

Reference List

Record Number:

Author, Monographic: El Adlouni, S.//Bobée, B.//Ouarda, T. B. M. J.

Author Role:

Title, Monographic: Caratérisation des distributions à queue lourde pour l'analyse des crues

Translated Title:

Reprint Status:

Edition:

Author, Subsidiary:

Author Role:

Place of Publication: Québec

Publisher Name: INRS-Eau, Terre & Environnement

Date of Publication: 2007

Original Publication Date: mars 2007

Volume Identification:

Extent of Work: x, 72

Packaging Method: pages incluant 3 annexes

Series Editor:

Series Editor Role:

Series Title: INRS-Eau, Terre & Environnement, rapport de recherche

Series Volume ID: 929

Location/URL:

ISBN: 978-2-89146-541-0

Notes:

Abstract:

Call Number:

Keywords:

**CARACTÉRISATION DES DISTRIBUTIONS
À QUEUE LOURDE
POUR L'ANALYSE DES CRUES**

Rapport de recherche No R-929

Mars 2007

CARACTÉRISATION DES DISTRIBUTIONS À QUEUE LOURDE POUR L'ANALYSE DES CRUES

Par

Salaheddine El-Adlouni

Bernard Bobée

Taha B.M.J. Ouarda

Chaire en hydrologie statistique (Hydro-Québec / CRSNG)

Chaire du Canada en estimation des variables hydrologiques

INRS-ETE, Université du Québec

490, rue de la Couronne (Québec), Canada G1K 9A9

Rapport de Recherche N° R-929

Mars 2007

ISBN : 978-2-89146-541-0

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES MATIÈRES.....	V
LISTE DES FIGURES	VII
LISTE DES TABLEAUX.....	IX
1. INTRODUCTION.....	1
2. PROCESSUS GÉNÉRATEURS DE DISTRIBUTIONS À QUEUE LOURDE	5
3. CLASSES DE DISTRIBUTIONS À QUEUE PLUS LOURDE QUE LA LOI NORMALE	9
3.1 Distributions avec des moments exponentiels inexistants.....	11
3.2 Distributions Subexponentielles	11
3.3 Distributions à variations régulières d'indice $\alpha > 0$	12
3.4 Comportement de Pareto avec $\alpha > 0$	14
3.5 Distributions α -Stables.....	15
3.6 Classification basée sur le comportement asymptotique.....	16
4. ESTIMATION DE L'INDICE DES VALEURS EXTRÊMES	21
5. TECHNIQUES DE CHOIX DE LA CLASSE DES EXTRÊMES.....	25
<i>Méthode 1 : Graphique Log-log</i>	<i>27</i>
<i>Méthode 2 : La moyenne empirique des excès.....</i>	<i>30</i>
<i>Méthode 3 : Graphique des rapports du maximum et de la somme</i>	<i>31</i>
<i>Méthode 4 : Graphique du rapport de Hill.....</i>	<i>33</i>
<i>Méthode 5 : Statistique de Jackson.....</i>	<i>35</i>
6. APPLICATIONS À DES CAS RÉELS.....	39
<i>Comparaison des ajustements pour la station CSS</i>	<i>45</i>
<i>Comparaison des ajustements pour la station CSG</i>	<i>46</i>
<i>Comparaison des ajustements pour la station RDO.....</i>	<i>48</i>
<i>Comparaison des ajustements pour la station USH</i>	<i>49</i>
<i>Discussion des résultats.....</i>	<i>51</i>
7. CONCLUSION	53
RÉFÉRENCES.....	55

Annexe A	Quelques Distributions Statistiques.....	59
A.1	Loi Lognormale.....	59
A.1.1	Loi Lognormale à deux paramètres.....	59
A.1.2	La loi Lognormale à trois paramètres (LN3)	61
A.2	Distribution Généralisée des Valeurs Extrêmes.....	62
A.2.1	Loi des Valeurs Extrêmes type I (EV1 ou Gumbel)	63
A.2.2	Loi des Valeurs Extrêmes type II (EV2 ou Fréchet).....	63
A.2.3	Loi des Valeurs Extrêmes type III (EV3 ou Weibull)	64
A.3	Famille des lois de Halphen	65
Annexe B	Exemples de distributions appartenant à différents Domaines d'Attraction maximum	67
Annexe C	Stations obtenues du site de l'UNESCO	71

LISTE DES FIGURES

Figure 1 :	Illustration de la différence entre la loi normale et une loi à queue lourde (HIB).....	10
Figure 2 :	Différentes classes de distributions de queue très légère (E) à très lourde (A).....	11
Figure 3 :	Distributions ordonnées par rapport à leurs queues droites.	19
Figure 4 :	Illustration de la différence entre les différentes classes de distributions.....	20
Figure 5 :	Illustration du graphique Log-Log pour la discrimination entre la classe C et D.....	28
Figure 6 :	Graphique Log-Log pour les distributions du tableau 2.	29
Figure 7 :	Graphique de la moyenne empirique des excès pour quelques distributions du tableau 1.	30
Figure 8 :	Graphique du rapport de la somme et du maximum pour les lois Lognormale, GEV et HIB (Cas 2).	32
Figure 9 :	Graphique du rapport de Hill pour les lois Lognormale, GEV, HA et HIB.....	34
Figure 10 :	Test basé sur la statistique de Jackson pour les lois Lognormale, GEV, HA et HIB (Cas 2 du Tableau 2).	38
Figure 11 :	Coefficients de variation et d'asymétrie de 32 séries tirées du site de UNESCO.....	39
Figure 12 :	Graphique Log-Log pour les quatre séries étudiées	40
Figure 13 :	Test d'indépendance des observations des quatre séries étudiées (t-test)....	41
Figure 14 :	Fonction de la moyenne des excès pour les quatre séries.....	42
Figure 15 :	Graphique basé sur le rapport du maximum et de la somme.....	43
Figure 16 :	Graphique basé sur le rapport de Hill	44
Figure 17 :	Graphique basé sur la statistique de Jackson	44

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 :	Classement des lois selon les caractéristiques de l'extrémité droite (Ouarda et al. 1994)	17
Tableau 2 :	Cas considérés pour illustrer les différentes méthodes graphiques.	26

1. INTRODUCTION

L'analyse fréquentielle des événements rares représente un intérêt particulier pour la gestion et la prévention des événements extrêmes en hydrologie. La majorité de ces événements extrêmes causent des dégâts humains et matériels importants. L'objectif principal de l'analyse fréquentielle est d'étudier la probabilité qu'un certain événement soit dépassé. Cette procédure est liée à la théorie des valeurs extrêmes, qui est souvent introduite à partir de propriétés asymptotiques. Dans la majorité des cas on se base sur l'ajustement d'une certaine distribution qui a été considérée comme adéquate pour ajuster les crues dans une région donnée, par exemple la loi des valeurs extrêmes généralisée (GEV) en Grande Bretagne, Lognormale (LN) en Chine, Log-Pearson type III (LPIII) aux États Unis... (Bobée 1999). Cependant, deux problèmes se posent en pratique :

- Le premier est lié à la taille de l'échantillon qui est souvent faible, ce qui met en question l'application des résultats asymptotiques (La taille minimale $n = 50$ a été recommandée pour avoir des estimations robustes (Stedinger 2000), mais souvent une telle taille n'est pas suffisante pour faire le choix de l'ajustement le plus adéquat, surtout quand-t-on s'intéresse aux périodes de retour supérieures ou égales à 100 ans).
- Le second est dû au fait qu'une loi de probabilité ne donne pas toujours un bon ajustement dans toutes les applications (Bobée et Rassmussen 1995). D'où l'intérêt : (1) d'effectuer un classement des distributions en fonction du comportement de leurs queues droite (cas des crues) et (2) d'établir des critères de discrimination entre les différentes classes dans le cas d'un échantillon de faible taille, à partir de considérations physiques ou statistiques.

Dans ce travail, on distingue deux principales parties. On présente d'abord deux approches pour classer les différentes lois utilisées en hydrologie, en fonction de leurs queues droites. La première approche, tirée de la théorie des valeurs extrêmes, présente six classes de lois en fonction de différentes expressions qui caractérisent chacune d'elles (Werner and Upper (2002)). La deuxième approche, donnée par Ouarda et al. (1994), est basée sur le comportement asymptotique de la fonction de densité de probabilité. Une des classes qu'on peut caractériser par les deux approches est la classe des distributions à variations régulières (de type puissance) qui représente un intérêt particulier dans la théorie des valeurs extrêmes pour deux raisons : (1) cette classe peut être définie à partir de la théorie classique des extrêmes, (2) elle peut être caractérisée par un seul paramètre appelé « indice des valeurs extrêmes ». Une estimation efficace de cet indice permet de classer la distribution dans la classe à queue lourde ou dans la classe à queue très lourde. Plusieurs méthodes, paramétriques et non-paramétriques, permettent l'estimation de cet indice des valeurs extrêmes. Ces méthodes et leur comparaison seront discutées dans ce document en raison de l'importance de cette étape dans le processus d'ajustement. Dans la deuxième partie de ce travail on présente certaines techniques, les plus connues dans la littérature, permettant une discrimination entre les distributions ayant une queue légère ou lourde. On s'intéressera particulièrement aux techniques graphiques, développées à partir des propriétés des classes de distributions dites subexponentielles (section 3).

Dans toute la suite de ce document on adoptera les notations suivantes. Soit $X_1, \dots, X_n$ un n -échantillon d'une variable aléatoire X non-dégénérée¹. Il s'agit donc de n variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.) suivant une distribution continue F et de

¹ Une variable aléatoire est dégénérée si son support est réduit à un seul point.

fonction de densité de probabilité (fdp) f . On notera par $\bar{F}$ la fonction de probabilité au dépassement (connue aussi sous le nom de la fonction de survie en fiabilité) : $\bar{F}(x) = \Pr(X \geq x) = 1 - F(x)$. Comme nous l'avons déjà mentionné, l'objectif principal de la théorie des valeurs extrêmes est le développement de techniques qui permettent d'avoir une estimation adéquate des quantiles. En hydrologie on s'intéresse souvent à la notion de période de retour. On notera x_T l'événement de période de retour T et qui correspond au quantile de probabilité au dépassement égale à $\frac{1}{T}$: $\Pr(X \geq x_T) = \bar{F}(x_T) = \frac{1}{T}$.

2. PROCESSUS GÉNÉRATEURS DE DISTRIBUTIONS À QUEUE LOURDE

Les fondements théoriques pour la plupart des distributions, en termes de processus hydrologique qui génère de tels extrêmes, sont rarement considérés pour le choix du modèle (Kidson et al. 2005 et Singh et Strupczewski 2002). La distribution Lognormale est générée par des phénomènes à effet proportionnel (connus sous le nom de processus multiplicatifs). Cependant un petit changement dans ces processus peut les transformer en processus générateurs des lois de type puissance ou de comportement fractal (Champernowne 1953, Mandelbrot 1997, 2003 et Turcotte 1997). Benoît Mandelbrot est un des premiers scientifiques à insister sur l'emploi des fractales basés sur l'invariance d'échelle : Les propriétés sont les mêmes, quelle que soit l'échelle à laquelle on les regarde. Ses travaux depuis les années 50 portaient sur la répartition des revenus, l'évolution des cours boursiers, les crues du Nil et la fréquence des mots. Il distingue trois types de comportement : le premier lié au théorème de la limite centrale et la loi des grands nombres, où la distribution limite est une loi de Gauss (Normale). Le deuxième est le cas lent, représenté par la loi Lognormale. Le troisième est le cas dit « Sauvage », représenté par la loi de Cauchy, dont la moyenne et la variance, sont infinies. Mandelbrot indique que pour ce dernier cas les moyennes ont exactement la même distribution que chacun des tirages individuels : « Aussi loin qu'on aille, on ne verra jamais s'instaurer de compensation entre les différents tirages : La moyenne est aussi incertaine que chacun des épreuves ». Ces trois cas sont des cas extrêmes, et entre eux il y a toute une gamme de cas intermédiaires qu'il résume en « effet Noé et effet Joseph » (Mandelbrot et Wallis 1968). Une comparaison des processus générateurs de lois de type

puissance et la loi Lognormale est donnée par Mitzenmacher (2004), dans le cas du trafic internet. Il conclut que les processus générateurs de ces distributions sont très semblables.

L'utilisation des distributions de type puissance en hydrologie est restreinte à l'emploi de certaines distributions qui ont ce type de comportement et se justifie souvent par des études empiriques. Malamud et Turcotte (2005) ont montré, sur la base de plusieurs séries hydrologiques, que les distributions de type puissance sont les plus adaptées pour représenter les crues. Ces auteurs constatent que les distributions de type puissance, en particulier la loi Log-Gumbel (connue mieux sous le nom de loi de Fréchet ou de loi des valeurs extrêmes de type 2 EV2), sont en agrément avec les séries de crue et donnent des prédictions prudentes au niveau des crues extrêmes futures. Koutsoyiannis (2004) montre par une étude empirique que la loi de Fréchet, qui est de type puissance (Section 3), est plus adéquate pour représenter les précipitations extrêmes que la distribution Gumbel. Bernier (1959) est un des premiers à suggérer l'emploi de la loi Fréchet en hydrologie. Il montre sur la base de quelques séries de débit, que la loi Fréchet est meilleure que la loi Gumbel pour l'ajustement des extrêmes. Strupzewski et al. (2005) et Kochanek et al. (2005), ont comparé plusieurs combinaisons (Distribution/Méthode d'Estimation) pour l'ajustement de séries générées à partir d'une distribution Wakeby à 5 paramètres. Ils constatent que les distributions à deux paramètres donnent de meilleurs résultats en ce qui concerne le biais des quantiles, que celles à trois paramètres, et rejoignent les conclusions déjà connues dans la littérature concernant les méthodes d'estimation : (1) les estimateurs obtenus par la méthode des moments sont moins biaisés que les autres et (2) les estimateurs du maximum de vraisemblance ont souvent une erreur quadratique moyenne relative faible. Mais comme conclusion générale, les auteurs concluent qu'aucune distribution n'est

valable dans tout les cas et soulignent l'importance de développer des techniques pratiques pour le choix de l'ajustement le plus adéquat à une série de données.

D'un point de vue statistique, l'emploi de la loi Lognormale est justifié par le théorème de la limite centrale. En effet pour les processus multiplicatifs, qui représente la succession des effets de plusieurs phénomènes physiques, se transforme en processus additifs dans une échelle logarithmique. L'application du théorème de la limite centrale montre que pour le modèle additif la distribution asymptotique est normale, ce qui est équivalent à une loi Lognormale dans le cas multiplicatif. La justification statistique des distributions de type puissance est basée sur le théorème de la limite centrale généralisé (Section 3.5) qui s'applique dans le cas de variables ayant des moments infinis (Mandelbrot 2003).

En pratique, et comme la taille des séries est souvent très faible, l'application de certains résultats asymptotiques, n'est pas très pertinente. Une alternative est de considérer plusieurs classes de distributions capables de représenter les différentes formes des séries observées, surtout au niveau des queues des distributions. En effet, en pratique la plupart des distributions donnent le même ajustement pour la partie centrale (pour les périodes de retour qui ne dépassent pas la taille de l'échantillon) de la série des observations. Cependant, le problème d'extrapolation concerne surtout la partie des extrêmes. On abordera, dans ce travail, le lien entre les différents types de queues de distributions sous forme de classes. Ceci sera présenté d'une manière assez générale pour montrer la relation qui existe entre les différentes classes et ce à partir de critères qui permettent de choisir le type de distributions le plus adéquat pour représenter une série de données.

3. CLASSES DE DISTRIBUTIONS À QUEUE PLUS LOURDE QUE LA LOI NORMALE

Dans cette partie on présente la notion de distribution à queue lourde et les différentes classes de ce type de distributions. Les distributions à queues lourdes sont liées à la théorie des valeurs extrêmes et permettent de modéliser plusieurs phénomènes rencontrés dans différentes disciplines : finances, hydrologie, télécommunication, géologie... et plus récemment en climatologie. Plusieurs définitions ont été associées à ces distributions en fonction de critère de classification. La caractérisation la plus simple et celle basée sur la comparaison avec la loi normale : On dit, alors, qu'une distribution a la queue lourde si :

$$C_k = E \left[\frac{(X - \mu_X)^4}{\sigma_X^4} \right] > 3 \quad (1)$$

Ce qui est équivalent à dire qu'une distribution a une queue lourde si et seulement si son coefficient d'aplatissement, C_k , est supérieur à celui de la loi Normale (pour laquelle $C_k = 3$). La différence entre la loi Normale et une loi avec une queue plus lourde a été illustrée par Hubert et Bendjoudi (1996) comme dans la Figure 1. Dans cette figure on présente les fonctions de densité de probabilité de la loi normale et d'une distribution à queue plus lourde (la loi Halphen type B⁻¹ (HIB), voir pour plus de détails l'annexe A). On remarque que (voir agrandissement 1-b) la fdp de la loi normale est presque nulle au niveau des extrêmes (queue droite), alors qu'elle ne l'est pas pour la loi HIB.

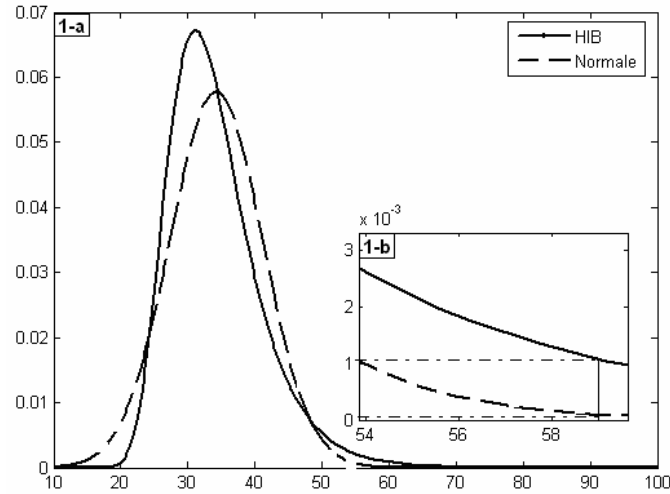


Figure 1 : Illustration de la différence entre la loi normale et une loi à queue lourde (HIB)

La caractérisation, donnée par l'équation (1), est très générale et ne peut être appliquée que si le moment d'ordre 4 existe. Par conséquent aucune discrimination, pour les distributions ayant un moment d'ordre 4 infini, ne peut être faite si on ne considère que ce critère. Malheureusement, il n'y a pas de critère pour classer toutes les distributions selon la queue droite. Cependant, on obtient un tel classement pour certaines classes de distributions :

- les distributions avec des moments exponentiels inexistants (E),
- les distributions Subexponentielles (D),
- les distributions à variations régulières (C),
- les distributions avec un comportement de Pareto (B) et
- les distributions α -Stables avec $\alpha < 2$ (A).

Toutes ces classes sont emboîtées : $A \subset B \subset C \subset D \subset E$ et peuvent être représentées selon la figure 2 (Werner et Upper, 2002).

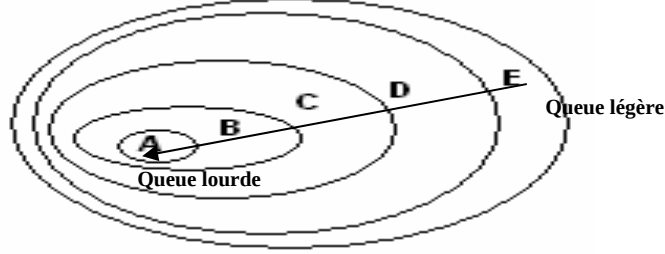


Figure 2 : Différentes classes de distributions de queue très légère (E) à très lourde (A).

3.1 Distributions avec des moments exponentiels inexistants

La classe E contient toutes les distributions telles que $E[e^X] = \infty$. On note que la loi Normale n'appartient pas à cette classe parce que la probabilité au dépassement, $\bar{F}$, pour les extrêmes de cette classe, décroît moins rapidement que celle de la loi normale. Dans ce sens, la classe E est celle des distributions ayant une queue plus lourde que celle de la loi normale.

3.2 Distributions Subexponentielles

La classe D des distributions subexponentielles est caractérisée par la définition suivante (Beirlant et al. 2004): On dit qu'une distribution est subexponentielle si :

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{P(X_1 + \dots + X_n > x)}{P(\max(X_1, \dots, X_n) > x)} = 1 \quad (2)$$

C'est équivalent à dire que la somme de n distributions subexponentielles (indépendantes et identiquement distribuées (iid)) est extrême si et seulement si leur maximum est extrême. On peut démontrer que l'équation (2) implique que:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\overline{F}(x)}{e^{-\varepsilon x}} = \infty \quad \forall \varepsilon > 0 \quad (3)$$

On rappelle que e^{-tx} est la forme de la queue de la loi exponentielle. Comme son nom l'indique, la classe D contient les distributions telles que $\overline{F}$ décroît plus lentement que n'importe quelle loi exponentielle.

3.3 Distributions à variations régulières d'indice $\alpha > 0$

La classe C, des distributions à variations régulières, est une sous classe des distributions Subexponentielles (Goldie et Klüppelberg 1998). Ces distributions satisfont la condition suivante (Embrechts, Klüppelberg et Mikosch 1997):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\overline{F}(tx)}{\overline{F}(t)} = x^{-\alpha} \quad (4)$$

Ce qui est équivalent à dire que, en ce qui concerne les valeurs extrêmes (t tend vers l'infini) la distribution a le même comportement que celui de la loi de Pareto. Par conséquent, la probabilité au dépassement des extrêmes décroît suivant une fonction puissance (appelée aussi décroissance géométrique). Le paramètre α est appelé « l'indice des valeurs extrêmes » (Tail index) et peut être utilisé comme critère pour classer les distributions par rapport au comportement de la fonction de probabilité au dépassement $\overline{F}$ au niveau des valeurs extrêmes.

Lien avec la théorie des valeurs extrêmes

La classe des distributions à variations régulières est liée à la théorie des valeurs extrêmes. En effet, la théorie des valeurs extrêmes est basée sur le théorème de Fisher-Tippett (Fisher et Tippet 1928) qui permet de déterminer la distribution du maximum d'un échantillon de n variables indépendantes et identiquement distribuées (iid) :

Si $X_1, \dots, X_n$ une séquence de variables aléatoires iid, et M_n le maximum définit par :

$$M_n = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

alors, le théorème de Fisher-Tippett montre que si la distribution du maximum de l'échantillon converge vers une distribution non dégénérée alors elle suit une des trois fdp suivantes (de fonctions de densité) :

$$\text{Gumbel (EV1):} \quad \Lambda(x) = \exp(-e^{-x}) \quad x \in \mathbb{R} \quad (5)$$

$$\text{Fréchet (EV2):} \quad \Phi_\alpha(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ \exp(-x^{-\alpha}) & x > 0 \end{cases} \quad \alpha > 0 \quad (6)$$

$$\text{Weibull (EV3):} \quad \Psi_\alpha(x) = \begin{cases} \exp(-(-x^{-\alpha})) & x \leq 0 \\ 0 & x > 0 \end{cases} \quad \alpha > 0 \quad (7)$$

Les trois distributions peuvent être représentées sous une seule forme, appelée distribution des valeurs extrêmes généralisée (GEV, Annexe A). Lorsque la distribution du maximum converge vers l'une de ces trois distributions, on dit qu'elle appartient au domaine d'attraction maximum de Fréchet, Weibull ou Gumbel. Les distributions appartenant au domaine d'attraction maximum

de Gumbel ont une queue légère (Moderately heavy tails). Alors que, les distributions appartenant au domaine d'attraction maximum de Weibull ont un support borné supérieurement. D'autres caractérisations des distributions appartenant à chacun de ces domaines d'attraction maximum sont données dans la littérature (Resnick 1987 et Embrechts et al. 2003). On peut déterminer sur la base de ces caractérisations le domaine d'attraction maximum de la majorité des distributions usuelles. Comme par exemple pour le domaine d'attraction maximum de Gumbel on trouve les lois : Normale, Exponentielle, Log-normale, Gamma. Pour le domaine d'attraction maximum de Fréchet : les lois Cauchy, Pareto, Chi-Deux et Student et pour le domaine d'attraction maximum de Weibull : les lois Uniforme et Beta. Certains exemples sont donnés en Annexe B.

Les distributions du domaine d'attraction maximum de Fréchet présentent un intérêt particulier pour la modélisation des extrêmes. En effet, une distribution appartient au domaine d'attraction maximum de Fréchet si et seulement si elle est à variations régulières, c.à.d si elle appartient à la classe C (Embrechts et al. 2003).

3.4 Comportement de Pareto avec $\alpha > 0$

La classe B est celle des distributions ayant le comportement de Pareto. La distribution de Pareto est définie à partir de sa fonction de distribution :

$$F(x) = 1 - u^\alpha x^{-\alpha} = 1 - \left(\frac{u}{x}\right)^\alpha \quad x \geq u \text{ et } u > 0 \quad (8)$$

Les fonctions de probabilité au dépassement $\bar{F}$, des distributions de la classe B, sont de la forme $u^\alpha x^{-\alpha}$. L'indice des valeurs extrêmes peut être caractérisé à partir des moments des distributions

de type Pareto. En effet, la fonction de densité de probabilité d'une loi de Pareto est

$f_{Pareto}(x) = \alpha u^\alpha x^{-\alpha-1}$ et les moments d'ordre k sont donnés par :

$$E[X^k] = \alpha u^\alpha \int_u^\infty x^{k-\alpha-1} dx \quad (9)$$

Par conséquent seuls les moments d'ordre k , tels que $k < \alpha$, sont finis pour ce type de distributions.

3.5 Distributions α -Stables

La propriété précédente est importante pour définir la classe A, la classe des distributions α -Stables (appelées aussi distribution stables). Les distributions stables constituent une classe très riche de lois de probabilité capables de représenter différentes asymétries et des queues très lourdes. Cette classe a été caractérisée par Lévy (1925) dans ces travaux sur la somme de variables indépendantes et identiquement distribuées (iid). L'absence de formules explicites des densités de ces distributions a limité leur utilisation. Les distributions de cette classe ont un comportement asymptotique de Pareto avec $0 < \alpha \leq 2$. Lorsque $\alpha = 2$ on retrouve la loi Normale, cependant pour $\alpha < 2$ le moment d'ordre $r \geq \alpha$ n'est pas fini, ces distributions ont donc une variance infinie, et par conséquent une queue très lourde. Pour $\alpha = 1$ on retrouve la loi de Cauchy (avec une moyenne et une variance infinies). Cette classe a une grande importance dans la théorie des valeurs extrêmes, puisque les distributions stables peuvent être caractérisées à partir du théorème de la Limite Centrale Généralisé. En effet, le théorème de la limite centrale indique que la somme de n variables aléatoires (iid) de variance finie tend vers une distribution normale lorsque n tend vers l'infini. Une généralisation de ce théorème par Gnedenko et Kolmogorov

(1954) indique que si la condition de variance finie n'est pas respectée, la seule loi limite possible de la somme de n variables aléatoire (iid), est une loi stable. L'utilisation de cette famille de distributions était très limitée à cause des problèmes de calcul : leurs fonctions de densité de probabilité et de distributions n'étant pas explicites. Récemment plusieurs logiciels ont été proposés pour permettre la résolution de ces problèmes (Nolan 2001, 2006), et on trouve des applications des distributions Stables dans plusieurs domaines tels que finances, physique et le trafic Internet.

3.6 Classification basée sur le comportement asymptotique

Ouarda et al. (1994) ont donné une classification basée sur le comportement asymptotique de la fonction densité de probabilité, f : Pour une période de retour, T , assez grande on a l'équivalence suivante (Gumbel 1957, Ouarda et al. 1994) :

$$T \square_{x_T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{f(x_T)} \right)' = - \frac{f'(x_T)}{f^2(x_T)} \quad (10)$$

En effet, pour une période de retour T assez grande $\bar{F}(x_T) = 1 - F(x_T) = \frac{1}{T}$ et $f(x_T)$ tendent vers 0. Au voisinage de l'infini le rapport de ces deux fonctions est équivalent au rapport de leurs dérivées (Règle de l'Hopital) :

$$\lim_{x_T \rightarrow \infty} \frac{f(x_T)}{1 - F(x_T)} \square \lim_{x_T \rightarrow \infty} \frac{f'(x_T)}{-f(x_T)} \quad \Rightarrow \quad T = \frac{1}{1 - F(x_T)} \square_{x_T \rightarrow \infty} - \frac{f'(x_T)}{f^2(x_T)} = \left(\frac{1}{f} \right)'(x_T)$$

On en déduit le comportement asymptotique, des quantiles en fonction de la période de retour T , pour plusieurs distributions utilisées en hydrologie (Tableau ci-dessous).

Tableau 1 : Classement des lois selon les caractéristiques de l'extrémité droite (Ouarda et al. 1994)

Classe	Caractéristiques	Loi	Valeurs des paramètres
I : $x \approx T^P$			
Classe C	$P = 1/\alpha$	Log-Pearson 3 (α, λ, m)	$\alpha > 0, \lambda > 0, m \in \mathbb{R}$
Classe C	$P = 1/\alpha$	Log-Logistic(α, λ)	$\alpha > 0, \lambda > 0$
Classe C	$P = -1/s\lambda$	Gamma Généralisée (s, α, λ)	$s < 0, \alpha > 0, \lambda > 0$
Classe C	$P = 1/\lambda$	Gamma Inverse (α, λ)	$\alpha > 0, \lambda > 0$
Classe C	$P = -1/k$	Fréchet(α, k, u)	$\alpha > 0, k < 0, u \in \mathbb{R}$
Classe B	$P = -1/k$	Pareto Généralisée (α, k)	$\alpha > 0, k < 0$
Classe C	$P = -1/c$	Weibull (α, c)	$\alpha > 0, c < 0$
Classe C	$P = 1/2v$	Halphen type B ⁻¹ (α, v, m)	$\alpha \in \mathbb{R}, v > 0, m > 0$
II : $x \approx \exp(\ln(T)^{1/2})$			
		Lognormale 2 (μ, σ)	$\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0$
Classe D		Lognormale 3(μ, σ, m)	$\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0, m \in \mathbb{R}$
III : $x \approx \ln(T)^P$			
Classe D	$P = 1$	Pearson type 3(α, λ, m)	$\alpha > 0, \lambda > 0, m \in \mathbb{R}$
Classe D		Gamma(α, λ)	$\alpha > 0, \lambda > 0$
Classe E		Exponentielle (α, m)	$\alpha > 0, m \in \mathbb{R}$
Classe D		Halphen type A(α, v, m)	$\alpha > 0, v \in \mathbb{R}, m > 0$
Classe D		LF(λ, β)	$\lambda > 0, \beta > 0$
Classe D		Gumbel (α, u)	$\alpha > 0, u \in \mathbb{R}$
Classe D	$P = 1/2$	Halphen type B(α, v, m)	$\alpha \in \mathbb{R}, v > 0, m > 0$
---		N(μ, σ)	$\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0$
Classe D	$P = 1/s$	Generalized Gamma (s, α, λ)	$s > 0, \alpha > 0, \lambda > 0$
Classe D	$P = 1/c$	Weibull (α, c)	$\alpha > 0, c > 0$
IV : $x \leq P$			
(borne à droite)	$P = m$	Pearson 3(α, λ, m)	$\alpha < 0, \lambda > 0, m \in \mathbb{R}$
	$P = 0$	Gamma (α, λ)	$\alpha < 0, \lambda > 0$
	$P = \exp(m/\ln_d(e))$	Log-Pearson 3(α, λ, m)	$\alpha < 0, \lambda > 0, m \in \mathbb{R}$
	$P = 1$	Log-Logistic (α, λ)	$\alpha < 0, \lambda > 0$
	$P = u + \alpha/k$	Weibull(α, k, u)	$\alpha > 0, k > 0, u \in \mathbb{R}$
	$P = \alpha/k$	Pareto Généralisée (α, k)	$\alpha > 0, k > 0$

La classification donnée par Ouarda et al. (1994) permet de déterminer les distributions appartenant à chacun des domaines d'attraction maximum des extrêmes. On peut établir des liens entre cette classification et celle présentée précédemment (sections 3.1 à 3.5) qui ont trait aux distributions couramment utilisées en hydrologie pour l'étude des crues. A partir du Tableau 1 on remarque que les distributions appartenant à la première classe (classe I) sont les distributions de type puissance, présentée précédemment sous le nom de la classe des distributions à variations régulières (classe C). Ces distributions appartiennent aussi à la classe des distributions subexponentielles (classe D), c'est pour cette raison qu'on les retrouve dans d'autres classes du même tableau. Dans la même classe, des distributions subexponentielles, qui contient les distributions du domaine d'attraction maximum de Gumbel, on retrouve des distributions à queue légère. On retrouve aussi, à partir de cette classification, le problème de discrimination entre la classe des distributions à variations régulière (Classe I) et la loi Lognormale (Classe II). En effet, comme il a été mentionné à la section 2, un petit changement dans les processus à effet proportionnel (qui génère la loi Lognormale) peut les transformer en processus générateurs des lois de type puissance (Champernowne 1953, Mandelbrot 1997, 2003 et Turcotte 1997).

A partir des deux classifications présentées ci-dessus, les différentes distributions (les plus utilisées en hydrologie) peuvent être ordonnées par rapport à leurs queues droites (Figure 3).

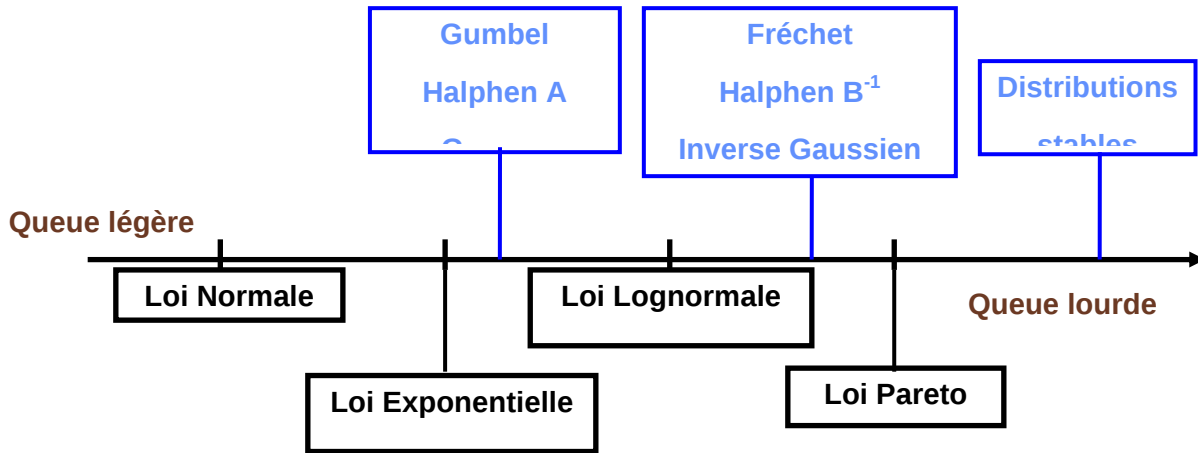


Figure 3 : Distributions ordonnées par rapport à leurs queues droites.

Le fait que ces classes soient emboîtées rend le choix, de la distribution la plus adéquate, difficile. Car les distributions avec des queues lourdes, distributions à variations régulières (C) ou du type Pareto (B) appartiennent aussi aux autres classes (D par exemple). Dans ce cas on voit clairement l'importance d'utiliser la bonne méthode d'estimation des paramètres. Une mauvaise estimation des paramètres, de la distribution choisie pour représenter les données, peut entraîner le passage d'une loi à queue lourde vers une loi à queue légère et vice versa. Il faut donc disposer (1) de techniques de choix de la classe de distributions la plus adaptée pour représenter la série observée et (2) de méthodes efficaces pour l'estimation des paramètres.

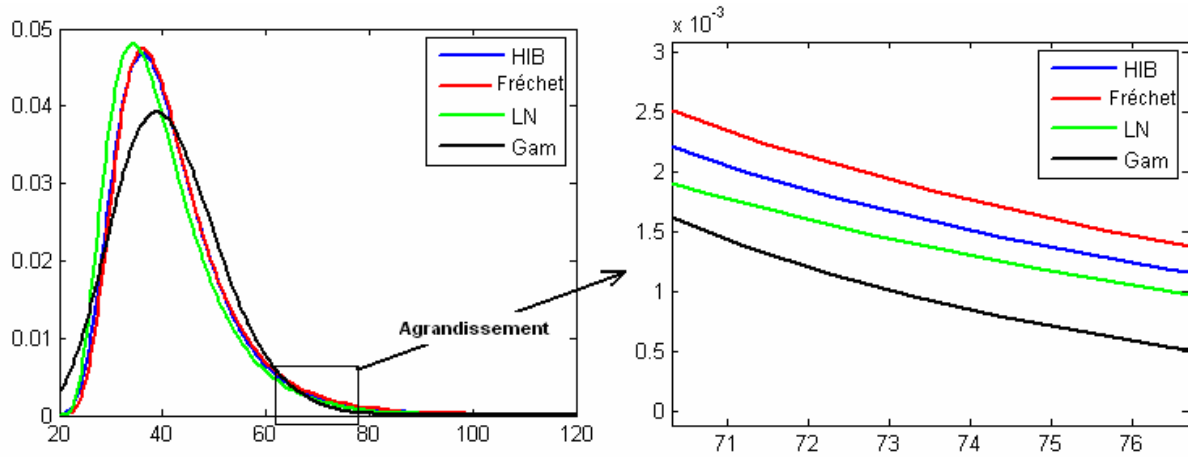


Figure 4 : Illustration de la différence entre les différentes classes de distributions.

La figure 4 illustre la différence entre des distributions tirées de différentes classes. On présente la loi de Halphen type B⁻¹, la loi de Fréchet (GEV), la loi Lognormale et la loi Gamma. Toutes ces lois ont les mêmes caractéristiques statistiques (moyenne, variance, coefficient d'asymétrie). Le graphique à droite, illustre bien la notion de queue lourde. En effet, on voit bien que les lois GEV et HIB ont une queue plus lourde que celle de la loi Lognormale, qui est plus lourde que la loi Gamma. Par conséquent, les quantiles de grande période de retour T (correspondant à la probabilité au dépassement $\bar{F} = \frac{1}{T}$), estimés à partir d'une loi D1, à queue plus lourde qu'une loi D2, sont plus élevés que ceux estimés à partir de D2.

4. ESTIMATION DE L'INDICE DES VALEURS EXTRÊMES

Comme nous l'avons signalé dans la section précédente, l'estimation des paramètres joue un rôle déterminant pour l'ajustement des extrêmes. On distingue deux approches : l'approche paramétrique et l'approche semi-paramétrique. L'approche paramétrique pour la modélisation des extrêmes est basée sur l'hypothèse que la série de données correspond à un échantillon de variables iid distribuées suivant une des lois des extrêmes. Dans ce travail on se limitera à la classe C des distributions à variations régulières qui contient plusieurs des distributions souvent considérées pour ajuster des séries des extrêmes. Dans le cas paramétrique, les méthodes statistiques standard sont appliquées pour l'estimation des paramètres. En pratique, cette approche est considérée dans le cas de la série des maxima annuels (Gumbel 1957). Les méthodes d'estimations les plus utilisées dans ce cas sont la méthode du maximum de vraisemblance (MV), la méthode des moments (MM), la méthode des moments de probabilités pondérées (MPP), qui est équivalente à la méthode des L-moments et la méthode du maximum de vraisemblance généralisée (MVG) récemment introduite par Martins et Stedinger (2000) dans le cas de la loi GEV. Cette dernière méthode permet d'éviter les problèmes de résolution du système du maximum de vraisemblance pour l'estimation du paramètre de forme (l'indice des valeurs extrêmes) de la loi GEV. Les mêmes problèmes d'estimation de l'indice des valeurs extrêmes sont discutés dans Hosking et al. (1985), Smith (1985), Scarf (1992) Embrechts et al. (1997) et Coles et Dixon (1999). Plusieurs études et en particulier celles présentées par Strupzewski et al. (2005) et Kochanek et al. (2005), montrent qu'aucune méthode n'est la meilleure dans tous les cas.

L'autre approche, semi-paramétrique, n'est pas très utilisée en hydrologie. Cette approche est liée à la notion de domaine d'attraction maximum discutée dans la section 3.3. En effet, les méthodes d'estimation basées sur cette approche ont pour but d'estimer seulement l'indice des valeurs extrêmes puisque c'est ce paramètre qui détermine la forme de la queue de la distribution. Ces techniques permettent donc de déterminer la distribution asymptotique du maximum par le biais du théorème de Fisher-Tippett. En pratique, on ne peut pas considérer la plus grande observation, de l'échantillon, toute seule ; on considère donc les k plus grandes observations qui caractérisent la distribution du maximum, où $k < n$ est grand. Le choix de k n'est pas une tâche facile. Plusieurs méthodes ont été développées, pour le choix de k , mais aucune n'est adoptée d'une manière générale.

Dans la littérature de la théorie des valeurs extrêmes on trouve plusieurs techniques semi-paramétriques pour l'estimation de l'indice des valeurs extrêmes. On cite l'estimateur de Pickands (Pickands 1975), l'estimateur de Hill (Hill 1975), l'estimateur des moments (Dekkers et al. 1989), l'estimateur du rapport des moments (Danielsson et al. 1996), l'estimateur de Peng (Deheuvels et al. 1997), l'estimateur basé sur le QQ-plot, l'estimateur basé sur le graphique de la moyenne des excès (Beirlant et al. 1996) et d'autres. D'un point de vue théorique, toutes ces méthodes partagent les mêmes propriétés de consistance et de normalité asymptotique. Cependant, les études de simulation montrent qu'il y a de grandes différences entre ces estimateurs. En général, il n'y a pas une meilleure méthode dans toutes les situations. Les méthodes les plus utilisées sont celle de Hill, Pickands et des moments. Ceci est dû probablement au fait qu'elles sont les plus anciennes. Certaines études de comparaison (théorique et par

simulation) entre les différentes méthodes peuvent être trouvées dans Rosen et Weissman (1996), Deheuvels et al. (1997), Groeneboom et al. (2003).

Panaretos et Tsourti (2001, 2003) ont comparé la majorité des méthodes données dans la littérature par simulation de Monte Carlo. Ils concluent qu'aucune méthode n'est la meilleure dans tous les cas, et la performance d'une méthode dépend de la distribution de la série étudiée. En d'autre terme, elle dépend de la vraie valeur de l'indice des valeurs extrêmes. Ils recommandent l'utilisation de techniques pour déterminer une des classes des extrêmes, et donc l'intervalle le plus probable pour l'indice des valeurs extrêmes. Les méthodes les plus utilisées à cette fin sont graphiques comme : le Graphique Log-Log et de la moyenne des excès parmi d'autres qu'on présente à la section suivante.

5. TECHNIQUES DE CHOIX DE LA CLASSE DES EXTRÊMES

En parallèle des études de classification des distributions en fonction de leur queue droite, on a besoin de critères et de tests pour identifier la classe qui représente le mieux la forme de la distribution des extrêmes en pratique. Il est donc nécessaire de disposer de méthodes qui permettent, sur la base d'un échantillon de données, de déterminer la classe des distributions à laquelle appartient la distribution d'origine des observations. L'objectif de cette partie, qui est très importante pour toute inférence statistique sur les extrêmes, est de présenter certaines méthodes qui permettent de caractériser la distribution de la variable étudiée. Ces méthodes peuvent être classées en trois groupes : méthodes graphiques, critères et tests statistiques. La majorité des critères et tests statistiques (Kolmogorov-Smirnov, Khi-Deux, Anderson-Darling, Cramer-Von Mises, Critère d'Information d'Akaike (AIC), Critère d'information Bayésien (BIC)...) permettent de tester l'ajustement des distributions à l'échantillon au niveau de la partie centrale. Dans ce travail on présente quelques méthodes graphiques qui ont été développées pour caractériser les différentes classes des distributions à queue lourde. Ces techniques sont tirées des récents travaux sur la théorie des valeurs extrêmes (Beirlant et al. 2004, Heyde et Kou 2004, Beirlant et al. 2006 et Goegebeur et al. 2006).

Afin d'illustrer l'utilisation pratique de chacune des méthodes présentées, on considère quatre distributions appartenant à la classe des distributions subexponentielles : la loi Halphen type A (HA, la classe III du tableau 1) ; la loi Lognormale (classe II) ; La loi de Fréchet (GEV) et Halphen type B^{-1} (HIB), (la classe I ou la classe C des distributions à variations régulières qui est un sous-ensemble de la classe D des distributions subexponentielles). Nous avons considéré trois

asymétries $C_s = 1.20$; 1.84 et 3.26 , pour représenter différentes asymétries souvent observées en hydrologie (Tableau 2). Nous avons fixé les paramètres de la loi HIB et ensuite on a calculé les paramètres des lois LN et GEV qui ont les mêmes caractéristiques statistiques (moyenne, variance et asymétrie). Nous n'avons pas trouvé de triplet de paramètres de la loi HA pour représenter le troisième cas (Cas 3) avec les mêmes caractéristiques statistiques que les autres lois. En effet, la famille des lois de Halphen représente un système complet de lois (à chaque échantillon il correspond une seule distribution de cette famille, Perreault et al. 1999a) et il est difficile de trouver deux lois de la famille Halphen qui ont exactement les mêmes caractéristiques statistiques.

Tableau 2 : Cas considérés pour illustrer les différentes méthodes graphiques.

C_s	HIB	Fréchet	LN	HA
Cas 1	$\nu = 5$	$u = 31$	$m = 14$	$\nu = 5$
	$\alpha = 3$	$\alpha = 5.5$	$\mu = 2.9$	$\alpha = 8$
$C_s = 1.20$	$m = 100$	$\kappa = -0.01$	$\sigma = 0.34$	$m = 100$
Cas 2	$\nu = 3$	$u = 37$	$m = 18$	$\nu = 1$
	$\alpha = 3$	$\alpha = 7.8$	$\mu = 3$	$\alpha = 0.5$
$C_s = 1.84$	$m = 100$	$\kappa = -0.10$	$\sigma = 0.46$	$m = 100$
Cas 3	$\nu = 2$	$u = 41$	$m = 19$	
	$\alpha = 3$	$\alpha = 10.3$	$\mu = 3.2$	-----
$C_s = 3.26$	$m = 100$	$\kappa = -0.17$	$\sigma = 0.53$	

Méthode 1 : Graphique Log-log

Pour les distributions de type exponentiel de moyenne θ , la fonction de survie $\bar{F}(u) = P(X > u)$ est donnée par :

$$\bar{F}(u) = P(X > u) = e^{-u/\theta} \quad (11)$$

Et pour les distributions de type puissance :

$$\bar{F}(u) = P(X > u) \approx C \int_u^\infty \frac{1}{x^\alpha} dx = C \frac{1}{\alpha-1} u^{-\alpha+1} \quad (12)$$

En considérant $\log(P(X > u))$, on obtient respectivement pour les deux types de distributions $-\frac{u}{\theta}$ et $\log(C') - (\alpha-1)\log(u)$. Ainsi, en portant sur un graphique les valeurs de $\log(P(X > u))$ en fonction de $\log u$, on devrait obtenir une courbe linéaire pour les distributions de type puissance, et concave pour les distributions de type exponentiel.

En pratique, on calcule $\log[P(X > u)]$ à l'aide de la fonction de répartition empirique pour certaines valeurs de u . On trace ensuite le graphique Log-Log de la probabilité de la queue de la distribution et la décision est prise à partir de l'allure de la courbe (Figure 4).

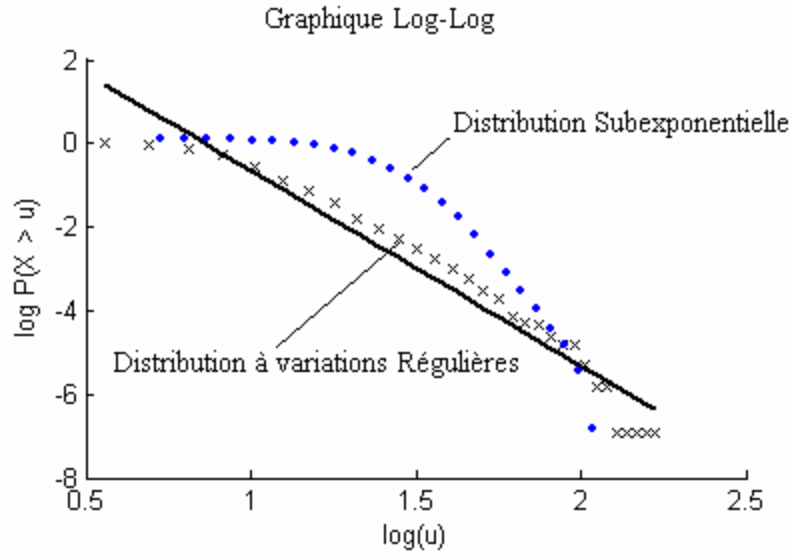


Figure 5 : Illustration du graphique Log-Log pour la discrimination entre la classe C et D.

Cette technique utilise le même principe que le graphique quantile-quantile appelée QQ-plot. La différence entre les deux techniques est que pour le graphique Log-Log on n'a pas besoin d'estimer les paramètres de la distribution à ajuster, étape indispensable pour le QQ-plot où on doit calculer les estimateurs des quantiles à partir de la distribution considérée. Étant donnée que l'objectif est de déterminer une classe qui représente le mieux la série de données sans préciser une distribution particulière, la méthode Log-Log est plus adéquate pour répondre à ce but que le QQ-plot.

La figure 5 présente le graphique Log-Log pour des échantillons de taille $n = 50$ générés à partir des distributions du tableau 2. On remarque que pour la loi Halphen type A, ce graphique permet, pour les deux cas considérés, de conclure qu'il ne s'agit pas de distribution à variations régulières. Cependant, ce graphique ne permet pas de discriminer entre la loi Lognormale et les

lois à variations régulières (HIB et Fréchet). En effet, on remarque que pour les trois cas, la courbe correspondant à la loi LN est linéaire et ressemble aux deux autres courbes des lois HIB et Fréchet.

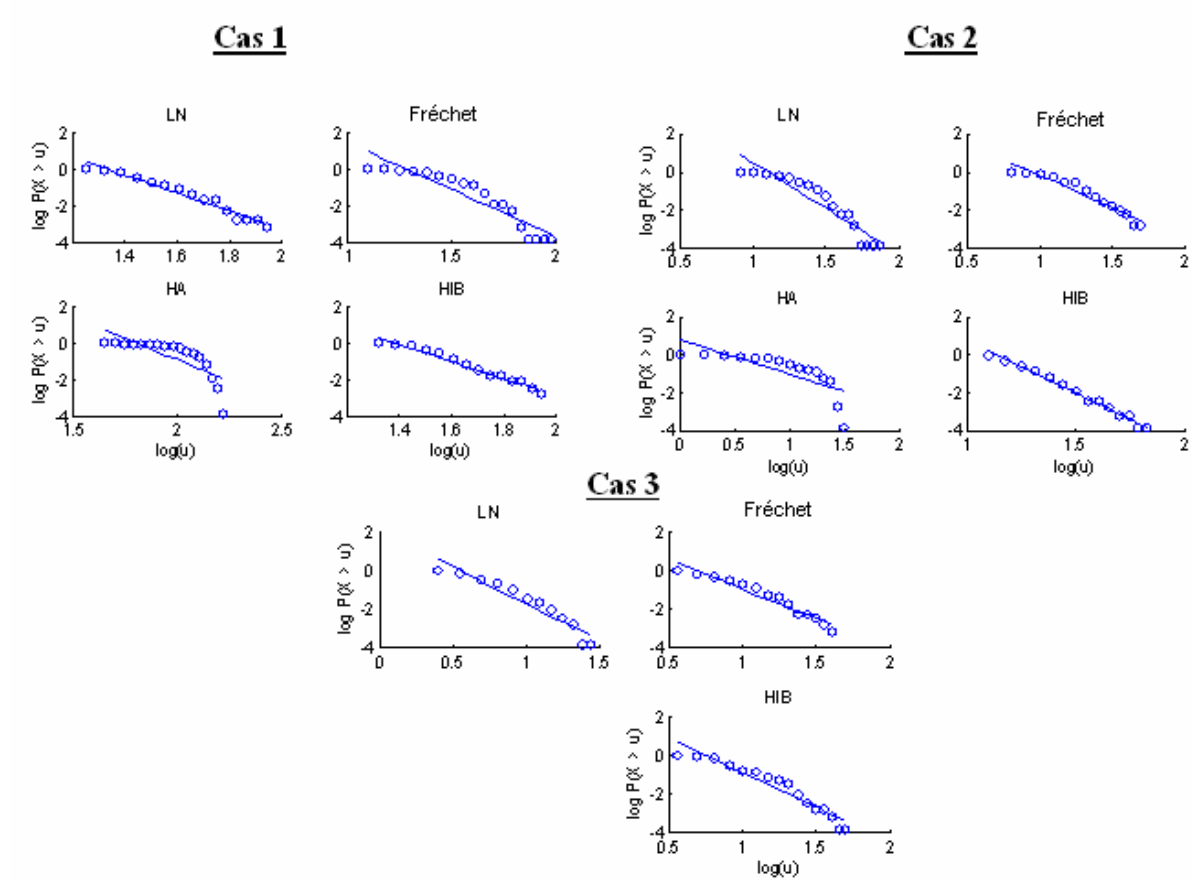


Figure 6 : Graphique Log-Log pour les distributions du tableau 2.

Les résultats obtenus dans cette partie rejoignent la discussion faite à la section 2, sur les processus générateurs des lois de type puissance (variations régulières) et de la loi Lognormale. Les deux processus sont très semblables et dans certains cas il est difficile de discriminer entre les deux, surtout pour les asymétries plus grandes que 1.

Méthode 2 : La moyenne empirique des excès

Cette méthode est basée sur la moyenne des excès $e(u) = E[X - u | X > u]$. Cette fonction est constante pour les distributions de type exponentiel et égale à $\frac{u}{(\alpha-2)}$ ($\alpha > 2$) pour les distributions de type puissance.

En traçant la valeur de cette fonction $\hat{e}(u) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (x_{[i]} - u)$ où $x_{[i]}$ sont les valeurs de X plus grandes que u , on devrait avoir une courbe linéaire pour des distributions de type exponentielle et puissance, sinon on est en présence d'un autre type de comportement. Si la pente de cette droite est nulle, la distribution est de type exponentiel. Si la distribution est de type subexponentielle, cette droite a une pente positive et passe par l'origine. Lorsque la pente est négative, il s'agit de queue plus légère que celle de la loi exponentielle.

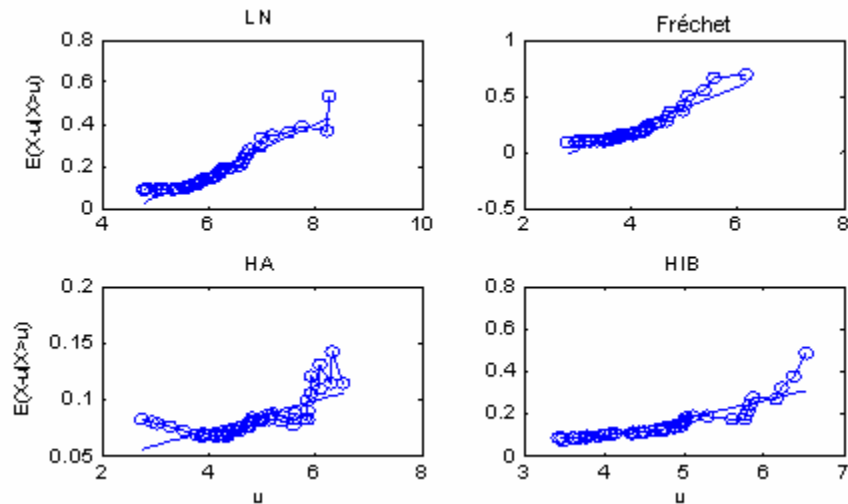


Figure 7 : Graphique de la moyenne empirique des excès pour quelques distributions du tableau 1.

La figure 6 illustre l'utilisation de cette méthode graphique pour l'identification de la classe des queues. On remarque que pour les quatre lois définies dans le tableau 2 (Cas1) le graphique basé sur la moyenne des excès, permet de caractériser les distributions subexponentielles, c.à.d. permet de discriminer entre la classe D et E. Cependant, elle ne permet pas de dire s'il s'agit de lois à variations régulières (classe C) ou non.

Méthode 3 : Graphique des rapports du maximum et de la somme

Cette méthode est basée sur le rapport du maximum et de la somme (max-sum ratio) défini par :

$$R_n(p) = \frac{\max(X_1^p, \dots, X_n^p)}{\sum_{i=1}^n X_i^p} \quad (13)$$

où p est une puissance. Ce rapport tend vers 0 lorsque n tend vers l'infini si et seulement si $E[X^p] < \infty$. En traçant le graphique de $R_n(p)$ en fonction de n pour différentes valeurs de p , on peut déterminer la forme de la distribution. En effet, si ce rapport tend vers l'infini pour les grandes valeurs de n , on peut croire que $E[X^p] = \infty$ et on est donc en présence d'une distribution de type puissance (Cf. Section 3.4). Sinon, la distribution est de type exponentiel. En pratique, on présente la fonction R_n en fonction de n pour différentes valeurs de p . Si la courbe ne tend pas vers zéro à partir d'une certaine valeur p_0 , alors la distribution appartient à la classe C et p_0 correspond à l'indice des valeurs extrêmes. La figure 7 illustre l'utilisation de ce graphique pour le cas 2 pour les lois du tableau 2 (pour les deux autres cas on obtient des résultats similaires). Chaque petit graphique, correspond à une valeur particulière $p = 1, 2, \dots, 9$.

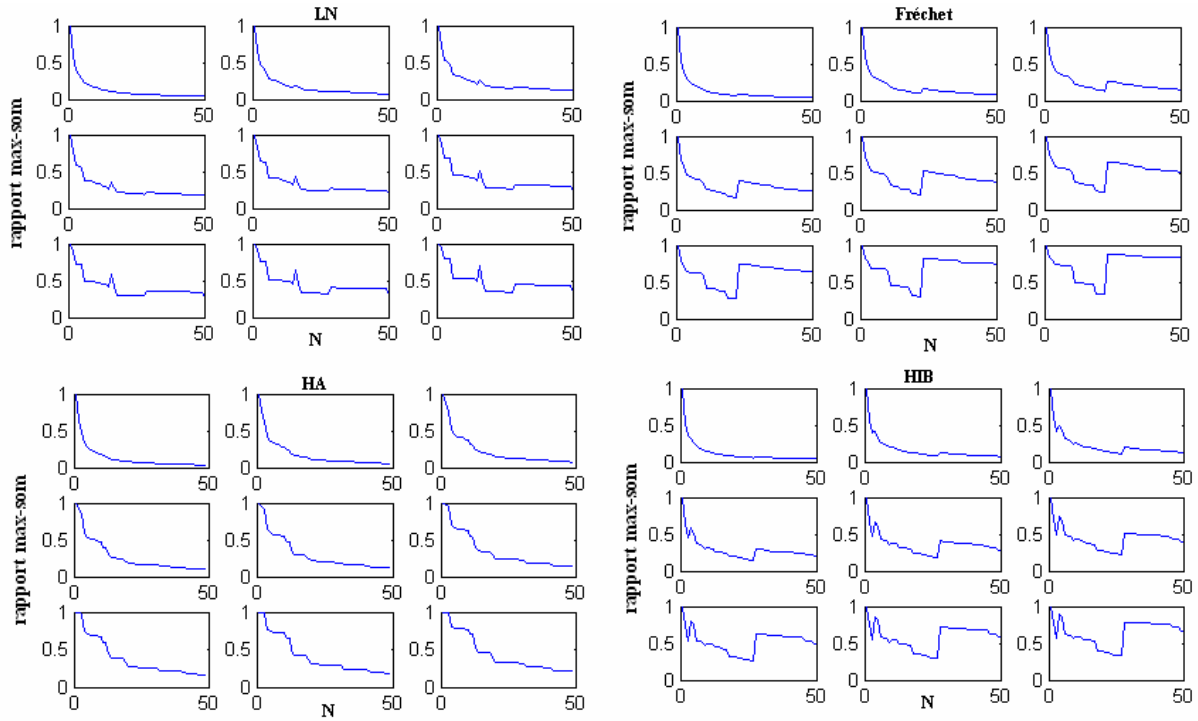


Figure 8 : Graphique du rapport de la somme et du maximum pour les lois Lognormale, GEV et HIB (Cas 2).

On remarque que pour la loi Lognormale, le rapport de la somme et du maximum a une forme régulière et tend vers zéro quand n devient assez grand. On rappelle que la loi LN appartient à la classe II (distributions subexponentielles (D) mais n'appartenant pas à la classe des distributions à variations régulières (C)). Pour la loi de Fréchet (GEV avec $\kappa < 0$) et HIB, les courbes ne gardent plus la même forme (convergence vers zéro) à partir d'un certain ordre p_0 . Pour la loi GEV p_0 est autour de 3 alors que pour la loi HIB p_0 est presque égale à 2. Cet ordre correspond au plus grand degré pour lequel le moment est fini et peut donc être considéré pour l'estimation de l'indice des valeurs extrêmes.

Méthode 4 : Graphique du rapport de Hill

Soit le rapport de Hill :

$$a_n(x_k) = \frac{\sum_{i=1}^n I(X_i > x_k)}{\sum_{i=1}^n \log(X_i / x_k) * I(X_i > x_k)} \quad (14)$$

$$\text{où } I(X > x) = \begin{cases} 1 & \text{si } X > x \\ 0 & \text{sinon} \end{cases},$$

et les X_i sont les valeurs de la variable X et x_k est la $k^{\text{ième}}$ plus grande valeur de X . Sur le graphique de $a_n(x_k)$ en fonction de x_k , on cherche une région stable pour déterminer l'estimateur de la queue de la distribution. Cette approche est illustrée dans la figure 8 pour les distributions définies dans le tableau 2.

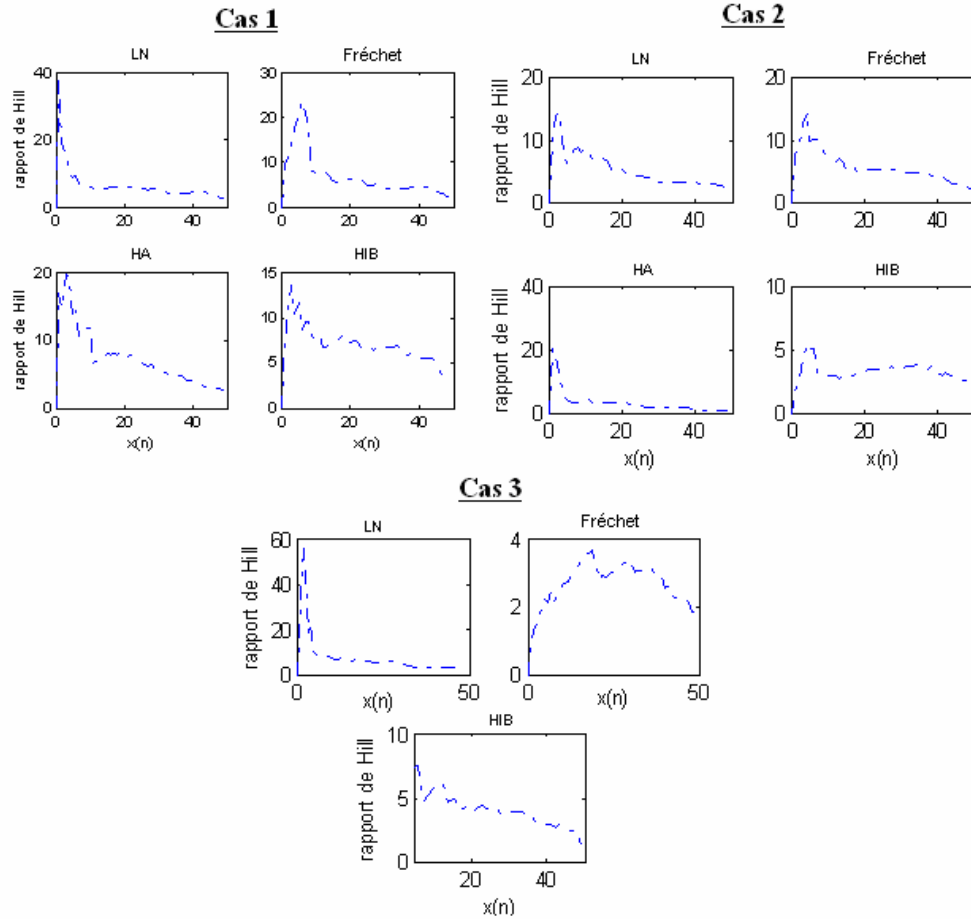


Figure 9 : Graphique du rapport de Hill pour les lois Lognormale, GEV, HA et HIB.

On remarque que la partie extrême droite du graphique (Figure 8) est stable dans le cas des distributions GEV et HIB, alors que pour les lois Lognormale et Halphen type A, la courbe décroît vers zéro surtout pour les cas 2 et 3 (cas de fortes asymétries).

Notons que l'estimateur de Hill, comme plusieurs autres estimateurs, a été développé à partir de la linéarité du graphique Log-Log ou celui de la moyenne empirique des excès. La pente de la partie linéaire de ces graphiques peut être considérée pour l'estimation de l'indice des valeurs extrêmes pour les distributions de la classe de Pareto (classe B) ou la classe C des distributions à

variations régulières (Hill 1975 ; Kratz et Resnick 1996). D'autres tests basés sur le même principe ont été développés récemment (voir Beirlant et al. 2004 pour plus de détails).

Méthode 5 : Statistique de Jackson

Beirlant et al. (2006) ont présenté un nouveau test pour l'identification des distributions de type Pareto (classe B) ou appartenant à la classe C d'une manière générale. Ce test, basé sur la statistique de Jackson, a été développé comme test d'ajustement pour la loi exponentielle (Jackson 1967). Le fait qu'une transformation logarithmique d'une variable distribuée suivant une loi de Pareto suit une loi exponentielle a permis l'extension de ce test pour l'identification des variables qui ont un comportement de Pareto (Classe B). Après avoir modifié la statistique de Jackson et l'avoir appliqué aux observations de l'extrémité droite de l'échantillon, Beirlant et al. (2006) ont déterminé la loi limite de la statistique du test ainsi qu'une correction du biais dans le cas des échantillons de taille finie. On rappelle ici la version avec correction du biais de la statistique de Jackson adaptée pour l'identification d'un comportement de Pareto. On illustre son utilisation pour des séries simulées à partir des lois LN, Fréchet, HA et HIB (Tableau 2).

La statistique du test est :

$$T_k^* = \frac{\frac{1}{k} \sum_{j=1}^k C_{k-j+1,k} Z_j}{H_{k,n}} \quad (15)$$

où $Z_j = j(\log X_{n-j+1,n} - \log X_{n-j,n})$, $j = 1, \dots, k$; $H_{k,n} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k Z_j$ et $C_{k-j+1,k} = 1 - \log\left(\frac{j+1}{k+1}\right)$.

D'un point de vue pratique, ce test est basé sur le même principe que celui du rapport de Hill. En effet, on présente les valeurs de T_k^* en fonction de k et on cherche si au niveau des grandes valeurs de k la courbe reste constante (convergence vers la moyenne de la statistique du test).

Le biais observé lors de l'utilisation de la statistique T_k^* pour des séries de taille fini, rend la discrimination, entre les lois de type Pareto et les autres lois subexponentielles, difficile. Beirlant et al. (2006) ont donc développé une version de ce test avec correction du biais. Ils ont remarqué que les deux quantités au numérateur et dénominateur de T_k^* (équation 15) correspondent à des moyennes pondérées des écarts logarithmiques des statistiques d'ordre Z_j , $j = 1, \dots, k$. Or, sous certaines conditions de régularité une approximation de Z_j est donnée sous la forme suivante (Beirlant et al. 1999):

$$Z_j \approx \gamma + b_{n,k} \left(\frac{j}{k+1} \right)^{-\rho} + \varepsilon_j, \quad j = 1, \dots, k \quad (16)$$

où $b_{n,k}$ est fonction de $\frac{n}{k}$ et ε_j , $j = 1, \dots, k$ représentent des erreurs centrées en zéro. Cette approximation mène à la statistique $\tilde{T}_k$ qui correspond à la statistique de Jackson avec correction du Biais :

$$\tilde{T}_k = \frac{\frac{1}{k} \sum_{j=1}^k C_{k-j+1,k} \left(Z_j - \hat{b}_{LS,k}(\hat{\rho}) \left(\frac{j}{k+1} \right)^{-\hat{\rho}} \right)}{\hat{\gamma}_{LS,k}(\hat{\rho})} \quad (17)$$

Avec $\hat{\rho}$ un estimateur consistant de ρ et $\hat{b}_{LS,k}(\hat{\rho})$ et $\hat{\gamma}_{LS,k}(\hat{\rho})$ sont les estimateurs par moindres carrés de $b_{n,k}$ et γ respectivement, obtenus à partir de l'équation (16). Pour les distributions de type Pareto, la statistique $\sqrt{k}(\tilde{T}_k(\rho) - 2) \xrightarrow{Loi} N\left(0, \left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^2\right)$ et converge pour k assez grand vers sa moyenne 2.

Pour ρ fixé,

$$\hat{\gamma}_{LS,k}(\rho) = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k Z_j - \frac{\hat{b}_{LS,k}(\hat{\rho})}{1-\rho}$$

$$\hat{b}_{LS,k}(\hat{\rho}) = \frac{(1-\rho)^2(1-2\rho)}{\rho^2} \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \left(\left(\frac{j}{k+1} \right)^{-\rho} - \frac{1}{1-\rho} \right) Z_j$$

Et comme estimateur de ρ , on peut considérer par exemple l'estimateur suivant (Beirlant et al. 2006) :

$$\hat{\rho}_{\dot{k}} = -\frac{1}{\log \lambda} \log \frac{H_{\lfloor \lambda^2 \dot{k} \rfloor, n} - H_{\lfloor \lambda \dot{k} \rfloor, n}}{H_{\lfloor \lambda \dot{k} \rfloor, n} - H_{\dot{k}, n}}, \quad (18)$$

pour un $\lambda \in (0,1)$ et $\dot{k}$ tel que $\sqrt{\dot{k}}b\left(\frac{n}{\dot{k}}\right) \rightarrow \infty$ comme proposé par Drees et Kaufmann (1998).

Pour l'implémentation pratique de ce test, Beirlant et al. (2006) ont considéré différentes valeurs pour estimer ρ (par exemple $\rho = -1$ et -2). Après plusieurs simulations nous avons remarqué que pour $\rho = -1$ on obtient de bons résultats.

La figure 9 illustre l'utilisation de cette méthode pour l'identification des distributions de type Pareto. En plus de la statistique $\tilde{T}_k$, on représente les intervalles de confiance (au niveau 10%), de $\tilde{T}_k$, obtenus par simulation de 1000 échantillons de taille 100, pour le Cas2 du tableau 2 pour les distributions Lognormale, GEV (Fréchet), HA et HIB. On remarque que pour les lois de Fréchet et HIB, la statistique du test est stable et converge vers la valeur 2 (qui est la moyenne de la statistique du test de Jackson), alors qu'elle ne l'est pas pour la loi HA. Cependant, on remarque que pour la loi LN la statistique de Jackson converge vers sa moyenne et cette convergence est stable. On signale donc la même difficulté pour discriminer entre les distributions de la classe C (distributions à variations régulières) et la loi Lognormale. Notons que les intervalles de confiance, obtenus par Bootstrap paramétrique, sont indispensables pour évaluer la robustesse de la convergence de la statistique du test de Jackson vers sa moyenne 2.

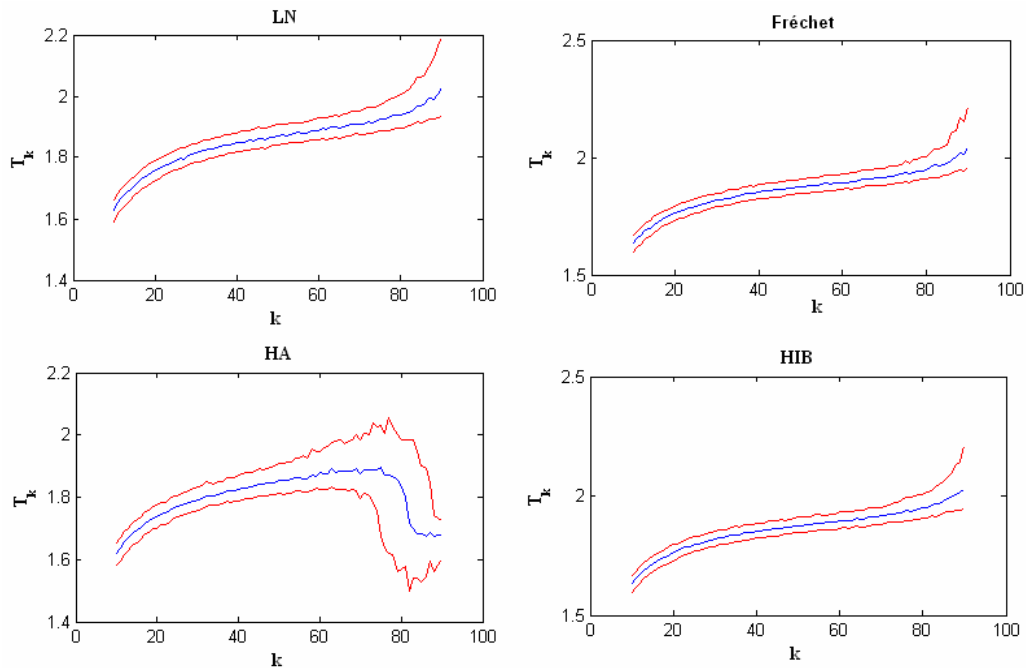


Figure 10 : Test basé sur la statistique de Jackson pour les lois Lognormale, GEV, HA et HIB (Cas 2 du Tableau 2).

6. APPLICATIONS À DES CAS RÉELS

Dans cette partie de l'étude, on a considéré plusieurs séries de débit maximum annuel de 32 rivières du monde (données dans l'annexe C). Ces séries ont été obtenues à partir du site de l'UNESCO (http://www.unesco.org/water/ihp/db/index_fr.shtml) et représentent les débits de rivières de différentes régions du globe. La figure 10 représente les coefficients de variation et d'asymétrie pour les 32 séries.

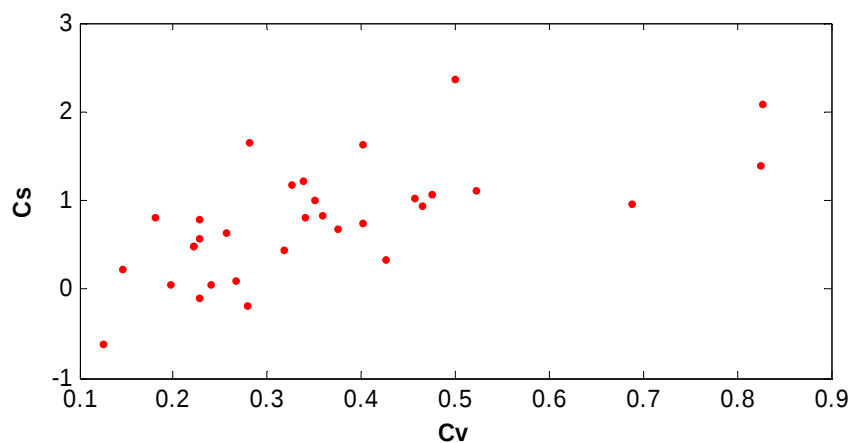


Figure 11 : Coefficients de variation et d'asymétrie de 32 séries tirées du site de UNESCO

La période d'observation des débits pour ces rivières dépasse 70 ans. Certaines séries ont plus de 150 ans d'observations. Cette taille est beaucoup plus élevée que celle des séries souvent rencontrées en hydrologie.

Quatre stations ont été choisies pour cette étude. Nous avons considéré les séries pour lesquelles le graphique Log-Log semble être linéaire (Figure 11).

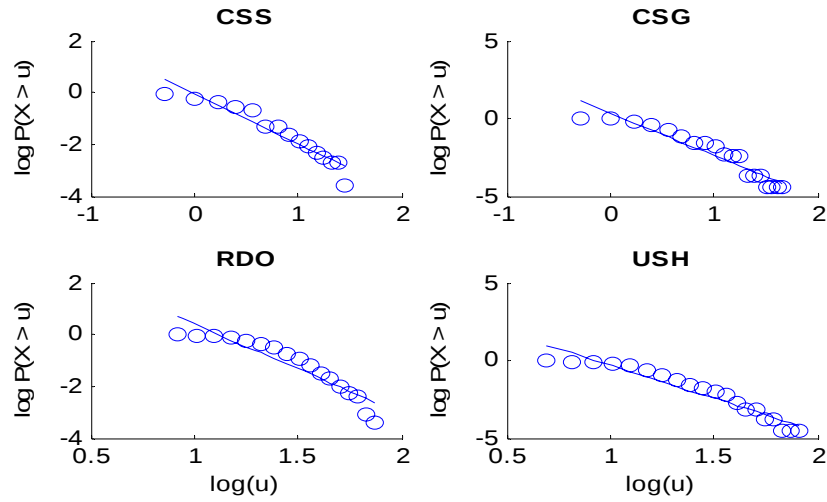


Figure 12 : Graphique Log-Log pour les quatre séries étudiées

Ce choix permettra de comparer les résultats obtenus à partir des différentes méthodes pour discriminer entre la classe des distributions subexponentielles et celles à variations régulières. Les séries considérées sont :

- (1) Canada_SouthSaskatchewan_Saskatoon(CSS) (2) Canada_StMaurice_GrandMere(CSG)
- (3) Roumanie_Danube_Orsova (RDO) et (4) USA_Susquehanna_harrisburg (USH).

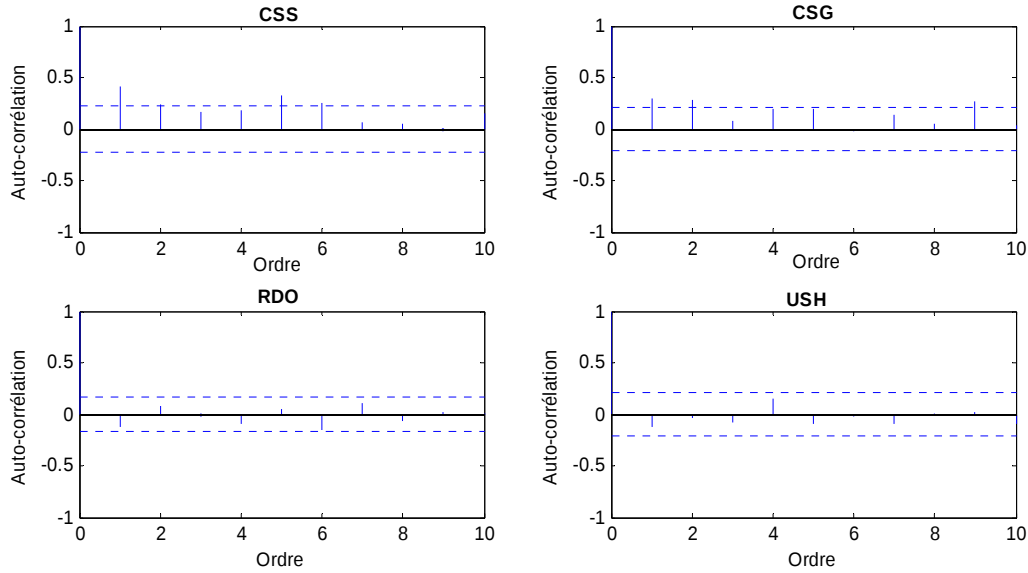


Figure 13 : Test d'indépendance des observations des quatre séries étudiées (t-test)

Plusieurs tests ont été considérés pour vérifier les hypothèses de base de l'analyse fréquentielle. La figure 12 présente les autocorrélations d'ordre 1 à 10 des quatre séries considérées dans cette section. On remarque que pour les séries de débit maximum annuel, des stations RDO et USH, les autocorrélations d'ordre supérieur ou égal à 1 sont toutes non-significatives au niveau de confiance 5% (les autocorrélations ne dépassent pas la valeur critique de la statistique du test au niveau 5%). Alors que pour les deux autres, CSS et CSG, pour certains ordres, le seuil correspondant au niveau de signification 5% a été dépassé. Cependant au niveau 1%, l'hypothèse d'indépendance est acceptée pour les quatre séries. La stationnarité des séries étudiées, a été vérifiée par le test de Mann-Kendall. Les résultats montrent, qu'au seuil de confiance 1% toutes les séries sont stationnaires sauf celle de la station CSG. Étant donné que l'objectif principal de cette partie est d'illustrer l'utilisation des différentes méthodes sur des cas réels, on considère l'application de ces techniques sur ces quatre séries.

On remarque qu'à partir de l'ensemble de ces graphiques (Figure 11 et les Figures 13 à 16) on peut avoir une idée claire sur la classe de la distribution la plus adéquate pour représenter chacune des quatre séries étudiées.

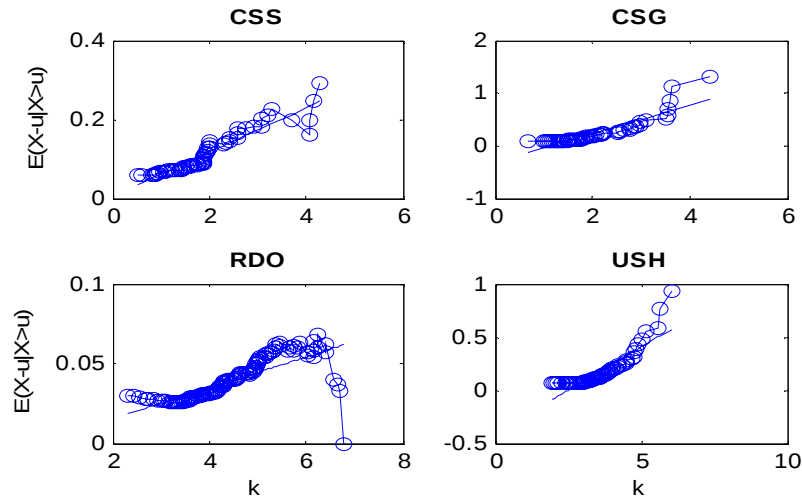


Figure 14 : Fonction de la moyenne des excès pour les quatre séries

Ce constat est clair pour les séries CSG et USH. Pour ces deux séries on remarque que toutes les méthodes montrent qu'il s'agit de lois à variations régulières. En effet pour ces deux séries on remarque qu'il s'agit bien d'une distribution de la classe C avec un indice de valeurs extrêmes faible.

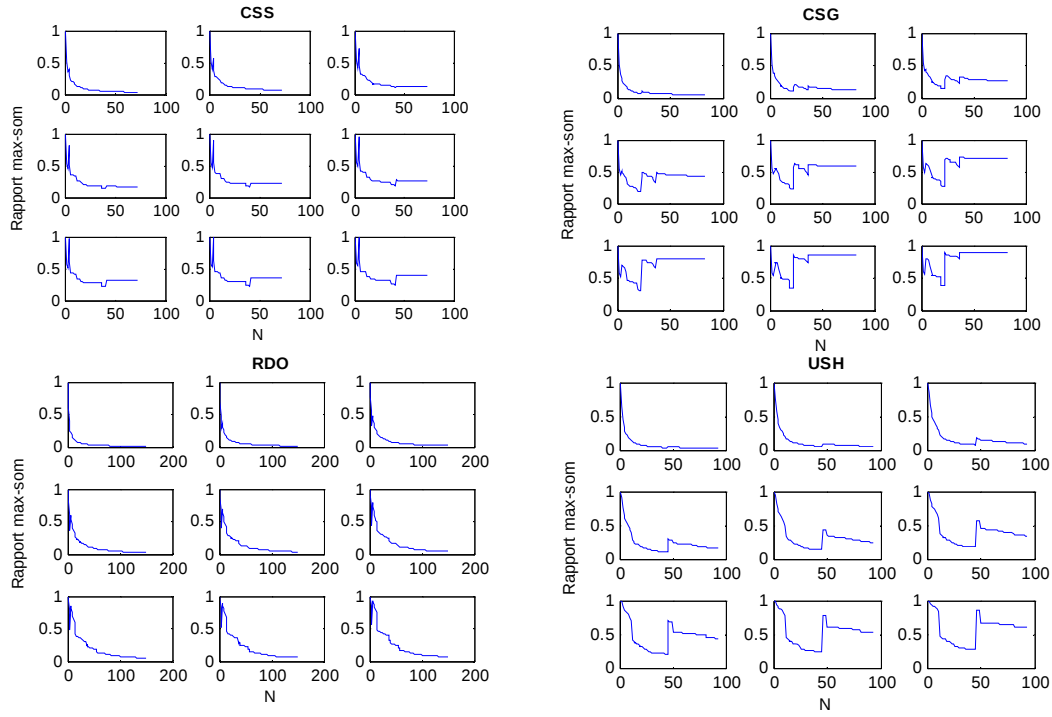


Figure 15 : Graphique basé sur le rapport du maximum et de la somme

Ceci peut être tiré de la figure 14 du rapport du maximum et la de somme, qui ne tend pas vers zéro à partir de l'ordre $p = 3$ pour la série CSG et $p = 4$ pour USH. Les figures 15 (rapport de Hill) et 16 (test de Jackson) confirment aussi qu'il s'agit de distributions à variations régulières.

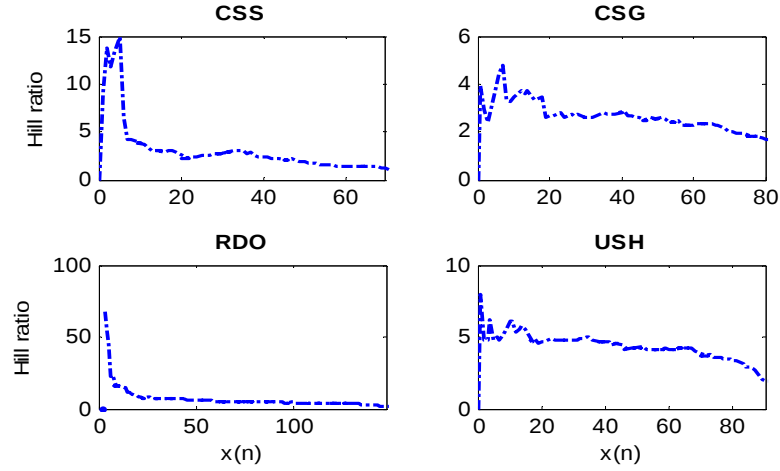


Figure 16 : Graphique basé sur le rapport de Hill

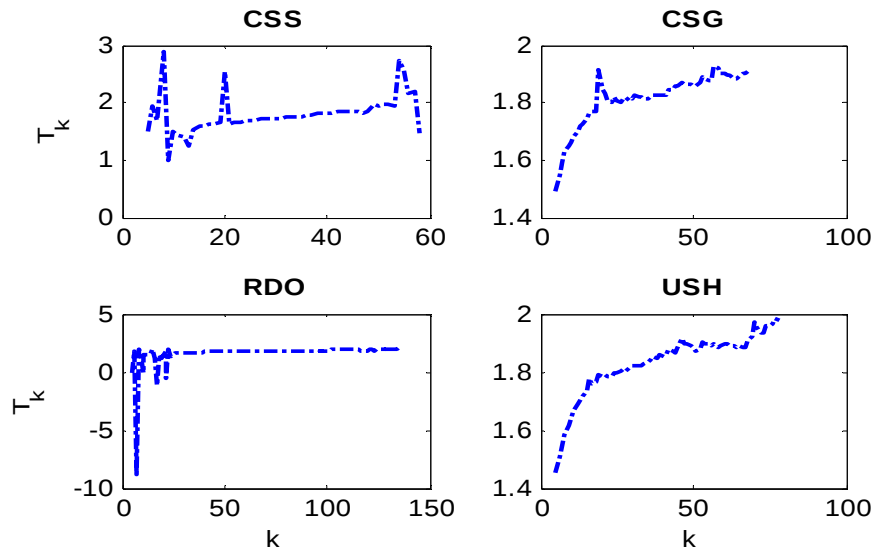


Figure 17 : Graphique basé sur la statistique de Jackson

Pour évaluer l'erreur commise lors d'un choix d'une loi Lognormale (qui n'appartient pas à la classe C) à la place d'une loi de type puissance, comme la loi de Fréchet (classe C), ou l'inverse, on présente dans cette section les ajustements des quatre séries avec les lois Lognormale et Fréchet.

Comparaison des ajustements pour la station CSS

Nombre d'observations: 73

Quantiles obtenus à partir de la distribution Fréchet (Maximum de vraisemblance)

Paramètres $\alpha = 258.00$ $k = -0.17$ et $u = 555.55$

T	$q=1-1/T$	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	6260	3010	N/D	N/D
2000.0	0.9995	4540	1690	N/D	N/D
1000.0	0.9990	3930	1280	N/D	N/D
200.0	0.9950	2760	634	1520	4010
100.0	0.9900	2350	449	1470	3230
10.0	0.9000	1260	112	1040	1480
2.0	0.5000	653	40.0	575	731

Quantiles obtenus à partir d'une loi LN3 (Maximum de vraisemblance) :

Paramètres : $m = 62.30$, $\mu = 6.38$ et $\sigma = 0.56$.

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	4800	1250	2350	7260
2000.0	0.9995	3790	848	2130	5460
1000.0	0.9990	3400	703	2020	4780
200.0	0.9950	2560	426	1730	3400
100.0	0.9900	2240	331	1590	2890
10.0	0.9000	1270	110	1060	1490
2.0	0.5000	654	41.1	574	735

Les résultats obtenus pour la station CSS, montre que les quantiles estimés à partir de la loi LN sont inférieurs à ceux obtenus à partir de la loi de Fréchet. Ce qui est normal, vu que la deuxième a une queue plus lourde relativement à la première. La différence est de 14% pour une période de retour 1000 ans et atteint 30 % pour une période de 10000 ans.

Comparaison des ajustements pour la station CSG

Nombre d'observations: 83

Quantiles obtenus à partir de la distribution Fréchet (Maximum de vraisemblance)

Paramètres $\alpha = 611.13$ $k = -0.20$ et $u = 1766.07$

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	1.85E+004	8900	-	-
2000.0	0.9995	1.30E+004	4760	-	-
1000.0	0.9990	1.11E+004	3550	-	-
200.0	0.9950	7620	1680	4330	1.09E+004
100.0	0.9900	6440	1170	4160	8730
10.0	0.9000	3510	271	2980	4040
2.0	0.5000	2000	90.0	1820	2180

Quantiles obtenus à partir d'une loi LN3 (Maximum de vraisemblance) :

Paramètres $m = 489.44$ $\mu = 7.33$ et $\sigma = 0.53$

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	1.17E+004	2680	6430	1.69 ^E +004
2000.0	0.9995	9400	1830	5810	1.30 ^E +004
1000.0	0.9990	8500	1530	5510	1.15 ^E +004
200.0	0.9950	6580	934	4750	8410
100.0	0.9900	5820	729	4390	7250
10.0	0.9000	3540	248	3050	4030
2.0	0.5000	2030	95.8	1840	2220

La différence entre les deux lois est beaucoup plus importante pour cette série, surtout pour les grandes périodes de retour. Elle peut atteindre 60% pour une période de retour 10000 ans. Même pour une période de retour 100 ans (la période de retour la plus utilisée), la différence est de 10%.

Comparaison des ajustements pour la station RDO

Nombre d'observations: 150

Quantiles obtenus à partir de la distribution Fréchet (Maximum de vraisemblance)

Paramètres $\alpha = 1710.74$ $k = -0.05$ et $u = 7929.29$

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	2.03E+004	2840	1.47E+004	2.59E+004
2000.0	0.9995	1.86E+004	2030	1.46E+004	2.26E+004
1000.0	0.9990	1.78E+004	1710	1.44E+004	2.11E+004
200.0	0.9950	1.58E+004	1060	1.37E+004	1.79E+004
100.0	0.9900	1.49E+004	830	1.33E+004	1.65E+004
10.0	0.9000	1.16E+004	307	1.10E+004	1.22E+004
2.0	0.5000	8550	172	8210	8890

Quantiles obtenus à partir d'une loi LN3 (Maximum de vraisemblance) :

Paramètres $m = 438.44$ $\mu = 9.00$ et $\sigma = 0.23$.

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	2.02E+004	1900	1.65E+004	2.39 ^E +004
2000.0	0.9995	1.83E+004	1420	1.55E+004	2.11 ^E +004
1000.0	0.9990	1.74E+004	1230	1.50E+004	1.99 ^E +004
200.0	0.9950	1.55E+004	840	1.38E+004	1.71 ^E +004
100.0	0.9900	1.46E+004	689	1.33E+004	1.60 ^E +004
10.0	0.9000	1.15E+004	297	1.09E+004	1.21 ^E +004
2.0	0.5000	8600	170	8260	8930

Pour ce troisième exemple la différence n'est pas très importante. Les deux distributions donnent les mêmes résultats et ce pour toutes les périodes de retour. On rappelle que pour cette série, les critères de choix de la classe des extrêmes (rapport de Hill et statistique de Jackson, Figures 14 et 15) montrent qu'il ne s'agit pas d'une distribution de la classe C (des distributions à variations régulières). Cependant l'utilisation du graphique Log-Log, seul, montre qu'elle l'est.

Comparaison des ajustements pour la station USH

Nombre d'observations: 93

Quantiles obtenus à partir de la distribution Fréchet (Maximum de vraisemblance)

Paramètres $\alpha = 543.29$ $k = -0.05$ et $u = 2399.99$

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	8870	2340	N/D	N/D
2000.0	0.9995	7500	1500	N/D	N/D
1000.0	0.9990	6940	1210	4560	9320
200.0	0.9950	5730	682	4390	7060
100.0	0.9900	5230	511	4230	6240
10.0	0.9000	3700	159	3390	4010
2.0	0.5000	2600	71.6	2460	2740

Quantiles obtenus à partir d'une loi LN3 (Maximum de vraisemblance) :

Paramètres $m = 913.61$ $\mu = 7.43$ et $\sigma = 0.38$

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	8100	1290	5560	1.06E+004
2000.0	0.9995	7000	926	5180	8810
1000.0	0.9990	6540	787	5000	8090
200.0	0.9950	5520	509	4530	6520
100.0	0.9900	5100	407	4300	5900
10.0	0.9000	3700	156	3400	4010
2.0	0.5000	2610	73.0	2470	2750

Halphen de type B inverse (Maximum de vraisemblance)

Paramètres $\alpha = 0.57$ $m = 5446$ $\nu = 4.13$

T	Q	XT	Ecart-type	Intervalle de confiance (95%)	
10000.0	0.9999	9920	1290	5560	1.06E+004
2000.0	0.9995	7990	926	5180	8810
1000.0	0.9990	7260	787	5000	8090
200.0	0.9950	5800	509	4530	6520
100.0	0.9900	5270	407	4300	5900
10.0	0.9000	3690	156	3400	4010
2.0	0.5000	2600	73.0	2470	2750

Pour cette quatrième série, nous avons étudié l'ajustement à partir de trois distributions : Les lois LN, Fréchet et HIB. Rappelons que les deux dernière lois appartiennent à la même classe (classe C). L'objectif est de comparer les résultats obtenus pour deux distributions de la même classe. On remarque que, la différence est significative entre les quantiles obtenus à partir de la loi Fréchet et LN, surtout pour les périodes de retour supérieures ou égales à 1000 ans. Notons aussi, que les quantiles estimés à partir de la loi HIB sont plus élevés que ceux obtenus par la loi Fréchet. La différence est de 4% pour $T = 1000$ et de 11% pour $T = 10000$. Il faut donc utiliser d'autres critères pour la comparaison des distributions appartenant à la même classe.

Discussion des résultats

On remarque que pour les quatre séries, les quantiles obtenus à partir de la loi Lognormale sont inférieurs à ceux obtenus par la loi Fréchet. La différence est importante, surtout pour les événements de période de retour assez élevée. Nous avons ajusté à la série USH la loi de Halphen type B^{-1} . L'objectif est de comparer les quantiles estimés à partir de deux lois appartenant à la même classe. On remarque que la différence entre ces deux lois est assez importante au niveau des grandes périodes de retour.

Cet exemple montre que la détermination de la classe de lois qui peut représenter le mieux une série de données, est une étape importante pour le choix du meilleur ajustement mais n'est pas suffisante pour avoir une bonne estimation des événements extrêmes. En effet, et comme il a été déjà mentionné, la méthode d'estimation des paramètres est une étape importante pour le processus d'ajustement. Comme conclusion, on constate que les techniques de sélection de la

classe constituent un outil important pour le choix de la classe la plus adéquate. Cependant, d'autres critères doivent être considéré pour le choix à l'intérieur de chaque classe. Parmi ces critères, il y a la méthode d'estimation des paramètres. Si par exemple, pour une des lois de la même classe on dispose d'une technique d'estimation des paramètres qui est optimale (la variance des estimateurs est minimale), c'est cette distribution qu'il est préférable dans le processus d'ajustement.

7. CONCLUSION

Le problème de choix de la distribution des séries hydrologiques constitue un des sujets les plus étudiés dans la littérature. La majorité des études mentionnent la nécessité de développer des outils pratiques pour caractériser les queues des distributions. En effet, au niveau de la partie centrale des distributions, plusieurs tests statistiques permettent de mesurer la qualité de l'ajustement. Cependant au niveau de la queue, on ne dispose pas de techniques efficaces de choix de la distribution la plus adéquate.

Le problème des queues de distributions est lié à la théorie des valeurs extrêmes. Cependant d'autres distributions autres que celles des valeurs extrêmes doivent être considérées étant donné que l'application des résultats asymptotiques est limitée par les faibles tailles des séries hydrologiques.

En tenant compte des processus physiques qui génère les extrêmes, nous avons ramené le problème à la discrimination entre les distributions de type puissance (présentées aussi sous le nom de distributions à variations régulières) et les autres distributions de la classe subexponentielle. Dans ces classes on retrouve les différentes distributions utilisées en hydrologie, telles que présentées dans la classification donnée par Ouarda et al. (1994).

Dans ce rapport, nous avons présenté des techniques graphiques qui permettent d'identifier les séries issues d'une distribution à variation régulières. On s'intéresse particulièrement à cette classe, car un mauvais choix mène à une sous estimation significative surtout pour les grandes périodes de retour. Les graphiques présentés, sont les plus utilisés dans la théorie des extrêmes.

Les illustrations faites sur des séries générées montrent que ces outils permettent de discriminer entre la classe des lois à variations régulières (classe C) et des autres lois subexponentielle (classe D), ce qui constitue un premier pas important. En effet ces procédures, permettent d'éliminer plusieurs distributions et limite l'ensemble des lois à une classe donnée. Cependant, nous avons remarqué que dans la majorité des cas étudiés, on n'arrive pas à séparer la loi Lognormale des autres lois de la classe C. Ceci est dû (1) au fait que les processus physiques générateurs de ces lois, sont très semblables et (2) à la taille des échantillons qui est souvent faible ($n = 50$ pour les études par simulation).

Un autre problème de l'analyse fréquentielle est l'estimation des paramètres. En effet, pour chaque distribution, plusieurs méthodes d'estimation des paramètres sont disponibles, mais leur efficacité dépend de la taille de l'échantillon et de la distribution elle même. Certains travaux ont étudié les propriétés de certaines méthodes d'estimation pour la majorité des distributions utilisées en hydrologie, mais ils arrivent à la conclusion suivante : aucune méthode n'est la meilleure dans tous les cas. Cependant, pour certaines classes de lois, les estimateurs du maximum de vraisemblance sont efficaces. On recommande l'utilisation des deux étapes suivantes : (1) Déterminer la classe des distributions qui semblent représenter le mieux la série de données, (2) parmi les lois appartenant à la même classe choisir celle qui possède une méthode efficace pour l'estimation des paramètres.

RÉFÉRENCES

- Beirlant, J., Goegebeur, Y., Segers, J., and Teugels, J. (2004) *Statistics of Extremes: Theory and Applications*. Wiley.
- Beirlant, J., de Wet, T., Goegebeur, Y., (2006). A goodness-of-fit statistic for Pareto-type behaviour. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 186, 99-116.
- Bernier, J. (1959). Comparaison des lois de Gumbel et de Fréchet sur l'estimation des débits maxima de crue. *La Houille Blanche (SHF)* (1). Janv.-Fév. [681].
- Bobée, B. and P.F. Rasmussen (1995). Invited paper: Recent advances in flood frequency analysis. U.S. National Report Contributions in Hydrology to International Union of Geodesy and Geophysics 1991-1994. Review of Geophysics: 1111-1116.
- Bobée, B. (1999). Extreme flood events valuation using frequency analysis: a critical review. *Houille Blanche* 54 (7-8), 100-105.
- Champernowne, D. (1953). A model of income distribution. *Economic Journal*, 63:318-351.
- Coles, S. and Dixon, M. (1999). Likelihood-based inference for extreme value models. *Extremes*, 2:5–23.
- Danielsson, J., Dennis W. J. and C. G. de Vries, (1996). “The method of moments ratio estimator for the tail shape parameter.” *Communication in Statistics, Theory and Methods* 25-4:711–720.
- Deheuvels, P., de Haan, L., Peng, L. and Pereira, T.T. (1997). NEPTUNE T400:EUR-09, Comparison of Extreme Value Index Estimators.
- Dekkers, A. L. M., Einmahl, J.H.J. and Haan, L. de (1989). A moment estimator for the index of an extreme-value distribution. *Ann. Statist.* 17, 1833-1855.
- Drees, H. and Kaufmann, E., 1998. Selecting the optimal sample fraction in univariate extreme value estimation. *Stochastic Processes and their Applications*, 75, 149-172.
- Embrechts, P., Klüppelberg, C. and Mikosch, T. (1997) *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*. Springer, Berlin.
- Embrechts, P., Klüppelberg, C. et Mikosch, T. (2003). *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, Volume 33 of *Applications of Mathematics*. Springer.
- Fisher, R. et L. Tippet (1928). “Limiting Forms of the Frequency Distribution of the Largest or Smallest Member of a Sample,” *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society* 24, 180-190.
- Frechet, M. (1927). Sur la loi de Probabilité de l'Écart Maximum. *Annales de la Société Polonaise de Mathématique*, Cracovie 6, 93-116. (in Johnson et al. 1995).

- Gnedenko B. V., Kolmogorov A. N. (1954), Limit distributions for sums of random variables, revised engl. transl., Reading, Mass., Addison-Wesley.
- Goegebeur, Y., Beirlant, J., de Wet, T., , (2006). Goodness-of-fit testing and Pareto-tail estimation, seminar given for the Department of Statistics, University of Southern Denmark, 30 May.
- Goldie, C.M and Klüppelberg, C. (1998) Subexponential distributions. In: Adler, R., Feldman, R. and Taqqu, M.S. (Eds.) *A Practical Guide to Heavy Tails*, pp. 435-459. Birkhauser, Boston, MA.
- Groeneboom, P., Lopuhaa, H. P. and de Wolf P.-P. (2003). Kernel-type estimators for the extreme value index. *Annals of Statistics*. Vol. 31, 1956-1995.
- Gumbel, E. (1957). *Statistics of Extremes*. Columbia University Press.
- Heyde, C. C. and S. G. Kou (2004). On the controversy over tailweight of distributions. *Operations Research Letters*. Vol. 32, 399-408.
- Hill B M (1975) "A simple general approach to inference about the tail of a distribution." *Annals of Statistics* 3, 1163–1174.
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R. & Wood, E. F. (1985) An appraisal of the regional flood frequency procedure in the UK flood studies report. *Hydrol. Sci. J.* 30(1), 85–109.
- Hubert P. & Bendjoudi H., (1996). Introduction à l'étude des longues séries pluviométriques. In: *Journées hydrologiques de l'ORSTOM*, , Montpellier, pp. 20.
- Jackson, O.A.Y., (1967). An analysis of departures from the exponential distribution. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 29, 540-549.
- Johnson, N.L., Kotz, S. and Balakrishnan, N. (1995). *Continuous Univariate Distributions*, Volume 2, 2nd Edition. Wiley, New York.
- Kidson R., K.S. Richards et P.A. Carling (2005). Reconstructing the ca. 100-year flood in Northern Thailand. *Geomorphology*, 70 279-295.
- Kochanek, K., Strupczewski, W.G., Singh, V.P., and Węglarczyk, S., (2005). Are parsimonious FF models more reliable than true ones? II. Comparative assessment of the performance of simple models versus the parent distributions, *Acta Geophys. Pol.* 53, 437-457.
- Koutsoyiannis, D. (2004) On the appropriateness of the Gumbel distribution for modelling extreme rainfall. In: *Hydrological Risk: Recent Advances in Peak River Flow Modelling, Prediction and Real-time Forecasting. Assessment of the Impacts of Land-use and Climate Changes* (ed. by A. Brath, A. Montanari & E. Toth), 303–319. Editoriale Bios, Castrolibero, Bologna, Italy.
- Koutsoyiannis, D. (2005). Uncertainty, entropy, scaling and hydrological stochastics, 1, Marginal distributional properties of hydrological processes and state scaling, *Hydrological Sciences Journal*, 50(3), 381-404.

- Lévy, P. (1925). *Calcul des Probabilité*, Gauthier-villars, Paris.
- Malamud BD and Turcotte DL, (2006). The applicability of power-law frequency statistics to floods: Journal of Hydrology, In Press.
- Mandelbrot B., (1997). *Fractales, Hasard et Finances*. Flammarion, Coll. Champs.
- Mandelbrot B. (2003) Multifractal Power Law Distributions: Negative and Critical Dimensions and Other “Anomalies,” Explained by a Simple Example. Journal of Statistical Physics, Vol. 110, Nos. 3–6, p. 739-774.
- Mandelbrot, B. et James Wallis (1968). Noah, Joseph and Operational Hydrology. Water Resources Research. Vol. 4, N°5, 909-918.
- Martins, E. and Stedinger, J. (2000). Generalized maximum-likelihood generalized extreme-value quantile estimators for hydrologic data. Water Resources Research 36(3): doi: 10.1029/1999WR900330. issn: 0043-1397.
- Mitzenmacher M. (2004). A brief history of generative models for power law and lognormal Distributions. Internet Mathematics, Vol. 1, No. 2, pp. 226–251.
- Nicolas Devictor, Michel Marquès and Pieter H. van Gelder (2004). Extreme Laws and Tail Distributions – Application to the probabilistic modelling of material samples for structural reliability analyses. in Life Time Management of Structures, pp. 84-98, Edited by A. Lannoy, 2004 by European Safety, Reliability & Data Association, ISBN 82 5150302 7.
- Nolan, J. P. (2001). Maximum likelihood estimation of stable parameters. In O. E. Barndorff-Nielsen, T. Mikosch, and S. I. Resnick (Eds.), *Lévy Processes: Theory and Applications*, pp. 379{400. Boston: Birkhäuser.
- Nolan, J. P. (2006). *Stable Distributions - Models for Heavy Tailed Data*. Boston: Birkhäuser. In progress, Chapter 1 online at academic2.american.edu/~jpnolan.
- Ouarda, T. B.M.J., Ashkar, F., Bensaid, E. et I. Hourani (1994). Distributions statistiques utilisées en hydrologie: Transformations et propriétés asymptotiques. Département de mathématique, Université de Moncton, 31 p.
- Pickands, J. (1975). Statistical inference extreme order statistics. *Annals of Statistics* 3 : 119-130.
- Resnick, S.I. (1987). *Extreme Values, Regular Variation and Point Processes*. Springer Verlag.
- Rosen, O. and Weissman, I. (1996). Comparison of Estimation Methods in Extreme Value Theory. *Communication in Statistics – Theory and Methods* 25 (4), 759-773.
- Scarf, P.A. (1992). Estimation for a four parameter generalized extreme value distribution, *Comm. Stat. Theor. Meth.*, 21, 2185-2201.

- Singh, V.P., Strupczewski W.G., (2002). On the status of flood frequency analysis. *Hydrological Processes*. 16 (18), 3737-3740.
- Smith, R.L. (1985). Maximum likelihood estimation in a class of nonregular cases. *Biometrika*. 72, 67-92.
- Stedinger, J.R. (2000). Flood frequency analysis and statistical estimation of flood risk. *Inland Flood Hazards: Human, Riparian and Aquatic Communities*, pp. 334-358.
- Strupczewski, W.G., Kochanek, K., Singh, V.P., and Węglarczyk, S., 2005, Are parsimonious FF models more reliable than true ones? I. Accuracy of Quantiles and Moments Estimation (AQME) – method of assessment, *Acta Geophys. Pol.* 53, 419-436.
- Teugels, J.L. (1975). The class of subexponential distributions. *Ann. Proba* .3 (6) 1001–1011.
- Turcotte, D. L. (1997). *Fractals and Chaos in Geology and Geophysics*, 2nd ed., Cambridge: Cambridge University Press
- Werner, T. and C. Upper (2002). Time Variation in the tail behaviour of Bund Futures Returns. Working paper N°199. European Central Bank.

ANNEXE A QUELQUES DISTRIBUTIONS STATISTIQUES

A.1 Loi Lognormale

La distribution obtenue par une transformation logarithmique, la plus connue en hydrologie est la loi lognormale. Si X est une variable aléatoire distribuée suivant une loi Lognormale distribution, alors, $Z = \ln(X)$ est distribuée suivant une loi normale. Le terme « loi Lognormale » est souvent utilisé pour désigner la loi Lognormale à deux paramètres. Il y a aussi la loi Lognormale à trois paramètres.

A.1.1 Loi Lognormale à deux paramètres

Si X est distribuée suivant une loi Lognormale $LN(\mu, \sigma)$ alors la variable :

$$Z = \ln X \tag{A1}$$

est distribuée suivant une loi Normale de moyenne μ et de variance σ^2 .

La fonction de densité de probabilité de Z est :

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left[(z-\mu)/\sigma\right]^2} \tag{A2}$$

On en déduit la fonction de densité de probabilité f de X à partir de la relation suivante :

$$f(x) = \Phi \left\{ z(x) \right\} \left| \frac{dz}{dx} \right| \quad (\text{A3})$$

On obtient donc l'expression de f :

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left[(\ln(x) - \mu) / \sigma \right]^2} \quad (\text{A4})$$

La moyenne et la variance sont données par les expressions suivantes:

$$\text{Moyenne} = E[X] = \exp \left(\mu + \frac{1}{2} \sigma^2 \right) \quad (\text{A5})$$

$$\text{Variance} = E \left[(X - E(X))^2 \right] = \exp(2\mu + \sigma^2) (e^{\sigma^2} - 1) \quad (\text{A6})$$

Le coefficient de variation, qui est fonction uniquement de σ^2 , est donné par :

$$CV = (e^{\sigma^2} - 1)^{\frac{1}{2}} \quad (\text{A7})$$

Le coefficient d'asymétrie est:

$$C_s = (e^{\sigma^2} - 1)^{\frac{1}{2}} (e^{\sigma^2} + 2) \quad (\text{A8})$$

A.1.2 La loi Lognormale à trois paramètres (LN3)

La loi Lognormale à trois paramètres (LN3) diffère de LN2 par l'introduction d'une borne inférieure x_0 telle que :

$$z = \ln(x - x_0) \quad (A9)$$

Suit alors une distribution normale de paramètres μ et σ^2 . Il s'agit donc d'une distribution à trois paramètres, où x_0 est un paramètre d'origine et les paramètres μ et σ^2 contrôlent l'échelle et la forme. On peut déduire de l'équation (A9) que la fonction de densité de probabilité d'une variable aléatoire X distribuée suivant une loi $LN3(x_0, \mu, \sigma^2)$ est donnée par :

$$f(x) = \frac{1}{(x - x_0)\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left[\frac{\ln(x - x_0) - \mu}{\sigma}\right]^2}; \quad \text{avec } x \geq x_0 \quad (A10)$$

Les moments de X peuvent être obtenus à partir de ceux de la loi LN2 parce que les deux distributions ne diffèrent que d'un paramètre de location on a alors:

$$\text{Moyenne} = E[X] = x_0 + \exp\left(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2\right) \quad (A11)$$

$$\text{Variance} = E\left[(X - E(X))^2\right] = \exp(2\mu + \sigma^2)(e^{\sigma^2} - 1) \quad (A12)$$

A.2 Distribution Généralisée des Valeurs Extrêmes

La distribution généralisée des valeurs extrêmes généralisée (GEV) est une des distributions à trois paramètres les plus utilisées en hydrologie. La fonction de répartition de la loi GEV est donnée par (Jenkinson, 1955):

$$F(x) = \exp \left[- \left(1 - \kappa \frac{(x-u)}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\kappa}} \right] \quad (\text{A15})$$

Une autre reparamétrisation a été proposée par Von Mises (1954) :

$$F(x) = \exp \left[- \left(1 + \xi \frac{(x-u)}{\alpha} \right)^{-\frac{1}{\xi}} \right].$$

En hydrologie on utilise surtout la paramétrisation de Jenkinson, pour laquelle les asymétries positives correspondent aux valeurs négative du paramètre de forme κ . La famille des distributions des extrêmes (présentée dans la section 2), contient les trois distributions présentées dans ce travail : la loi Gumbel, la loi de Fréchet et la loi de Weibull appelées aussi EV1, EV2 et EV3, respectivement. Chacune de ces trois lois est caractérisée par les valeurs du paramètre de forme κ . Les valeurs négatives correspondent à la loi EV2, le cas nul à la loi EV1 et le cas des valeurs positives correspondent à la loi EV3.

A.2.1 Loi des Valeurs Extrêmes type I (EV1 ou Gumbel)

La fonction de répartition d'une loi Gumbel est donnée par :

$$F(x) = \exp\left(-e^{-(x-\mu)/\alpha}\right) \quad (\text{A16})$$

μ est un paramètre de position et α un paramètre d'échelle. La moyenne et la variance sont données par :

$$\text{Moyenne} = \mu + 0.5772\alpha \quad (\text{A17})$$

$$\text{Variance} = \frac{\pi^2 \alpha^2}{6} \quad (\text{A18})$$

Le coefficient d'asymétrie est constant pour une loi Gumbel et est égale à 1.14. Si on considère la transformation réduite d'une loi Gumbel : $Y = (X - \mu)/\alpha$ on retrouve la fonction de répartition donnée dans l'équation (7).

A.2.2 Loi des Valeurs Extrêmes type II (EV2 ou Fréchet)

La fonction de répartition de la loi des valeurs extrêmes type 2 (EV2), connue aussi sous le nom de loi de Fréchet ou encore de loi Log-Gumbel, est donnée par :

$$F(x) = \exp\left\{-\left[1 - \kappa(x - \mu)/\alpha\right]^{\frac{1}{\kappa}}\right\} \quad (\text{A19})$$

où $k < 0, \alpha > 0$ et $\mu + \frac{\alpha}{k} \leq X_2 \leq \infty$

Cette distribution a trois paramètres: μ le paramètre de position, α le paramètre d'échelle et k le paramètre de forme qui est négatif. La variable a une borne inférieure $\mu + \frac{\alpha}{k}$. La fonction de densité de probabilité est

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left(1 - \frac{x - \mu}{\alpha} \right) \exp \left\{ - \left[1 - \kappa (x - \mu) / \alpha \right]^{\frac{1}{\kappa}} \right\} \quad (\text{A20})$$

A.2.3 Loi des Valeurs Extrêmes type III (EV3 ou Weibull)

La fonction de répartition d'une loi Weibull est donnée par :

$$F(x) = \exp \left\{ - \left[1 - \kappa (x - \mu) / \alpha \right]^{\frac{1}{\kappa}} \right\} \quad (\text{A21})$$

où $k > 0, \alpha > 0, -\infty \leq X_3 \leq \mu + \frac{\alpha}{k}$ $\kappa > 0, \alpha > 0$ et $\mu \in \mathbb{R}$

Une variable distribuée suivant une loi de Weibull a une borne supérieure : $-\infty \leq x \leq \mu + \frac{\alpha}{\kappa}$.

La fonction de densité de probabilité est :

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left(1 - \frac{x - \mu}{\alpha} \kappa \right)^{\frac{1}{\kappa} - 1} \exp \left\{ - \left[1 - \kappa (x - \mu) / \alpha \right]^{\frac{1}{\kappa}} \right\} \quad (\text{A22})$$

A.3 Famille des lois de Halphen

La loi Halphen type A (HA)

$$f_A(x) = \frac{1}{2m^\nu k_\nu(2\alpha)} x^{\nu-1} \exp\left[-\alpha\left(\frac{x}{m} + \frac{m}{x}\right)\right], \quad x > 0 \quad (\text{A23})$$

où $m > 0$ est un paramètre d'échelle, $\alpha > 0$ et $\nu \in \mathbb{R}$ sont des paramètres de forme. La constante $k_\nu(2\alpha)$ correspond à la fonction de Bessel modifiée de deuxième espèce (Watson 1996). Une revue complète sur les propriétés de cette distribution est faite dans Perreault et al. (1999a et 1999b).

La loi Inverse Gaussienne Généralisée (GIG) (Jorgensen 1982, Seshadri 1993) correspond, à une paramétrisation près, à la loi Halphen type A. En effet, la f.d.p. de la loi GIG est :

$$g(z) = \frac{\left(\frac{\psi}{\chi}\right)}{2k_\nu(\sqrt{\psi\chi})} z^{\nu-1} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\chi}{z} + \psi z\right)\right\}.$$

Si nous posons $\alpha = \frac{1}{2}\sqrt{\chi\psi}$ et $m = \sqrt{\frac{\chi}{\psi}}$, on retrouve la f.d.p. de la loi Halphen type A (équation (2)).

La loi Halphen type B (HB)

$$f_B(x) = \frac{2}{m^{2\nu} ef_\nu(\alpha)} x^{2\nu-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{m}\right)^2 + \alpha\left(\frac{x}{m}\right)\right], \quad x > 0 \quad (\text{A24})$$

où $m > 0$ est un paramètre d'échelle et $\alpha \in \mathbb{R}$ et $\nu > 0$ sont des paramètres de forme. La fonction de normalisation $ef_\nu(\cdot)$ a été définie par Halphen (1955) et appelée fonction exponentielle factorielle.

La loi Halphen type B inverse (HB^{-1})

$$f_{B^{-1}}(x) = \frac{2}{m^{-2\nu} ef_\nu(\alpha)} x^{-2\nu-1} \exp \left[-\left(\frac{m}{x}\right)^2 + \alpha \left(\frac{m}{x}\right) \right], \quad x > 0 \quad (A25)$$

où $m > 0$ est le paramètre d'échelle et $\alpha \in \mathbb{R}$ et $\nu > 0$ sont des paramètres de forme.

Remarque : Si X suit une distribution $HB(x; m, \alpha, \nu)$ alors $Y=1/X$ suit $HIB(y; m^{-1}, \alpha, \nu)$.

Références (Annexe A) :

- Halphen, E. (1955). Les fonctions factorielles. *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, Vol. IV, Fascicule I, 21-39.
- Jenkinson, A.F. (1955). The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. *Q.J. Roy. Meteor. Soc.* 87, 158-171.
- Perreault, L., Bobée, B. and Rasmussen, P.F. (1999a). Halphen Distribution System. I: Mathematical and Statistical Properties. *Journal of Hydrologic Engineering*, 4 (3), 189-199.
- Perreault, L., Bobée, B. and Rasmussen, P.F. (1999b). Halphen Distribution System. II: Parameter and quantile Estimation. *Journal of Hydrologic Engineering*, 4 (3), 200- 208.
- Von Mises, R. (1954). La distribution de la plus grande de n valeurs. In *Selected Papers*, Volume II, pages 271-294. American Mathematical Society, Providence, RI.
- Watson, G.N. (1944). *A Treatise on the Theory of Bessel Functions*. Cambridge University Press.

ANNEXE B EXEMPLES DE DISTRIBUTIONS APPARTENANT À DIFFÉRENTS DOMAINES D'ATTRACTION MAXIMUM

Dans cette annexe on présente quelques théorèmes qui donnent des conditions nécessaires et suffisantes d'appartenance au domaine d'attraction maximum d'une des distributions des valeurs extrêmes (Embrechts et al. 2003).

Les notations utilisées dans cette annexe sont les suivants :

Le point terminal d'une loi de probabilité F : $S(F) = \sup \{x : F(x) < 1\}$

Le point initial : $I(F) = \inf \{x : F(x) > 0\}.$

Théorème 1 : (Domaine d'attraction maximum de Fréchet) F appartient au domaine d'attraction maximum de Fréchet si et seulement si : $S(F) = +\infty$, et pour tout $x > 0$

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} \frac{1 - F(tx)}{1 - F(t)} = x^{-\frac{1}{\tau}} \quad (B1)$$

Comme nous l'avons déjà mentionné à la section 3.3, les distributions appartenant à ce domaine d'attraction maximum correspondent à la classe des distributions à variations régulières.

Exemple : (Loi de Cauchy)

La fonction de répartition d'une variable aléatoire X distribuée suivant une loi de Cauchy est donnée par :

$$F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan(x), \text{ on a donc } 0 < F(x) < 1 \text{ et } S(F) = +\infty.$$

Au voisinage de l'infini, on a l'approximation suivante : $\arctan(x) \approx \frac{\pi}{2} + \frac{1}{3x^3} - \frac{1}{5x^5}$, ce qui donne :

$$1 - F(x) = -\frac{1}{3\pi x^3} + \frac{1}{5\pi x^5}, \quad \text{alors :} \quad \frac{1 - F(tx)}{1 - F(t)} \underset{t \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{-\frac{1}{3(tx)^3} + \frac{1}{5(tx)^5}}{-\frac{1}{3(x)^3} + \frac{1}{5(x)^5}} \underset{t \rightarrow +\infty}{\sim} x^{-3}$$

L'équation (B1) est donc vérifiée pour $\tau = \frac{1}{3}$. Ce qui montre que la loi de Cauchy appartient au domaine d'attraction maximum de Fréchet.

Théorème 2 : (Domaine d'attraction maximum de Weibull) F appartient au domaine d'attraction maximum de Weibull si et seulement si : $S(F) < +\infty$, et la fonction définie pour tout $x > 0$ par :

$$F^*(x) = F\left(S(F) - \frac{1}{x}\right), \text{ vérifie la condition pour tout } x > 0 :$$

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} \frac{1 - F^*(tx)}{1 - F^*(t)} = x^{\frac{1}{\tau}} \quad (B2)$$

Exemple : (Loi Uniforme)

La fonction de répartition d'une variable aléatoire X distribuée suivant une loi Uniforme sur l'intervalle $[0,1]$ est :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x I_{[0,1]}(t) dt, \text{ et on a : } F(1) = 1, \text{ donc } S(F) = 1 < +\infty.$$

Pour t suffisamment grand, $S(F) - \frac{1}{t}$ et $S(F) - \frac{1}{tx}$ appartiennent à l'intervalle $[0,1]$ ce qui

donne, pour tout $x > 0$:

$$\frac{1 - F^*(tx)}{1 - F^*(t)} = \frac{1}{x} = x^{-1}$$

L'équation (B2) est donc vérifiée pour $\tau = -1$. On déduit donc que la loi Uniforme appartient au domaine d'attraction maximum de Weibull.

Théorème 3 : (Domaine d'attraction maximum de Gumbel) F appartient au domaine d'attraction maximum de Gumbel si et seulement si :

- il existe un réel r fini tel que :

$$\int_r^{S(F)} [1 - F(t)] dt < +\infty \quad (B3)$$

- la fonction R définie sur $]I(F), S(F)[$ par : $R(t) = \frac{1}{1 - F(t)} \int_t^{S(F)} [1 - F(u)] du,$

vérifie pour tout réel x :

$$\lim_{t \rightarrow S(F)} \frac{1 - F(t + xR(t))}{1 - F(t)} = \exp(-x) \quad (B4)$$

Exemple : (Loi Exponentielle)

La fonction de répartition d'une variable aléatoire X distribuée suivant une loi Exponentielle est :

$F(x) = 1 - \exp(-\lambda x)$. La loi exponentielle appartient au domaine d'attraction maximum de

Gumbel. En effet, $I(F) = 0$, $S(F) = +\infty$ et pour $r = 0$ on a :

$$\int_0^{+\infty} \exp(-\lambda t) dt = \frac{1}{\lambda} < +\infty, \text{ L'équation (B3) est donc vérifiée.}$$

Pour $t \in]0, +\infty[$ on a $R(t) = \frac{1}{\lambda}$, alors pour tout réel x :

$$\frac{1 - F\left(t + \frac{x}{\lambda}\right)}{1 - F(t)} = \frac{\exp(-\lambda t - x)}{\exp(-\lambda t)} = \exp(-x), \text{ L'équation (B4) est vérifiée et la loi exponentielle}$$

appartient au domaine d'attraction maximum de Gumbel.

Références (Annexe B) :

Embrechts, P., Klüppelberg, C. et Mikosch, T. (2003). Modelling Extremal Events for Insurance and Finance, Volume 33 of Applications of Mathematics. Springer.

ANNEXE C STATIONS OBTENUES DU SITE DE L'UNESCO

(http://www.unesco.org/water/ihp/db/index_fr.shtml)

Différentes stations tirées du site de l'UNESCO des plus importantes rivières du monde

Abr.	Station	Taille de la Série
ADH	Allemagne_Donau (Danube)_Hofkirchen_Tr	86
CAB	Canada_Assiniboine_Brandon_Tr	80
CAH	Canada_Assiniboine_Headingley_Tr	73
CFH	Canada_Fraser_Hope_Tr	74
CNP	Canada_NorthSaskatchewan_PrinceAlbert_Tr	73
CRE	Canada_Red_Emerson_Tr	72
CSI	Canada_Saguenay_IsleMaligne_Tr	68
CSM	Canada_SouthSaskatchewan_MedecineHat_Tr	70
CSS	Canada_SouthSaskatchewan_Saskatoon_Tr	73
CSP	Canada_StJohn_Pokiok_Tr	66
CSG	Canada_StMaurice_GrandMere_Tr	83
CWS	Canada_Winnipeg_SlaveFalls_Tr	75
FKP	Finlande_Kymijoki_Pernoo_Tr	85
FVI	Finlande_Vuoksi_Imatra_Tr	138
FVP	Finlande_Vuoksi_Pernoo_Tr	138
HDN	Hongrie_Duna Danube_Nagymaros_Tr	96
IKV	INDE_Krishna_Vijayawada_Tr	74
LNS	Lithuania_Neman_Smalininkai_Tr	170
MND	Mali_niger_dire_Tr	55
MNK	Mali_niger_koulikoro_Tr	81
POG	Pologne_Odra_Gozdowice_Tr	87
RDO	Roumanie_Danube_Orsova_Tr	150
RNN	Russie_Neva_Novosaratovka_Tr	125
RSU	Russie_SevernayaDvina_Ust-Pinega_Tr	112
SSB	Senegal_senegal_bakel_Tr	81
SVV	Suede_Vanerngota_Vanesborg_Tr	178
TLD	Tchecoslovaquie_Labe_Decin_Tr	134
ULFG	UK_Lee_FeildesWeir_gauged	118
ULFN	UK_Lee_FeildesWeir_naturalised	116
UTKG	UK_Thames_kingston_gauged	120
UTKN	UK_Thames_kingston_naturalised	120
USH	USA_Susquehanna_harrisburg_Tr	82

Position géographique des stations obtenues à partir du site de l'UNESCO.

