1998
A1	DANONE	6.50%	21/06/2004	645	06/06/1996	12/01/1999
A1	ST.GOBAIN	7.50%	16/06/2000	1321	28/06/1993	12/01/1999
		5.63%	04/07/2001	1498	01/12/1992	30/11/1998
		6.50%	26/11/2003	1296	02/11/1993	12/01/1999
A3	PEUGEOT	8.50%	15/02/2000	1458	15/02/1993	16/12/1998
Baa1	THOMSON-BRANDT	6.75%	11/10/1999	1221	15/02/1994	12/01/1999
		7.00%	28/07/2000	1359	28/06/1993	12/01/1999
		6.38%	10/03/2004	1222	15/02/1994	12/01/1999
Baa1	BEGHIN-SAY	6.50%	28/03/2002	1192	29/03/1994	12/01/1999
		8.70%	17/02/2005	953	20/02/1995	12/01/1999
Baa2	VIVENDI	6.25%	15/03/2004	1220	17/02/1994	12/01/1999
		8.13%	02/08/2004	1133	27/06/1994	12/01/1999
		7.50%	05/07/2005	896	09/06/1995	12/01/1999
		6.70%	21/06/2006	638	21/06/1996	12/01/1999
Baa2	USINOR SACILOR	8.50%	29/03/2002	958	06/03/1995	12/01/1999
Baa2	RENAULT	7.50%	26/04/2000	1337	28/04/1993	12/01/1999
		7.25%	09/08/2002	1374	12/07/1993	12/01/1999
		6.25%	02/03/2004	1230	03/02/1994	12/01/1999
		6.60%	26/02/2006	715	27/02/1996	12/01/1999
Baa3	RHONE-POULENC	8.75%	26/11/1999	1510	01/12/1992	16/12/1998

Tous les historiques sont extraits de Datastream

## EMETTEURS FINANCIERS

Rating Moody's	Emetteur	Taux de coupon	Maturité	Nombre d'observations	Début de l'historique	Fin de l'historique
Aa3	CCF	0.00%	14/11/2003	1410	22/04/1993	12/01/1999
Aa3	SOCIETE GENERALE	9.10%	21/04/2004	1280	24/11/1993	12/01/1999
		7.50%	04/07/2004	1052	20/10/1994	12/01/1999
		9.40%	14/09/2004	1133	24/06/1994	12/01/1999
		6.00%	08/12/2004	1027	24/10/1994	12/01/1999
		7.75%	24/07/2005	865	25/07/1995	12/01/1999
		6.60%	27/09/2005	924	25/04/1995	12/01/1999
		6.80%	03/04/2006	683	15/04/1996	12/01/1999
Aa3	BQ.NALE.PARIS	9.00%	12/12/2000	2169	03/05/1990	12/01/1999
		8.70%	20/02/2001	2169	03/05/1990	12/01/1999
		9.20%	18/11/2001	2156	04/05/1990	22/12/1998
		10.60%	09/04/2002	2141	14/06/1990	12/01/1999
		9.55%	15/04/2003	1930	16/04/1991	12/01/1999
		10.00%	05/06/2003	2074	18/09/1990	12/01/1999
		9.00%	24/02/2004	1714	26/02/1992	12/01/1999
		9.35%	10/06/2004	1133	24/06/1994	12/01/1999
		8.30%	29/03/2005	941	29/03/1995	12/01/1999
Aa3	CREDIT FONCIER	7.50%	24/05/2005	924	25/04/1995	12/01/1999
		6.90%	26/04/2006	643	14/06/1996	12/01/1999
		5.50%	15/11/1999	1272	17/11/1993	21/12/1998
		9.20%	02/01/2000	2145	16/05/1990	16/12/1998
		8.60%	06/02/2001	2169	03/05/1990	12/01/1999
		10.25%	15/03/2001	2024	28/11/1990	12/01/1999
		10.50%	26/03/2002	2164	11/05/1990	12/01/1999
A2	COMPAGNIE BANCAIRE	6.00%	15/11/2004	1050	24/10/1994	12/01/1999
		7.50%	29/03/2005	1050	24/10/1994	12/01/1999
		8.00%	27/02/2006	801	25/10/1995	12/01/1999
		9.60%	29/04/2000	1919	02/05/1991	12/01/1999
		7.50%	07/06/2000	1396	09/06/1993	12/01/1999
		9.30%	04/11/2001	1791	06/11/1991	12/01/1999
A2	CIC FINANCE	8.70%	30/11/2002	1524	02/12/1992	12/01/1999
		8.30%	24/02/2005	965	23/02/1995	12/01/1999
		6.50%	25/04/2006	710	05/03/1996	12/01/1999
		9.60%	02/01/2001	2163	14/05/1990	12/01/1999
		10.40%	03/01/2001	1988	21/01/1991	11/01/1999
		9.50%	10/01/2002	2168	04/05/1990	12/01/1999
		9.00%	09/03/2002	1686	16/03/1992	17/12/1998
		9.50%	15/04/2002	1929	17/04/1991	12/01/1999
		9.45%	27/12/2003	1651	01/06/1992	12/01/1999
		6.75%	04/10/2004	1133	24/06/1994	12/01/1999
		7.90%	28/06/2005	924	25/04/1995	12/01/1999
		8.25%	23/12/2005	801	25/10/1995	12/01/1999
		6.60%	16/01/2006	801	25/10/1995	12/01/1999
8.30%	07/07/2006	675	25/04/1996	12/01/1999		
7.60%	25/07/2006	675	25/04/1996	12/01/1999		

Tous les historiques sont extraits de Datastream

**ANNEXE 2 : CALCUL DU K OPTIMAL DE L'ESTIMATEUR DE HILL.**

On a  $\hat{\xi}_{k,n}^H = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^{k-1} (\ln X_{j,n} - \ln X_{k,n})$  avec  $X_{k,n} \leq \dots \leq X_{1,n}$ , l'échantillon de spreads logarithmiques ordonnés.

Le k optimal que nous recherchons doit être construit de façon à ce qu'il minimise la moyenne du carré des erreurs :

$$k^* \in \arg \min_k E \left[ \left( \xi_{k,n}^H - \xi \right)^2 \right] \quad (*)$$

Le premier point important est le choix de  $\xi$  dans (\*), il représente un indice de référence à partir duquel nous allons calculer les écarts, puis les minimiser. Pour être certain que cette valeur ne va pas décaler le k optimal vers des valeurs non extrêmes, il faut calculer le  $\xi$  de référence avec des données qui sont réellement dans la queue de la distribution. Danielsson et de Vries suggèrent de calculer  $\xi$  avec 1% des données les plus grandes (ou les plus petites). Cependant, comme nous appliquons la théorie des valeurs extrêmes sur les données d'un marché pas encore mature, le marché français de la dette privée, 1% des données ne suffisent pas. Nous avons ajusté à 1,5% des observations pour calculer cet estimateur de référence.

On doit aussi déterminer à quel moment de la série décroissante je vais stopper de toutes façons les calculs. Nous avons choisi de garder 8% des données comme échantillon de travail, la taille de cet échantillon est notée N.

Il reste ensuite à calculer l'espérance des écarts quadratiques. Pour cela, nous avons fait du bootstrapping. Nous avons choisi un sous échantillon de taille inférieure à N, noté  $N_1$ , nous avons ensuite tiré au hasard Z=100 sous échantillons de taille  $N_1$  dans N. Soit  $i=1, \dots, Z$  l'indice du  $i^{\circ}$  sous échantillon tiré dans N, l'espérance des écarts quadratiques vaut approximativement :

$$\frac{1}{Z} \sum_{i=1}^Z \left( \xi_{k_1, N_1}^{H,i} - \xi \right)^2$$

La minimisation de cette dernière expression sur  $k_1$  donne le  $k_1$  optimal. On doit ensuite réajuster ce  $k_1$  à la taille N choisie (pour l'instant, il est calibré sur  $N_1$ ). L'ajustement s'obtient facilement après quelques manipulations :

$$k^* = k_1^* \left( \frac{N}{N_1} \right)^{\frac{2\beta}{2\beta+1-\xi}} \quad \text{avec} \quad \hat{\beta} = \frac{(\sqrt{\Delta}-1)}{\xi}, \quad \Delta = \frac{\tilde{m}^{(1)} - \frac{\tilde{m}^{(2)}}{2\tilde{m}^{(1)}}}{\frac{\tilde{m}^{(3)}}{3\tilde{m}^{(2)}} - \frac{\tilde{m}^{(4)}}{4\tilde{m}^{(3)}}}, \quad \text{et} \quad \tilde{m}^{(i)} = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^{k-1} \left( \ln \left( \frac{x_{j,n}}{x_{k,n}} \right) \right)^i$$

L'estimateur de Hill optimal est alors  $\hat{\xi} = \xi_{k^*-1, N}^H$

Etant donné le nombre de choix encore arbitraires à faire pour calculer ce Hill optimal, nous avons mené quelques tests de vérification de la stabilité des résultats trouvés.

Ainsi, nous avons travaillé sur 5000 tirages pour calculer l'espérance des erreurs quadratiques. Les  $k$  optimaux étant très peu différents de ceux mis en évidence avec 100 tirages, nous avons évidemment conclu à l'efficacité de 100 tirages seulement.

Nous avons fait varier la taille de  $N$ , de  $N_1$ , et du sous échantillon servant à calculer l'estimateur de référence. Les résultats sont bien sûr sensibles au dernier élément. Assez peu à la taille de  $N$  et  $N_1$ .

Enfin, nous avons vérifié visuellement la cohérence des Hills optimaux sur les graphes des estimateurs et en règle générale, les résultats trouvés correspondent bien à la première zone de stabilité durable du graphique.



**ANNEXE 3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES**

**TABLEAU 3.1. ENTREPRISES INDUSTRIELLES PAR TITRE**

<b>LNSPD</b>	Ftel 0200	Ftel 0500	Ftel 0701	Total 0305	Total 1005	Total 1006	Total 1008	Total2 1005	Elf 0803	Elf 0899	Elf 1202	Alcatel 0204	Alcatel 1003	Alcatel 1199	Danone 0604	Sgob 0600	Sgob 0701	Sgob 1103
Rating	Aa1	Aa1	Aa1	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	A1	A1	A1	A1	A1	A1	A1
Nombre d'observations	1874	1777	1859	947	797	673	624	895	1368	2192	1524	1239	1324	1481	645	1321	1498	1296
Moyenne	-0,0001	-0,0009	-1E-04	0,0016	0,0003	0,002	0,0014	0,023	-1E-04	-4E-04	-6E-04	0,0002	-1E-04	-0,002	0,0011	-0,001	-0,0007	-0,0005
Médiane	0,002	0,0015	-0,0006	0,0004	0,0036	0,007	0,0029	0,009	-0,001	-0,002	0,0006	0,0002	-0,002	0	0,0004	0,005	1,62E-05	0,0004
Ecart-type	0,173	0,309	0,307	0,162	0,174	0,213	0,171	0,203	0,187	0,255	0,194	0,136	0,14	0,306	0,178	0,352	0,281	0,155
Minimum	-0,793	-3,048	-2,338	-1,771	-1,394	-1,049	-1,084	-2,56	-1,079	-1,721	-1,509	-0,696	-0,62	-2,136	-1,042	-2,293	-1,77	-0,745
Maximum	0,939	1,618	1,434	1,81	0,661	1,564	1,377	1,103	1,682	1,638	2,288	0,968	0,821	2,376	0,586	2,433	1,78	0,791
Skewness	-0,093	-1,273	-0,23	0,479	-0,866	0,934	-0,013	-2,15	0,196	-0,006	0,812	0,03	0,302	-0,058	-0,335	0,212	0,191	0,034
Kurtosis	2,414	14,835	6,567	41,623	6,867	13,313	5,8	31,68	7,481	8,133	20,947	4,48	3,793	11,77	2,748	12,975	8,418	3,313
Jarque Bera	457,97	16774	3357	68399	1665	5068	874,72	38129	3199	6042	28032	1036	813	8558	215,06	9276	4432	593,13
Normalité	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Minimum centré réduit	-4,58	-9,846	-7,607	-10,88	-7,978	-4,93	-5,153	-2,56	-5,743	-6,735	-7,752	-5,107	-4,404	-6,958	-5,832	-6,499	-6,278	-4,807
Maximum centré réduit	5,42	5,232	4,666	11099	3,783	7,33	6,529	1,103	8,96	6,412	11,759	7,097	5,837	7,752	3,269	6,902	6,349	5,107
Fractile 1%	-2,697	-2,928	-2,78	-3,113	-2,727	-3,061	-3,167	-2,69	-2,83	-3,178	-2,674	-2,779	-2,697	-3,503	-2,695	3,189	-2,897	-2,805
Fractile 5%	-1,553	-1,433	-1,483	-1,192	-1,734	-1,442	-1,42	-1,36	-1,573	-1,454	-1,433	-1,543	-1,536	-1,447	-1,634	-1,33	-1,433	-1,601
Fractile 95%	1,582	1,372	1,573	1,136	1,602	1,088	1,494	1,455	1,477	1,411	1,468	1,558	1,559	1,267	1,644	1,279	1,423	1,547
Fractile 99%	2,585	2,931	30,91	2,48	2,567	3,769	2,598	2,677	2,478	3,372	2,642	2,742	3,047	3,236	2,628	3,443	3,368	2,625
Dépassement à droite	0,259	0,604	0,765	0,154	0,241	1,443	0,271	0,351	0,152	1,046	0,316	0,416	0,72	0,909	0,302	1,116	1,041	0,299
Dépassement à gauche	-0,371	-0,601	-0,454	-0,787	-0,401	-0,734	-0,84	-0,36	-0,504	-0,852	-0,348	-0,452	-0,371	-1,177	-0,369	-0,863	-0,571	-0,479

<b>LNSPD</b>	Peug 0200	Thom 0304	Thom 0700	Thom 1099	Begh 0205	Begh 0302	Vivendi 0304	Vivendi 0606	Vivendi 0705	Vivendi 0804	Usinor 0302	Renault 0206	Renault 0304	Renault 0400	Renault 0802	Rhonepoulenc 1199
<b>Rating</b>	A3	Baa1	Baa1	Baa1	Baa1	Baa1	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa3
Nombre d'observations	1458	1222	1359	1221	953	1192	1220	638	896	1133	958	715	1230	1337	1374	1510
Moyenne	-0,001	-1,1E-05	-0,0008	-0,001	0,0009	-0,0003	0,0001	0,005	0,0005	0,0006	-0,008	0,002	-1E-04	-7E-04	-4E-04	-0,0009
Médiane	-0,001	0,001	0,004	-0,001	0,004	-0,001	0,0026	0,004	-0,001	-0,0011	-0,009	0,004	-9E-04	0	-7E-04	-0,001
Ecart-type	0,283	0,131	0,282	0,226	0,154	0,129	0,134	0,209	0,097	0,177	0,106	0,13	0,158	0,225	0,123	0,261
Minimum	-2,131	-1,725	-2,705	-1,767	-0,93	-0,643	-0,729	-1,171	-0,471	-0,832	-0,468	-0,523	-1,326	-1,597	-0,586	-2,372
Maximum	2,137	1,781	2,379	1,536	1,315	1,144	1,025	1,774	0,598	0,696	0,475	0,63	1,47	1,385	0,784	2,466
Skewness	0,03	0,112	0,861	-0,252	0,422	0,416	0,0816	1,532	0,58	0,022	-0,063	0,136	0,266	-0,395	0,096	0,439
Kurtosis	17,707	52,295	24,636	8,8	12,703	7,858	7,073	19,628	4,684	5,8	2,698	3,047	14,734	8,958	3,595	23,888
Jarque Bera	19049	139251	34537	3952	6436	3101	2544	10491	869,57	1588	291,21	278,95	11140	4505	742,02	35951
Normalité	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Minimum centré réduit	-7,524	-13,092	-9,58	-7,799	-6,041	-4,956	-5,427	-5,611	-4,829	-7,065	-4,385	-4,015	-8,384	-7,08	-4,744	-9,084
Maximum centré réduit	7,562	13,52	8,431	6,789	8,526	8,815	7,627	8,44	6,124	5,904	4,466	4,805	9,294	6,149	6,356	9,449
Fractile 1%	-3,175	-2,432	-2,883	-2,924	-2,999	-2,663	-3,058	-2,326	-2,496	-2,629	-2,815	-2,716	-2,537	-2,599	-2,793	-3,24
Fractile 5%	-1,122	-1,314	-1,207	-1,55	-1,429	-1,54	-1,393	-1,398	-1,557	-1,479	-1,653	-1,687	-1,382	-1,415	-1,613	-1,152
Fractile 95%	1,126	1,343	0,988	1,557	1,413	1,455	1,495	1,243	1,661	1,455	1,666	1,736	1,445	1,417	1,636	1,174
Fractile 99%	3,39	2,442	3,422	2,729	2,679	2,82	2,876	0,611	3,18	3,119	2,594	2,864	2,762	2,765	2,682	2,968
Dépassement à droite	1,064	0,116	1,096	0,402	0,353	0,494	0,55	0,284	0,854	0,793	0,267	0,538	0,435	0,439	0,357	0,641
Dépassement à gauche	-0,849	-0,106	-0,556	-0,598	-0,673	-0,337	-0,731	-0,0005	-0,169	-0,303	-0,488	-0,39	-0,211	-0,273	-0,467	-0,914

**TABLEAU 3.2. BANQUES PAR TITRE**

<b>LNSPD</b>	CCF 1103	SG 0404	SG 0406	SG 0704	SG 0705	SG 0904	SG 0905	SG 1204	BNP 0201	BNP 0204	BNP 0305	BNP 0402	BNP 0403	BNP 0406	BNP 0505	BNP 0603	BNP 0604	BNP 1101	BNP 1200	CFF 0100	CFF 0201
<b>RATING</b>	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3
Nombre d'observations	1410	1280	683	1052	865	1133	924	1027	2169	1714	941	2141	1930	643	924	2074	1133	2156	2169	2145	2169
Moyenne	-0,0005	3E-06	0,0008	0,0008	0,0009	-8E-05	0,0004	0,002	-0,0003	0,003	0,0006	6E-04	-1E-04	0,0019	7E-04	9E-04	-2E-04	-1E-04	-7E-04	-1E-04	-4E-04
Médiane	0,0013	-0,0026	0,0002	0,002	0,003	-8E-04	0,0006	-0,003	0,0009	9,3E-07	0,0015	0,002	1E-04	0,0021	0,002	1E-05	-0,001	-3E-04	0,002	1E-04	1E-04
Ecart-type	0,186	0,129	0,122	0,189	0,15	0,128	0,124	0,31	0,186	0,114	0,158	0,127	0,112	0,164	0,189	0,115	0,1	0,256	0,199	0,197	0,235
Minimum	-1,374	-0,655	-0,698	-1,539	1,488	-0,67	-0,892	-2,432	-1,946	-0,649	-1,176	-1,441	-0,825	-0,818	-1,695	-0,66	-0,418	-2,86	-0,332	-0,987	-1,844
Maximum	1,724	0,787	0,508	1,625	0,438	1,055	1,054	1,874	1,88	0,867	0,94	1,127	0,826	0,912	0,968	1,183	0,501	2,593	1,441	0,97	1,679
Skewness	0,489	0,129	-0,468	-0,577	-0,819	0,249	-0,08	-0,53	-0,089	0,154	-0,624	-0,366	-0,106	0,237	-0,78	0,326	-0,055	-0,086	-0,223	0,069	0,044
Kurtosis	16,451	3,22	4,766	18,859	17,402	7,466	12,485	11,035	12,501	4,306	8,8	17,24	7,622	5,897	10,37	7,912	2,193	23,37	5,632	2,964	10,7
Jarque Bera	15957	556,77	671,47	15649	11011	2643	6002	5259	14128	1331	3098	26567	4675	937,94	4237	5447	227,8	49057	2885	787,3	10348
Normalité	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Minimum centré réduit	-7,384	-5,072	-5,721	-8,127	-9,882	-5,213	-7,174	-7,833	-10,444	-5,662	-7,411	-11,29	-7,315	-4,985	-8,974	-5,72	-4,146	-11,14	-6,683	-5,009	-7,825
Maximum centré réduit	9,271	6,093	4,155	8,576	6,223	8,212	8,46	6,023	10,096	7,559	5,916	8,827	7,328	5,535	5,118	10,21	4,976	10,1	7,243	4,925	7,127
Fractile 1%	-2,544	-2,704	-3,157	-2,739	-3,049	-2,852	-2,303	-2,707	-2,707	-2,674	-3,051	-2,804	-2,457	-2,707	-2,857	-2,82	-2,756	-2,72	-2,84	-2,825	-2,538
Fractile 5%	-1,392	-1,615	-1,491	-1,417	-1,362	-1,482	-1,476	-1,364	-1,568	-1,611	-1,428	-1,426	-1,484	-1,498	-1,576	-1,64	-1,6	-1,351	-1,558	-1,695	-1,429
Fractile 95%	1,388	1,615	1,458	1,365	1,273	1,556	1,561	1,46	1,544	1,637	1,37	1,329	1,471	1,362	1,579	1,564	1,598	1,3	1,548	1,615	1,453
Fractile 99%	2,34	2,623	2,735	2,524	3,384	2,649	2,431	2,798	2,653	2,712	2,672	2,439	2,909	2,759	2,553	2,629	2,387	2,634	2,782	2,743	2,797
Dépassement à droite	0,0138	0,297	0,409	0,198	1,058	0,323	0,105	0,472	0,327	0,386	0,346	0,113	0,583	0,433	0,227	0,303	0,061	0,307	0,456	0,417	0,471
Dépassement à gauche	-0,217	-0,378	-0,831	-0,413	-0,723	-0,526	0,022	-0,381	-0,381	-0,348	-0,725	-0,482	-0,131	-0,38	-0,531	-0,49	-0,43	-0,394	-0,514	-0,499	-0,212

<b>LNSPD</b>	CFE 0206	CFE 0301	CFE 0302	CFE 0305	CFE 1104	CFE 1199	CIEB 0205	CIEB 0400	CIEB 0406	CIEB 0600	CIEB 1101	CIEB 1102	CIC 0101	CIC 0102	CIC 0106	CIC 0302	CIC 0402	CIC 0605	CIC 0706	CIC 1004	CIC 1203	CIC 1205	CICF 0101	CICF 0706
<b>RATING</b>	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2
Nombre d'observations	801	2024	2164	1050	1050	1272	965	1919	710	1396	1791	1524	2163	2168	801	1686	1929	924	675	1133	1651	801	1988	675
Moyenne	-5E-04	-4E-04	3E-04	7E-04	9E-04	6E-04	0,002	4E-04	0,001	-3E-04	-2E-04	-9E-04	-7E-04	-1E-04	3E-04	5E-05	-5E-04	8E-04	4E-04	-0	-6E-05	-2E-04	-7E-04	5E-04
Médiane	0,001	-6E-04	8E-04	-3E-06	0,002	0	0,002	-8E-05	-0,002	-0,003	-0,003	7E-04	3E-04	-4E-04	0,004	-0	-0,003	-0,001	3E-04	-0	9E-04	0,005	0,001	0,002
Ecart-type	0,123	0,212	0,161	0,133	0,151	0,333	0,138	0,247	0,15	0,288	0,205	0,241	0,141	0,134	0,142	0,198	0,179	0,135	0,131	0,217	0,14	0,217	0,22	0,131
Minimum	-0,558	-1,274	-1,831	-1,067	-0,826	-1,867	-1,11	-1,394	-0,579	-1,815	-0,763	-2,025	-1,457	-0,919	0,799	-1,2	-0,908	-4,928	-0,57	-0,8	-0,888	-0,904	-1,344	-0,581
Maximum	0,644	1,551	1,191	0,677	0,918	1,923	1,213	1,341	0,446	1,721	0,985	1,675	0,503	0,933	0,514	1,475	0,775	3,144	0,431	0,803	0,798	0,913	1,715	0,598
Skewness	-0,145	0,298	-0,497	-405	0,079	0,081	-0,069	0,055	-0,062	-0,113	0,308	-0,086	-0,795	-0,252	-0,47	0,02	-0,137	-0,169	-0,11	-0,03	-0,23	0,016	0,08	-0,116
Kurtosis	3,679	6,574	12,65	8,212	3,534	5,234	14,49	2,822	0,911	5,287	3,197	8,576	6,824	5,797	2,906	5,668	2,235	0,892	1,495	0,281	2,785	0,539	8,377	1,69
Jarque Bera	454,8	3674	14525	2979	547,7	1453	8437	638	25,02	1629	791,6	4672	4425	3058	311,5	2257	407,6	35,09	64,33	3,972	548,2	9,765	5815	81,91
Normalité	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	4E-06	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	2E-08	0%	0,137	0%	0,0076	0%	0%
Minimum centré réduit	-4,531	5,988	-11,36	-8,022	-5,46	-5,594	-8,042	-5,636	-3,853	-6,288	-3,717	-8,381	-10,3	-6,849	-5,61	-6,06	-5,049	-4,928	-4,3	-3,67	-6,325	-4,163	-6,095	-4,428
Maximum centré réduit	5,242	7,291	7,386	5,083	6,057	5,759	8,764	5,42	2,95	5,963	4,797	6,939	3,562	6,954	3,608	7,426	4,317	3,144	3,276	3,7	5,681	4,203	7,783	4,556
Fractile 1%	-3,105	-2,635	-2,657	-2,696	-2,728	-2,804	-2,448	-2,606	-2,534	-2,678	-2,884	-2,81	-2,898	-2,796	-2,68	-2,58	-2,688	-2,382	-2,94	-2,25	-2,702	-2,255	-2,933	-2,518
Fractile 5%	-1,582	-1,557	-1,517	-1,572	-1,567	-1,593	-1,389	-1,724	-1,641	-1,643	-1,593	-1,474	-1,636	-1,589	-1,75	-1,54	-1,766	-1,67	-1,66	-1,71	-1,669	-1,643	-1,552	-1,625
Fractile 95%	1,493	1,505	1,482	1,456	1,644	1,431	1,443	1,734	1,795	1,528	1,673	1,437	1,63	1,575	1,611	1,611	1,695	1,648	1,744	1,701	1,58	1,549	1,504	1,582
Fractile 99%	2,651	2,76	2,715	2,985	2,632	3,282	2,604	2,778	2,599	2,497	3,095	2,964	2,504	2,596	2,368	2,632	2,681	2,307	2,537	2,137	2,498	2,344	2,719	2,464
Dépassement à droite	0,324	0,434	0,389	0,659	0,305	0,956	0,278	0,452	0,272	0,171	0,769	0,637	0,177	0,27	0,043	0,305	0,355	-0,019	0,21	-0,19	0,172	0,018	0,393	0,138
Dépassement à gauche	-0,779	-0,309	-0,331	-0,37	-0,401	-0,578	-0,122	-0,28	-0,208	-0,351	-0,558	-0,484	-0,572	-0,47	-0,35	-0,25	-0,361	-0,056	-0,62	0,073	-0,376	0,071	-0,607	-0,192

**TABLEAU 3.3. PAR CLASSES DE RISQUE**

<b>Entreprises industrielles</b>	Aa1	Aa3	A1	A3	Baa1	Baa2	Baa3	Aa	A	Baa
Nombre d'observations	1874	2346	1551	1458	1384	1424	1510	2346	1551	1526
Moyenne	-0,0001	0,0002	0,0004	-0,001	-7,3E-05	1,66E-05	-0,0009	2E-04	-0,0004	-8,2E-05
Médiane	0,002	0,0003	-0,0009	-0,001	0,0004	0,001	-0,0011	0,002	-0,0009	-8,1E-05
Ecart-type	0,173	0,153	0,1	0,283	0,082	0,076	0,261	0,124	0,1	0,064
Minimum	-0,793	-1,214	-0,549	-2,131	-0,381	-0,34	-2,372	-1,214	-0,565	-0,276
Maximum	0,939	1,095	0,504	2,137	0,454	0,329	2,466	1,058	0,592	0,304
Skewness	-0,093	-0,038	-0,03	0,03	0,099	-0,071	0,439	-0,289	-0,006	0,044
Kurtosis	2,414	13,274	3,322	17,707	2,889	1,888	23,88	16,73	3,58	2,341
Jarque Bera	457,97	17226	713,75	19049	483,63	212,75	35951	27381	828,45	349,15
Normalité	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Minimum centré réduit	-4,58	-7,909	-5,471	-8%	-4,624	-4,454	-9,084	-9,789	-5,622	-4,324
Maximum centré réduit	5,42	7,128	5,031	7,552	5,523	4,316	9,449	8,524	5,903	4,761
Fractile 1%	-2,697	-2,783	-2,704	-3,175	-2,781	-2,813	-3,24	-2,465	-2,704	-2,703
Fractile 5%	-1,553	-1,403	-1,562	-1,122	-1,651	-1,604	-1,152	-1,428	-1,511	-1,562
Fractile 95%	1,582	1,41	1,586	1,126	1,539	1,558	1,174	1,424	1,619	1,58
Fractile 99%	2,585	2,999	2,721	3,39	2,634	2,74	2,968	2,559	2,638	2,654
Dépassement à droite	0,259	0,673	0,395	1,064	0,308	0,414	0,641	0,232	0,312	0,327
Dépassement à gauche	-0,371	-0,457	-0,378	-0,849	-0,455	-0,487	-0,914	-0,139	-0,378	-0,377

<b>Banques</b>	Bq Aa3	Bq A2
Nombre d'observations	2169	2168
Moyenne	0,000086	0,000085
Médiane	-0,0000098	0,000085
Ecart-type	0,057	0,07
Minimum	-0,376	-0,271
Maximum	0,234	0,424
Skewness	-0,036	0,066
Kurtosis	1,914	1,691
Jarque Bera	331,84	260,11
Normalité	0%	0%
Minimum centré réduit	-6,544	-3,829
Maximum centré réduit	4,073	5,99
Fractile 1%	-2,566	-2,621
Fractile 5%	-1,559	-1,635
Fractile 95%	1,579	1,634
Fractile 99%	2,634	2,539
Dépassement à droite	0,308	0,213
Dépassement à gauche	-0,239	-0,294

**ANNEXE 4**  
**RESULTATS DES ESTIMATIONS POUR LA DISTRIBUTION DES MAXIMA**

**TABLEAU 4.1. ENTREPRISES INDUSTRIELLES PAR TITRE**

	Ftel 0200	Ftel 0500	Ftel 0701	Total 0305	Total 1005	Total 1006	Total 1008	Total2 1005	Elf 0803	Elf 0899	Elf 1202	Alcatel 0204	Alcatel 1003	Alcatel 1199	Danone 0604	Sgob 0600	Sgob 0701	Sgob 1103
<b>MAXIMA</b>	Aa1	Aa1	Aa1	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	A1	A1	A1	A1	A1	A1	A1
t optimal du hill	65	38	65	34	31	16	41	52	98	123	96	49	49	32	39	70	82	69
Hill à t optimal	0,381	0,367	0,295	0,561	0,281	0,653	0,389	0,456	0,383	0,48	0,482	0,347	0,348	0,387	0,348	0,585	0,51	0,349
Std du hill	0,128	0,129	0,11	0,141	0,04	0,192	0,055	0,064	0,041	0,136	0,059	0,052	0,036	0,133	0,04	0,196	0,154	0,063
Seuil à t optimal	0,634	0,642	0,618	0,225	0,324	0,498	0,293	0,286	0,24	0,343	0,243	0,237	0,266	0,714	0,272	0,437	0,379	0,235
ksi	0,229	0,353	0,265	0,694	-0,226	0,627	0,063	0,057	0,289	0,352	0,26	0,135	0,037	0,565	-0,356	0,549	0,335	0,082
std	0,143	0,155	0,173	0,252	0,161	0,309	0,109	0,142	0,112	0,145	0,09	0,084	0,126	0,189	0,21	0,243	0,193	0,137
mu	0,508	0,39	0,396	0,122	0,271	0,186	0,304	0,262	0,25	0,264	0,213	0,188	0,207	0,265	0,294	0,319	0,297	0,227
std	0,033	0,019	0,02	0,013	0,023	0,028	0,033	0,022	0,014	0,018	0,016	0,012	0,015	0,022	0,025	0,032	0,025	0,017
psi	0,283	0,158	0,188	0,087	0,135	0,142	0,154	0,141	0,103	0,175	0,127	0,087	0,115	0,172	0,131	0,253	0,202	0,109
std	0,031	0,017	0,021	0,019	0,023	0,029	0,024	0,023	0,011	0,018	0,015	0,008	0,013	0,024	0,028	0,041	0,028	0,011
Log vraisemblance	-38,711	5,425	-5,6	23,026	21,84	0,589	8,326	15,446	35,829	-4,168	25,786	48,629	37,485	-10582	21,368	-33,436	12,87	37,986
beta	0,961	0,942	0,839	0,381	0,424	0,866	0,447	0,449	0,359	0,574	0,403	0,337	0,3859	1,063	0,397	0,805	0,656	0,342
std	0,416	0,841	0,516	0,222	0,296	1,236	0,192	0,182	0,129	0,169	0,117	0,177	0,188	1,024	0,181	0,323	0,229	0,122
Log vraisemblance	-68,108	-39,915	-60,123	-12,711	-0,447	-15,936	-9,066	-11,67	-12,148	-76,146	-22,46	0,662	-3,221	-39,612	5,201	-72,268	-60,51	1,638
Quantile à 99%	2,381	2,401	1,769	1,67	0,813	3,632	1,413	1,112	2,204	2,722	1,245	0,91	0,939	4,598	0,907	3,209	2,08	0,898
Quantile à 99.5%	3,405	3,63	2,64	2,904	1,014	6,094	1,781	1,464	2,917	3,832	1,75	1,222	1,228	7,367	1,012	5,173	3,037	1,182
Quantile à 99.9%	6,517	7,967	5,406	9,554	1,376	18,283	2,698	2,338	3,243	7,742	3,345	2,072	1,928	20,053	1,175	13,991	6,343	1,907
Quantile à 99.95%	8,255	10,743	7,014	15,667	1,496	28,734	3,123	2,741	6,63	10,242	4,267	2,499	2,243	30,246	1,222	20,955	8,417	2,25
Quantile à 99.99%	13,536	20,537	12,115	48,611	1,711	80,483	4,184	3,739	11,161	19,05	7,175	3,662	3,007	76,94	1,293	52,217	15,572	3,128

	Peug 0200	Thom 0304	Thom 0700	Thom 1099	Begh 0205	Begh 0302	Vivendi 0304	Vivendi 0606	Vivendi 0705	Vivendi 0804	Usinor 0302	Renault 0206	Renault 0304	Renault 0400	Renault 0802	Rhonepoulenc 1199	
<b>MAXIMA</b>	A3	Baa1	Baa1	Baa1	Baa1	Baa1	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa3	
GEV	t optimal du hill	77	74	48	68	28	52	75	29	53	69	56	43	76	73	86	76
	Hill à t optimal	0,646	0,455	0,694	0,398	0,504	0,377	0,452	0,533	0,45	0,432	0,376	0,319	0,473	0,439	0,395	0,61
	Std du hill	0,197	0,073	0,236	0,068	0,086	0,064	0,047	0,181	0,034	0,062	0,032	0,027	0,07	0,1	0,039	0,156
	Seuil à t optimal	0,317	0,156	0,389	0,342	0,272	0,217	0,183	0,296	0,15	0,162	0,162	0,218	0,205	0,309	0,18	0,309
	ksi	0,524	0,338	0,705	0,388	0,243	0,204	0,323	0,391	0,163	0,288	0,139	-0,008	0,393	0,43	0,196	0,722
	std	0,139	0,105	0,184	0,225	0,165	0,094	0,177	0,207	0,214	0,204	0,176	0,206	0,146	-0,162	0,164	0,202
	mu	0,218	0,145	0,215	0,233	0,21	0,18	0,157	0,251	0,136	0,156	0,138	0,213	0,182	0,282	0,175	0,167
	std	0,022	0,01	0,022	0,02	0,021	0,012	0,001	0,029	0,013	0,011	0,011	0,019	0,013	0,017	0,01	0,015
	psi	0,156	0,072	0,156	0,153	0,13	0,082	0,008	0,134	0,082	0,079	0,067	0,103	0,091	0,127	0,083	0,125
	std	0,019	0,009	0,024	0,024	0,02	0,009	0,012	0,029	0,014	0,01	0,008	0,019	0,012	0,016	0,011	0,02
GPD	Log vraisemblance	-2,076	52,19	-8,602	4,806	15,354	48,23	46,614	6,491	37,122	45,025	49,598	24,912	36,132	19,185	54,411	7,428
	beta	0,623	0,249	0,785	0,514	0,46	0,323	0,289	0,517	0,236	0,255	0,234	0,305	0,327	0,489	0,268	0,568
	std	0,215	0,094	0,402	0,259	0,262	0,152	0,122	0,257	0,108	0,107	0,125	0,146	0,13	0,2	0,108	0,236
	Log vraisemblance	-60,474	14,633	-50,974	-34,714	-9,269	1,076	5,482	-15,242	18,193	14,407	20,326	7,86	-6,387	-32,744	17,9	-58,741
	Quantile à 99%	2,249	0,814	2,907	1,807	2,327	0,953	1,01	2,126	0,748	0,796	0,715	0,837	1,19	1,599	0,863	2,447
	Quantile à 99.5%	3,619	1,184	5,196	2,668	3,052	1,306	1,442	3,107	0,993	1,132	0,942	1,044	1,759	2,329	1,162	4,35
	Quantile à 99.9%	9,578	2,465	17,696	5,835	5,29	2,348	2,912	6,729	1,681	2,228	1,562	1,522	3,866	4,872	2,036	14,971
	Quantile à 99.95%	14,162	3,272	29,307	7,94	6,558	2,913	3,823	9,143	2,037	2,881	1,875	1,725	5,274	6,482	2,507	25,018
	Quantile à 99.99%	34,114	6,067	92,709	15,68	10,475	4,582	6,917	18,056	3,038	5,008	2,73	2,194	10,482	12,092	3,884	81,113

**TABLEAU 4.2. BANQUES PAR TITRE**

	CCF 1103	SG 0404	SG 0406	SG 0704	SG 0705	SG 0904	SG 0905	SG 1204	BNP 0201	BNP 0204	BNP 0305	BNP 0402	BNP 0403	BNP 0406	BNP 0505	BNP 0603	BNP 0604	BNP 1101	BNP 1200	CFF 0100	CFF 0201	CFF 0206	CFF 0301	CFF 0302
<b>MAXIMA</b>	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3
t optimal du hill	87	78	43	63	45	50	46	41	166	126	53	133	114	36	49	128	66	134	124	120	95	50	85	110
Hill à t optimal	0,44	0,354	0,48	0,475	0,529	0,342	0,355	0,386	0,42	0,441	0,436	0,434	0,423	0,471	0,337	0,369	0,313	0,455	0,381	0,346	0,405	0,382	0,393	0,372
Std du hill	0,087	0,024	0,068	0,065	0,12	0,043	0,068	0,129	0,039	0,067	0,054	0,051	0,042	0,1	0,057	0,045	0,043	0,095	0,043	0,059	0,106	0,034	0,085	0,04
Seuil à t optimal	0,233	0,194	0,163	0,234	0,193	0,219	0,196	0,519	0,229	0,15	0,212	0,158	0,154	0,22	0,298	0,164	0,156	0,3	0,289	0,303	0,37	0,171	0,346	0,239
ksi	0,227	0,088	0,193	0,286	0,429	0,195	0,211	0,238	0,172	0,162	0,294	0,25	0,352	0,383	0,159	0,175	0,15	0,331	0,136	0,102	0,254	0,165	0,269	0,107
std	0,109	0,117	0,381	0,129	0,212	0,113	0,146	0,154	0,063	0,105	0,165	0,072	0,119	0,255	0,181	0,066	0,144	0,074	0,089	0,119	0,09	0,177	0,082	0,072
mu	0,231	0,19	0,164	0,213	0,148	0,168	0,172	0,398	0,253	0,168	0,189	0,166	0,146	0,23	0,228	0,16	0,158	0,266	0,262	0,262	0,292	0,176	0,252	0,216
std	0,017	0,012	0,015	0,019	0,013	0,012	0,014	0,029	0,012	0,008	0,014	0,009	0,007	0,019	0,022	0,007	0,007	0,015	0,013	0,014	0,018	0,013	0,015	0,011
psi	0,132	0,091	0,08	0,123	0,077	0,081	0,087	0,181	0,115	0,072	0,085	0,079	0,064	0,096	0,125	0,071	0,052	0,132	0,113	0,132	0,162	0,074	0,127	0,106
std	0,017	0,011	0,017	0,018	0,014	0,012	0,015	0,029	0,01	0,009	0,012	0,007	0,006	0,019	0,018	0,006	0,007	0,012	0,013	0,012	0,015	0,011	0,01	0,009
Log vraisemblance	22,14	48,99	28,24	18,4	32,18	46,6	34,76	-0,44	53,17	81,96	33,53	97,91	92,83	17,45	19,09	99,91	73,41	27,31	39,04	40,94	9,788	37,139	33,034	66,028
beta	0,375	0,283	0,261	0,385	0,329	0,309	0,282	0,779	0,362	0,237	0,335	0,252	0,239	0,358	0,423	0,243	0,211	0,49	0,435	0,44	0,574	0,254	0,523	0,36
std	0,104	0,106	0,154	0,145	0,158	0,142	0,128	0,412	0,086	0,073	0,162	0,063	0,082	0,199	0,215	0,069	0,103	0,117	0,132	0,144	0,179	0,121	0,189	0,095
Log vraisemblance	-13	16,24	9,855	-12,4	-4,88	3,209	6,471	-34,2	-12,8	43,35	-3	28,97	27,94	-5,86	-10,6	40,1	30,51	-62,6	-29,5	-27,8	-54,2	13,454	-41,1	-4,235
Quantile à 99%	1,192	0,817	0,817	1,233	1,084	0,929	0,897	2,121	1,074	0,746	1,086	0,68	0,738	1,393	1,126	0,712	0,626	1,491	1,174	1,175	1,463	0,803	1,385	0,824
Quantile à 99.5%	1,639	1,059	1,105	1,747	1,659	1,262	1,219	2,996	1,448	0,992	1,541	0,987	1,088	2,035	1,533	0,962	0,832	2,181	1,578	1,557	2,109	1,067	1,998	1,128
Quantile à 99.9%	2,991	1,682	1,944	3,419	3,884	2,233	2,178	5,683	2,51	1,682	3,035	1,983	2,321	4,381	2,673	1,675	1,401	4,55	2,681	2,554	4,134	1,811	3,951	1,93
Quantile à 99.95%	3,744	1,978	2,394	4,413	5,43	2,754	2,703	7,198	3,067	2,04	3,931	2,573	3,109	5,933	3,261	2,05	1,693	6,031	3,236	3,038	5,297	2,198	5,092	2,32
Quantile à 99.99%	6,028	2,741	3,704	7,646	11,41	4,275	4,264	11,85	4,649	3,045	6,871	4,49	5,884	11,61	4,907	3,119	2,498	11,11	4,747	4,302	8,937	3,288	8,726	3,347

	CFF 0305	CFF 1104	CFF 1199	CIEB 0205	CIEB 0400	CIEB 0406	CIEB 0600	CIEB 1101	CIEB 1102	CIC 0101	CIC 0102	CIC 0106	CIC 0302	CIC 0402	CIC 0605	CIC 0706	CIC 1004	CIC 1203	CIC 1205	CICF 0101	CICF 0706
<b>MAXIMA</b>	Aa3	Aa3	Aa3	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2
t optimal du hill	65	62	63	55	89	43	76	106	87	128	116	53	77	118	54	42	69	110	49	112	40
Hill à t optimal	0,493	0,314	0,441	0,438	0,320	0,251	0,379	0,422	0,459	0,308	0,353	0,297	0,307	0,317	0,226	0,279	0,202	0,302	0,306	0,471	0,282
Std du hill	0,076	0,03	0,142	0,038	0,044	0,038	0,085	0,088	0,102	0,052	0,027	0,046	0,047	0,042	0,038	0,040	0,041	0,030	0,040	0,075	0,056
Seuil à t optimal	0,173	0,239	0,499	0,192	0,446	0,261	0,426	0,314	0,335	0,213	0,206	0,215	0,339	0,281	0,215	0,218	0,346	0,206	0,315	0,299	0,200
ksi	0,307	0,055	0,212	0,342	0,198	-0,416	0,069	0,088	0,359	-0,096	0,177	-0,099	0,151	-0,037	-0,060	-0,245	-0,042	0,064	0,129	0,263	0,154
std	0,181	0,113	0,203	0,168	0,203	0,255	0,103	0,145	0,213	0,115	0,107	0,135	0,088	0,118	0,117	0,179	0,096	0,082	0,165	0,096	0,182
mu	0,145	0,218	0,437	0,164	0,305	0,272	0,423	0,304	0,316	0,205	0,183	0,225	0,264	0,259	0,230	0,243	0,349	0,213	0,338	0,264	0,213
std	0,012	0,016	0,033	0,012	0,021	0,015	0,030	0,018	0,019	0,008	0,008	0,016	0,016	0,012	0,009	0,014	0,017	0,009	0,016	0,016	0,012
psi	0,079	0,108	0,245	0,079	0,182	0,087	0,223	0,158	0,163	0,079	0,085	0,081	0,135	0,118	0,050	0,071	0,100	0,076	0,095	0,149	0,057
std	0,011	0,016	0,032	0,014	0,023	0,020	0,025	0,016	0,023	0,007	0,009	0,009	0,014	0,011	0,004	0,008	0,009	0,008	0,016	0,014	0,010
Log vraisemblance	41,269	32,817	-19,01	37,076	0,649	39,407	-8,114	18,716	2,607	109,830	84,885	39,620	28,670	53,645	67,730	40,493	42,643	79,877	27,828	16,798	40,295
beta	0,287	0,331	0,805	0,298	0,621	0,335	0,647	0,495	0,539	0,294	0,299	0,290	0,465	0,391	0,270	0,286	0,428	0,284	0,429	0,491	0,264
std	0,13	0,131	0,337	0,140	0,371	0,180	0,223	0,170	0,207	0,113	0,105	0,149	0,184	0,141	0,168	0,164	0,224	0,102	0,278	0,153	0,171
Log vraisemblance	5,584	4,361	-54,67	1,596	-54,073	14,189	-44,662	-35,878	-48,106	34,427	13,075	14,779	-23,592	-7,074	17,734	15,565	-8,692	24,228	-10,387	-47,300	9,560
Quantile à 99%	0,91	0,895	2,266	1,052	1,667	0,693	1,696	1,351	1,698	0,629	0,840	0,705	1,184	0,991	0,656	0,651	1,126	0,773	1,308	1,527	0,804
Quantile à 99.5%	1,308	1,155	3,149	1,516	2,309	0,787	2,218	1,771	2,509	0,800	1,144	0,868	1,617	1,261	0,821	0,766	1,397	1,000	1,713	2,147	1,066
Quantile à 99.9%	2,636	1,799	5,778	3,129	4,188	0,924	3,531	2,851	5,388	1,155	2,011	1,204	2,816	1,883	1,179	0,969	1,995	1,570	2,807	4,111	1,792
Quantile à 99.95%	3,444	2,094	7,219	4,149	5,200	0,960	4,143	3,366	7,243	1,292	2,468	1,333	3,430	2,151	1,323	1,035	2,240	1,834	3,353	5,250	2,165
Quantile à 99.99%	6,141	2,825	11,51	7,695	8,165	1,013	5,682	4,689	13,830	1,577	3,773	1,601	5,126	2,768	1,634	1,151	2,783	2,496	4,828	8,854	3,200

**TABLEAU 4.3. PAR CLASSES DE RISQUE**

<b>ENTREPRISES INDUSTRIELLES</b>		Aa1	Aa3	A1	A3	Baa1	Baa2	Baa3	Aa	A	Baa
GEV	t optimal du hill	108	103	88	78	85	88	76	117	93	93
	Hill à t optimal	0,33	0,429	0,364	0,638	0,396	0,369	0,61	0,404	0,365	0,368
	Std du hill	0,028	0,083	0,028	0,196	0,036	0,055	0,156	0,059	0,031	0,046
	Seuil à t optimal	0,259	0,244	0,151	0,315	0,116	0,109	0,309	0,177	0,149	0,096
	ksi	0,18	0,516	0,079	0,457	0,2	0,132	0,722	0,406	0,028	0,229
	std	0,127	0,127	0,159	0,118	0,136	0,151	0,202	0,103	0,11	0,168
	mu	0,248	0,142	0,141	0,223	0,124	0,114	0,167	0,136	0,143	0,095
	std	0,01	0,008	0,008	0,023	0,006	0,005	0,015	0,005	0,009	0,004
	psi	0,096	0,079	0,073	0,16	0,047	0,042	0,125	0,056	0,075	0,036
	std	0,01	0,008	0,009	0,018	0,005	0,0046	0,02	0,005	0,009	0,004
GPD	Log vraisemblance	61,879	78,469	77,214	-2,076	93,3	107,815	7,428	-126,36	77,306	124,18
	beta	0,367	0,378	0,223	0,618	0,175	0,16	0,568	0,269	0,22	0,137
	std	0,145	0,148	0,08	0,211	0,07	0,068	0,236	0,091	0,007	0,059
	Log vraisemblance	-9,565	-28,381	39,304	-60,687	51,992	65,331	-58,741	12,1849	45,225	79,186
	Quantile à 99%	1,08	1,089	0,688	2,231	0,548	0,445	2,447	0,721	0,672	0,409
	Quantile à 99.5%	1,462	1,768	0,877	3,589	0,751	0,594	4,35	1,114	0,836	0,566
	Quantile à 99.9%	5,554	4,692	1,359	9,499	1,361	0,997	14,971	2,592	1,231	1,043
	Quantile à 99.95%	3,132	6,922	1,587	14,045	1,698	1,199	25,018	3,594	1,407	1,309
Quantile à 99.99%	4,789	16,52	2,165	33,831	2,711	1,746	81,113	7,364	1,828	2,119	

<b>BANQUES</b>		<b>Bq Aa3</b>	<b>Bq A2</b>
GEV	t optimal du hill	127	138
	Hill à t optimal	0,342	0,320
	Std du hill	0,050	0,057
	Seuil à t optimal	0,085	0,104
	ksi	0,070	0,059
	std	0,124	0,070
	mu	0,085	0,109
	std	0,003	0,004
	psi	0,031	0,040
	std	0,003	0,003
GPD	Log vraisemblance	199,413	174,740
	beta	0,122	0,147
	std	0,041	0,044
	Log vraisemblance	132,930	120,010
	Quantile à 99%	0,309	0,390
	Quantile à 99.5%	0,407	0,507
	Quantile à 99.9%	0,654	0,796
	Quantile à 99.95%	0,770	0,930
Quantile à 99.99%	1,060	1,262	

**ANNEXE 5.**  
**RESULTATS DES ESTIMATIONS POUR LA DISTRIBUTION DES MINIMA**

**TABLEAU 5.1. ENTREPRISES INDUSTRIELLES PAR TITRE**

	Ftel 0200	Ftel 0500	Ftel 0701	Total 0305	Total 1005	Total 1006	Total 1008	Total2 1005	Elf 0803	Elf 0899	Elf 1202	Alcatel 0204	Alcatel 1003	Alcatel 1199	Danone 0604	Sgob 0600	Sgob 0701	Sgob 1103	
<b>MINIMA</b>	Aa1	Aa1	Aa1	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	A1	A1	A1	A1	A1	A1	A1	
<b>GEV</b>	t optimal du hill	57	68	56	32	28	38	32	54	75	113	76	45	44	49	37	80	83	76
	Hill à t optimal	0,402	0,475	0,375	0,585	0,276	0,558	0,472	0,514	0,372	0,448	0,421	0,344	0,363	0,395	0,36	0,516	0,464	0,338
	Std du hill	0,131	0,146	0,117	0,089	0,058	0,129	0,104	0,041	0,054	0,115	0,065	0,04	0,052	0,159	0,034	0,17	0,123	0,049
	Seuil à t optimal	0,684	0,496	0,56	0,244	0,386	0,287	0,302	0,248	0,288	0,365	0,29	0,254	0,251	0,601	0,28	0,434	0,386	0,239
	ksi	0,26	0,383	0,276	0,453	0,086	0,363	0,172	0,333	0,168	0,364	0,226	0,092	0,149	0,557	0,008	0,424	0,404	0,062
	std	0,149	0,127	0,401	0,158	0,094	0,372	0,243	0,119	0,139	0,127	0,134	0,152	0,159	0,152	0,153	0,187	0,2	0,128
	mu	0,507	0,398	0,092	0,14	0,283	0,229	0,309	0,236	0,268	0,272	0,215	0,198	0,18	0,259	0,296	0,353	0,287	0,227
	std	0,033	0,026	0,021	0,015	0,027	0,031	0,031	0,023	0,017	0,018	0,015	0,013	0,013	0,023	0,027	0,032	0,023	0,015
	psi	0,292	0,222	0,174	0,092	0,145	0,166	0,148	0,133	0,127	0,17	0,126	0,098	0,092	0,166	0,14	0,244	0,192	0,108
	std	0,033	0,026	0,016	0,013	0,019	0,036	0,025	0,021	0,014	0,0175	0,017	0,013	0,009	0,021	0,028	0,034	0,026	0,01
<b>GPD</b>	Log vraisemblance	-42,798	-25,998	0,596	26,273	12,271	0,424	7,235	10,814	26,68	-2,16	27,553	42,502	47,436	-8,174	12,784	-27,057	-11,76	39,193
	beta	1,05	0,826	0,831	0,448	0,512	0,5	0,495	0,424	0,426	0,586	0,448	0,362	0,364	0,904	0,412	0,751	0,629	0,344
	std	0,513	0,316	0,395	0,256	0,308	0,308	0,279	0,164	0,171	0,189	0,166	0,221	0,244	0,574	0,201	0,263	0,253	0,131
	Log vraisemblance	-65,091	-66,94	-51,786	-13,128	-9,838	-17,635	-11,692	-17,244	-17,268	-72,54	-23,51	-1,436	-2,775	-54,621	-4,148	-73,201	-60,056	2,409
	Quantile à 99%	-2,603	-3,602	-2,138	-1,486	-1,529	-1,828	-1,504	-1,742	-1,73	-2,884	-1,235	-0,844	-0,805	-3,995	-1,372	-2,7	-2,058	-0,874
	Quantile à 99.5%	-3,782	-5,203	-3,107	-2,311	-1,966	-2,663	-2,021	-2,462	-2,22	-4,071	-1,733	-1,143	-1,131	-6,362	-1,867	-4,081	-3,102	-1,146
	Quantile à 99.9%	-7,499	-11,053	-6,222	-5,597	-3,086	-5,644	-3,49	-4,94	-3,62	-8,313	-3,238	-1,915	-2,033	-17,09	-2,557	-9,387	-7,017	-1,825
	Quantile à 99.95%	-9,647	-14,919	-8,054	-7,94	-3,619	-7,573	-4,26	-6,492	-4,34	-11,061	-4,076	-2,284	-2,493	-25,634	-2,858	-13,053	-9,664	-2,139
	Quantile à 99.99%	-16,423	-29,047	-13,943	-17,283	-4,986	-14,455	-6,447	-11,835	-6,405	-20,882	-6,613	-3,239	-3,765	-64,368	-3,563	-27,145	-19,59	-2,923

	Peug 0200	Thom 0304	Thom 0700	Thom 1099	Begh 0205	Begh 0302	Vivendi 0304	Vivendi 0606	Vivendi 0705	Vivendi 0804	Usinor 0302	Renault 0206	Renault 0304	Renault 0400	Renault 0802	Rhonepoulenc 1199	
<b>MINIMA</b>	A3	Baa1	Baa1	Baa1	Baa1	Baa1	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa2	Baa3	
GEV	t optimal du hill	52	74	84	67	32	43	48	27	58	66	58	43	75	58	81	81
	Hill à t optimal	0,61	0,456	0,566	0,45	0,401	0,38	0,422	0,383	0,431	0,385	0,364	0,391	0,438	0,406	0,368	0,642
	Std du hill	0,188	0,055	0,132	0,073	0,084	0,06	0,058	0,119	0,066	0,041	0,031	0,036	0,055	0,123	0,038	0,159
	Seuil à t optimal	0,429	0,158	0,295	0,33	0,292	0,226	0,238	0,331	0,129	0,166	0,16	0,202	0,207	0,358	0,187	0,288
	ksi	0,457	0,35	0,462	0,325	0,142	0,222	0,361	0,322	0,146	0,263	0,187	-0,133	0,389	0,488	0,129	0,59
	std	0,118	0,107	0,167	0,164	0,176	0,143	0,23	0,167	0,19	0,138	0,228	0,119	0,144	0,171	0,186	0,182
	mu	0,223	0,151	0,249	0,242	0,219	0,169	0,162	0,29	0,119	0,152	0,136	0,236	0,193	0,273	0,179	0,171
	std	0,023	0,01	0,024	0,021	0,021	0,01	0,011	0,02	0,009	0,0103	0,009	0,018	0,013	0,016	0,011	0,016
	psi	0,16	0,071	0,173	0,156	0,133	0,069	0,083	0,097	0,059	0,068	0,062	0,085	0,089	0,123	0,085	0,128
	std	0,018	0,01	0,023	0,023	0,018	0,009	0,012	0,017	0,009	0,009	0,009	0,008	0,011	0,018	0,01	0,019
GPD	Log vraisemblance	-1,459	52,417	-6,293	5,694	16,893	57,796	43,178	18,15	52,196	54,068	51,838	34,579	38,151	15,65	55,248	10,921
	beta	0,813	0,253	0,533	0,529	0,446	0,33	0,362	0,488	0,199	0,246	0,238	0,297	0,324	0,544	0,275	0,558
	std	0,39	0,092	0,172	0,227	0,261	0,195	0,245	0,322	0,103	0,107	0,129	0,139	0,133	0,277	0,114	0,209
	Log vraisemblance	-51,312	13,172	-51,106	-34,615	-8,101	-0,296	-7,403	-11,303	30,019	16,777	18,845	11,782	-5,311	-35,478	17,555	-56,778
	Quantile à 99%	-2,432	-0,799	-2,055	-1,785	-1,672	-0,758	-1	-1,53	-0,609	-0,815	-0,717	-0,724	-1,149	-1,852	-0,767	-2,302
	Quantile à 99.5%	-3,844	-1,174	-3,157	-2,564	-2,141	-1,094	-1,503	-2,21	-0,806	-1,133	-0,97	-0,875	-1,698	-2,903	-1,021	-3,801
	Quantile à 99.9%	-9,499	-2,494	-7,599	-5,221	-3,427	-2,109	-3,294	-4,517	-1,349	-2,138	-1,701	-1,176	-3,723	-7,275	-1,706	-10,883
	Quantile à 99.95%	-13,919	-3,336	-10,797	-6,869	-4,079	-2,671	-4,449	5,943	-1,625	-2,721	-2,091	-1,288	-5,069	-10,511	-2,048	-16,725
Quantile à 99.99%	-29,772	-6,296	-23,689	-12,484	-5,865	-4,365	-8,565	-10,787	-2,387	-4,565	-3,215	-1,509	-10,029	-23,97	-2,97	-44,336	

**TABLEAU 5.2. BANQUES PAR TITRE**

	CCF 1103	SG 0404	SG 0406	SG 0704	SG 0705	SG 0904	SG 0905	SG 1204	BNP 0201	BNP 0204	BNP 0305	BNP 0402	BNP 0403	BNP 0406	BNP 0505	BNP 0603	BNP 0604	BNP 1101	BNP 1200	CFF 0100	CFF 0201	CFF 0206	CFF 0301	CFF 0302	
<b>MINIMA</b>	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	Aa3	
t optimal du hill	66	80	37	49	48	67	35	40	153	103	52	112	91	37	51	121	67	124	98	112	134	47	113	157	
Hill à t optimal	0,417	0,413	0,55	0,452	0,512	0,458	0,395	0,464	0,407	0,36	0,474	0,401	0,393	0,434	0,441	0,369	0,387	0,463	0,404	0,345	0,428	0,443	0,369	0,424	
Std du hill	0,088	0,048	0,071	0,129	0,055	0,059	0,117	0,162	0,029	0,029	0,079	0,035	0,048	0,06	0,052	0,035	0,042	0,089	0,073	0,058	0,081	0,057	0,06	0,044	
Seuil à t optimal	0,283	0,181	0,177	0,29	0,195	0,176	0,21	0,486	0,244	0,169	0,22	0,181	0,171	0,236	0,275	0,174	0,149	0,327	0,332	0,328	0,307	0,178	0,316	0,204	
GEV	ksi	0,131	0,108	0,215	0,362	0,352	0,146	0,211	0,503	0,266	0,067	0,275	0,266	0,272	0,404	0,266	0,125	0,071	0,429	0,281	0,109	0,292	0,062	0,145	0,187
	std	0,097	0,172	0,221	0,146	0,141	0,174	0,119	0,183	0,103	0,079	0,122	0,103	0,097	0,285	0,127	0,097	0,165	0,113	0,146	0,122	0,095	0,236	0,095	0,062
	mu	0,243	0,186	0,169	0,208	0,167	0,178	0,174	0,361	0,244	0,171	0,192	0,244	0,147	0,223	0,222	0,167	0,164	0,269	0,259	0,275	0,286	0,188	0,26	0,219
	std	0,018	0,011	0,017	0,018	0,017	0,013	0,015	0,026	0,012	0,009	0,016	0,012	0,008	0,016	0,021	0,007	0,008	0,015	0,013	0,014	0,016	0,016	0,016	0,011
	psi	0,136	0,087	0,096	0,119	0,093	0,091	0,085	0,175	0,119	0,073	0,094	0,119	0,066	0,087	0,127	0,073	0,059	0,145	0,137	0,135	0,149	0,095	0,144	0,104
	std	0,019	0,012	0,015	0,017	0,014	0,011	0,011	0,029	0,013	0,006	0,012	0,013	0,006	0,017	0,018	0,006	0,007	0,016	0,015	0,012	0,014	0,014	0,013	0,009
	Log vraisemblance	24,56	50,85	21,71	17,98	25,78	41,56	35,95	-6,36	43,33	85,93	29,22	86,2	94,33	20,3	15,58	100,3	68,65	11,4	26,72	38,26	16,53	29,307	27,71	63,267
GPD	beta	0,433	0,278	0,301	0,456	0,333	0,286	0,315	0,763	0,375	0,249	0,363	0,279	0,258	0,36	0,439	0,255	0,222	0,532	0,497	0,474	0,485	0,282	0,472	0,322
	std	0,139	0,116	0,167	0,196	0,142	0,109	0,147	0,422	0,106	0,081	0,145	0,075	0,088	0,257	0,196	0,082	0,098	0,156	0,19	0,188	0,132	0,125	0,149	0,074
	Log vraisemblance	-15,4	17,36	3,027	-19,4	-4,4	11,16	1,125	-37,5	-24	35,69	-7,01	14,9	18,54	-6,14	-15,7	35,6	30,07	-72,7	-42,6	-34,1	-57,1	10,344	-36,35	4,543
	Quantile à 99%	-1,12	-0,78	-1,04	-1,47	-1,31	-0,79	-0,9	-2,88	-1,15	-0,64	-1,25	-0,77	-0,69	-1,45	-1,6	-0,63	-0,61	-1,64	-1,38	-1,21	-1,47	-0,777	-1,144	-0,919
	Quantile à 99.5%	-1,51	-1,03	-1,4	-2,16	-1,88	-1,07	-1,24	-4,52	-1,62	-0,84	-1,74	-1,1	-1	-2,13	-2,2	-0,86	-0,79	-2,52	-1,99	-1,62	-2,1	-1,004	-1,631	-1,256
	Quantile à 99.9%	-2,57	-1,68	-2,49	-4,65	-3,9	-1,82	-2,26	-11,5	-3,11	-1,34	-3,33	-2,11	-1,97	-4,68	-4,11	-1,47	-1,25	-5,95	-3,95	-2,71	-4,17	-1,569	-2,834	-2,231
	Quantile à 99.95%	-3,1	-1,99	-3,09	-6,25	-5,19	-2,21	-2,82	-16,7	-3,97	-1,57	-4,26	-2,69	-2,54	-6,4	-5,22	-1,77	-1,47	-8,33	-5,12	-3,24	-5,42	-1,83	-3,445	-2,749
	Quantile à 99.99%	-4,53	-2,83	-4,88	-12	-9,73	-3,26	-4,49	-38,8	-6,72	-2,15	-7,25	-4,48	-4,37	-12,9	-8,75	-2,58	-2,01	-17,5	-8,88	-4,63	-9,48	-2,483	-5,124	-4,247

	CFF 0305	CFF 1104	CFF 1199	CIEB 0205	CIEB 0400	CIEB 0406	CIEB 0600	CIEB 1101	CIEB 1102	CIC 0101	CIC 0102	CIC 0106	CIC 0302	CIC 0402	CIC 0605	CIC 0706	CIC 1004	CIC 1203	CIC 1205	CICF 0101	CICF 0706	
<b>MINIMA</b>	Aa3	Aa3	Aa3	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2	A2
t optimal du hill	59	65	63	49	105	43	58	73	78	134	113	43	91	102	47	40	68	111	50	103	38	
Hill à t optimal	0,431	0,358	0,354	0,448	0,307	0,299	0,326	0,336	0,456	0,392	0,393	0,342	0,360	0,288	0,237	0,349	0,245	0,352	0,225	0,433	0,340	
Std du hill	0,032	0,034	0,099	0,059	0,035	0,031	0,082	0,072	0,082	0,055	0,042	0,037	0,063	0,030	0,074	0,053	0,027	0,046	0,040	0,091	0,048	
Seuil à t optimal	0,194	0,219	0,541	0,192	0,411	0,238	0,517	0,364	0,357	0,210	0,212	0,244	0,298	0,316	0,226	0,206	0,348	0,207	0,340	0,337	0,200	
ksi	0,332	0,07	0,049	0,276	0,064	-0,106	0,101	0,007	0,203	0,196	0,283	-0,015	0,208	0,064	0,077	-0,055	-0,098	0,043	0,080	0,168	0,015	
std	0,163	0,124	0,131	0,134	0,119	0,167	0,119	0,161	0,110	0,074	0,110	0,116	0,105	0,100	0,085	0,198	0,113	0,067	0,139	0,109	0,143	
mu	0,148	0,224	0,463	0,170	0,327	0,259	0,445	0,297	0,331	0,21	0,193	0,256	0,246	0,269	0,215	0,231	0,358	0,219	0,350	0,307	0,220	
std	0,012	0,015	0,035	0,014	0,019	0,017	0,029	0,016	0,022	0,009	0,009	0,020	0,015	0,013	0,012	0,016	0,015	0,012	0,015	0,019	0,018	
psi	0,083	0,098	0,255	0,082	0,183	0,090	0,225	0,146	0,176	0,084	0,086	0,105	0,131	0,116	0,065	0,088	0,107	0,098	0,086	0,168	0,079	
std	0,012	0,012	0,032	0,012	0,020	0,012	0,026	0,014	0,019	0,008	0,008	0,013	0,014	0,010	0,006	0,013	0,013	0,007	0,014	0,015	0,008	
Log vraisemblance	37,635	37,055	-15,53	37,402	7,303	31,938	-10,171	29,787	3,153	73,148	76,709	27,358	28,020	51,394	52,434	29,670	40,182	59,227	32,869	10,326	31,952	
beta	0,3	0,32	0,803	0,308	0,569	0,325	0,738	0,516	0,577	0,319	0,316	0,347	0,437	0,422	0,285	0,293	0,450	0,303	0,427	0,538	0,284	
std	0,139	0,13	0,314	0,125	0,223	0,174	0,324	0,279	0,215	0,095	0,113	0,153	0,160	0,167	0,160	0,152	0,249	0,094	0,301	0,172	0,154	
Log vraisemblance	1,688	6,255	-49,32	1,018	-48,416	7,468	-42,044	-24,308	-42,437	5,042	0,808	2,697	-25,158	-17,28	9,467	9,718	-9,922	18,303	-9,229	-47,610	8,985	
Quantile à 99%	-1,121	-0,876	-2,021	-0,947	-1,459	-0,846	-1,855	-1,120	-1,683	-0,977	-0,927	-0,969	-1,167	-1,088	-0,823	-0,811	-1,155	-0,836	-1,287	-1,363	-0,806	
Quantile à 99.5%	-1,596	-1,137	-2,639	-1,343	-1,909	-1,021	-2,483	-1,482	-2,313	-1,326	-1,324	-1,201	-1,628	-1,422	-1,060	-0,988	-1,404	-1,069	-1,646	-1,887	-1,012	
Quantile à 99.9%	-3,229	-1,794	-4,158	-2,614	-3,034	-1,379	-4,122	-2,332	-4,167	-2,346	-2,610	-1,730	-2,995	-2,260	-1,622	-1,374	-1,922	-1,638	-2,562	-3,367	-1,497	
Quantile à 99.95%	-4,25	-2,1	-4,85	-3,362	-3,555	-1,516	-4,915	-2,701	-5,171	-2,895	-3,372	-1,954	-3,741	-2,648	-1,945	-1,529	-2,122	-1,896	-2,994	-4,139	-1,711	
Quantile à 99.99%	-7,76	-2,873	-6,551	-5,765	-4,857	-1,796	-6,986	-3,566	-8,129	-4,499	-5,840	-2,466	-5,951	-3,620	-2,664	-1,869	-2,536	-2,525	-4,097	-6,321	-2,216	

**TABLEAU 5.3. PAR CLASSES DE RISQUE**

<b>ENTREPRISES INDUSTRIELLES</b>		Aa1	Aa3	A1	A3	Baa1	Baa2	Baa3	Aa	A	Baa
GEV	t optimal du hill	99	128	95	69	87	88	86	146	91	98
	Hill à t optimal	0,367	0,494	0,38	0,672	0,363	0,361	0,635	0,397	0,382	0,4
	Std du hill	0,061	0,084	0,035	0,199	0,058	0,46	0,16	0,075	0,025	0,055
	Seuil à t optimal	0,267	0,204	0,143	0,34	0,123	0,114	0,278	0,162	0,145	0,089
	ksi	0,187	0,412	0,122	0,457	0,011	0,057	0,589	0,238	0,119	0,045
	std	0,166	0,11	0,097	0,118	0,126	0,14	0,182	0,069	0,097	0,12
	mu	0,254	0,155	0,148	0,223	0,129	0,112	0,171	0,154	0,143	0,095
	std	0,011	0,008	0,007	0,023	0,007	0,006	0,016	0,007	0,009	0,005
	psi	0,106	0,086	0,059	0,16	0,053	0,051	0,128	0,07	0,065	0,04
	std	0,012	0,008	0,059	0,018	0,005	0,005	0,019	0,007	0,005	0,003
GPD	Log vraisemblance	52,07	74,326	91,047	-1,459	94,403	97,122	10,921	110,57	84,219	122,359
	beta	0,393	0,34	0,214	0,681	0,181	0,165	0,538	0,247	0,217	0,135
	std	0,16	0,107	0,073	0,246	0,07	0,063	0,191	0,06	0,073	0,045
	Log vraisemblance	-15,776	-16,864	44,255	-57,584	59,668	65,925	-57,383	37,739	41,202	93,29
	Quantile à 99%	-1,059	-1,084	-0,711	-2,207	-0,463	-0,441	-2,217	-0,721	-0,706	-0,365
	Quantile à 99.5%	-1,461	-1,649	-0,916	-3,46	-0,592	-0,572	-3,66	-1,009	-0,911	-0,469
	Quantile à 99.9%	-2,621	-3,788	-1,464	-8,478	-0,895	-0,896	-10,478	-1,892	-1,458	-0,725
Quantile à 99.95%	-3,24	-5,248	-1,735	-12,072	-1,027	-1,045	-16,102	-2,391	-1,728	-0,84	
Quantile à 99.99%	-5,027	-10,776	-2,461	-26,467	-1,338	-1,415	-42,684	-3,921	-2,448	-1,125	

<b>BANQUES</b>		<b>Bq Aa3</b>	<b>Bq A2</b>
GEV	t optimal du hill	159	129
	Hill à t optimal	0,354	0,306
	Std du hill	0,088	0,046
	Seuil à t optimal	0,078	0,110
	ksi	0,154	0,029
	std	0,093	0,120
	mu	0,081	0,115
	std	0,003	0,003
	psi	0,030	0,038
	std	0,002	0,003
GPD	Log vraisemblance	197,270	181,850
	beta	0,113	0,151
	std	0,035	0,054
	Log vraisemblance	172,280	110,730
	Quantile à 99%	-0,336	-0,377
	Quantile à 99.5%	-0,448	-0,488
	Quantile à 99.9%	-0,760	-0,756
Quantile à 99.95%	-0,921	-0,876	
Quantile à 99.99%	-1,366	-1,163	