Document généré le 12 oct. 2024 02:14

Revue des sciences de l'eau
Journal of Water Science

La régionalisation des précipitations : une revue bibliographique des développements récents
Regional precipitation frequency analysis : a literature review of recent developments

A. St-Hilaire, T. B.M.J. Ouarda, M. Lachance, B. Bobée, M. Barbet et P. Bruneau

Volume 16, numéro 1, 2003

URI : https://id.erudit.org/iderudit/705497ar
DOI : https://doi.org/10.7202/705497ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

Université du Québec - INRS-Eau, Terre et Environnement (INRS-ETE)

ISSN

0992-7158 (imprimé)
1718-8598 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

St-Hilaire, A., Ouarda, T. B., Lachance, M., Bobée, B., Barbet, M. & Bruneau, P. (2003). La régionalisation des précipitations : une revue bibliographique des développements récents. *Revue des sciences de l'eau / Journal of Water Science*, *16*(1), 27–54. https://doi.org/10.7202/705497ar

Résumé de l'article

L'estimation de l'intensité de précipitations extrêmes est un sujet de recherche en pleine expansion. Nous présentons ici une synthèse des travaux de recherche sur l'analyse régionale des précipitations. Les principales étapes de l'analyse régionale revues sont les méthodes d'établissement de régions homogènes, la sélection de fonctions de distributions régionales et l'ajustement des paramètres de ces fonctions.

De nombreux travaux sur l'analyse régionale des précipitations s'inspirent de l'approche développée en régionalisation des crues. Les méthodes de types indice de crues ont été utilisées par plusieurs auteurs. Les régions homogènes établies peuvent être contiguës ou non-contiguës. L'analyse multivariée a été utilisée pour déterminer plusieurs régions homogènes au Canada. L'adéquation des sites à l'intérieur d'une région homogène a souvent été validée par une application des L-moments, bien que d'autres tests d'homogénéité aient aussi été utilisés.

La loi générale des valeurs extrêmes (GEV) est celle qui a le plus souvent été utilisée dans l'analyse régionale des précipitations. D'autres travaux ont porté sur la loi des valeurs extrêmes à deux composantes (TCEV), de même que sur des applications des séries partielles.

Peu de travaux ont porté sur les relations intensité durée dans un contexte régional, ni sur les variations saisonnières des paramètres régionaux. Finalement, les recherches ont débuté sur l'application des concepts d'invariance d'échelle et de loi d'échelle. Ces travaux sont jugés prometteurs.

Tous droits réservés © Revue des sciences de l'eau, 2003

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

REVUE DES SCIENCES DE L'EAU, Rev. Sci. Eau 16/(2003) 27-54

La régionalisation des précipitations : une revue bibliographique des développements récents

Regional precipitation frequency analysis: a literature review of recent developments

A. ST-HILAIRE [1] *, T.B.M.J. OUARDA [1], M. LACHANCE [1], B. BOBÉE [1], M. BARBET [2], P. BRUNEAU [2]

Reçu le 22 novembre 2001, accepté le 9 octobre 2002**.

SUMMARY

Research on the estimation of extreme precipitation events is currently expanding. This field of research is of great importance in hydraulic engineering not only for the design of dams and dikes, but also for municipal engineering designs. In many cases, local data are scarce. In this context, regionalization methods are very useful tools. This paper summarizes the most recent work on the regionalization of precipitation. Steps normally included in any regionalization work are the delineation of homogenous regions, selection a regional probability distribution function and fitting the parameters.

Methods to determine homogenous regions are first reviewed. A great deal of work on precipitation was inspired by methods developed for regional flow analysis, especially the index flood approach. Homogenous regions can be contiguous, but in many cases they are not. The region of influence approach, commonly used in hydrological studies, has not been often applied to precipitation data. Homogenous regions can be established using multivariate statistical approaches such as Principal Component Analysis or Factorial Analysis. These approaches have been used in a number of regions in Canada. Sites within a homogenous region may be tested for their appropriateness by calculating local statistics such as the coefficient of variation, coefficient of skewness and kurtosis, and by comparing these statistics to the regional statistics. Another common approach is the use of L-moments. L-moments are linear combinations of ordered statistics and hence are not as sensitive to outliers as conventional moments. Other homogeneity tests have also been used. They include a Chi-squared test on all regional quantiles

1. Chaire en hydrologie statistique, INRS-Eau, terre et environnement, 2800 rue Einstein, suite 020, CP 7500, Sainte-Foy, Québec, G1V 4C7.
2. Hydro-Québec, 855 rue Sainte-Catherine Ouest, 12e étage, Montréal, Québec, H2L 4P5.

* Correspondance. E-mail : andre_saint-hilaire@inrs-ete.uquebec.ca

** Les commentaires seront reçus jusqu'au 30 septembre 2003.

associated with a given non-exceedance probability, and a Smirnoff test used to validate the inclusion of a station in the homogenous region.

Secondly, we review the distributions and fitting methods used in regionalization of precipitation. The most popular distribution function used is the General Extreme Value (GEV) distribution. This distribution has been recommended for precipitation frequency analysis in the United Kingdom. For regional analysis, the GEV is preferred to the Gumbel distribution, which is often used for site-specific frequency analysis of precipitation extremes. L-moments are also often used to calculate the parameters of the GEV distribution. Some applications of the Two-Component Extreme Value (TCEV) distribution also exist. The TCEV has mostly been used to alleviate the concerns over some of the theoretical and practical restrictions of the GEV.

Applications of the Partial Duration Series or Peak-Over-Threshold (POT) approach are also described. In the POT approach, events with a magnitude exceeding a certain threshold are considered in the analysis. The occurrence of such exceedances is modelled as a Poisson process. One of the drawbacks of this method is that it is sometimes necessary to select a relatively high threshold in order to comply with the assumption that observations are independent and identically distributed (i.i.d.). The use of a re-parameterised Generalised Pareto distribution has also been suggested by some researchers.

Research on depth-duration relations on a regional scale is also discussed. Empirical approaches used in Canada and elsewhere are described. In most cases, the method consists of establishing a non-linear relationship between a quantile associated with a given duration and its return period to a reference quantile, such as a 1-hour rainfall with a 10-year return period. Depth duration relationships cannot be applied uniformly across Canada for events with durations exceeding two hours. Seasonal variability studies in regionalization are relatively scarce, but are required because of the obvious seasonality of precipitation. In many cases, seasonal regimes may lead to different regionalization approaches for the wet and the dry season. Some research has focused on the use of periodic functions to model regional parameters. Another approach consists of converting the occurrence data of a given event in an angular measurement and developing seasonal indices based on this angular measurement.

Other promising avenues of research include the scaling approach. The debate over the possibility of scale invariance for precipitation is ongoing. Simple scaling was studied on a number of precipitation data, but the fact that intermittence is common in precipitation regimes and the presence of numerous zero values in the series does not readily lead to proper application of this approach. Recent research has shown that multiple scaling is likely a more promising avenue.

Key-words: *precipitation, regionalization, L-moments, GEV.*

RÉSUMÉ

L'estimation de l'intensité de précipitations extrêmes est un sujet de recherche en pleine expansion. Nous présentons ici une synthèse des travaux de recherche sur l'analyse régionale des précipitations. Les principales étapes de l'analyse régionale revues sont les méthodes d'établissement de régions homogènes, la sélection de fonctions de distributions régionales et l'ajustement des paramètres de ces fonctions.

De nombreux travaux sur l'analyse régionale des précipitations s'inspirent de l'approche développée en régionalisation des crues. Les méthodes de types indice de crues ont été utilisées par plusieurs auteurs. Les régions homogènes

établies peuvent être contiguës ou non-contiguës. L'analyse multivariée a été utilisée pour déterminer plusieurs régions homogènes au Canada. L'adéquation des sites à l'intérieur d'une région homogène a souvent été validée par une application des L-moments, bien que d'autres tests d'homogénéité aient aussi été utilisés.

La loi générale des valeurs extrêmes (GEV) est celle qui a le plus souvent été utilisée dans l'analyse régionale des précipitations. D'autres travaux ont porté sur la loi des valeurs extrêmes à deux composantes (TCEV), de même que sur des applications des séries de durée partielles.

Peu de travaux ont porté sur les relations intensité-durée dans un contexte régional, ni sur les variations saisonnières des paramètres régionaux. Finalement, les recherches ont débuté sur l'application des concepts d'invariance d'échelle et de loi d'échelle. Ces travaux sont jugés prometteurs.

Mots clés : *précipitations, analyse régionale, L-moments, GEV.*

1 - INTRODUCTION

L'estimation des statistiques liées aux précipitations représente un vaste domaine qui a posé de nombreux défis aux météorologues et hydrologues au cours des dernières décennies. Il arrive fréquemment que des estimations de périodes de retour d'événements extrêmes soient requises pour des sites où il existe peu, voire même aucune donnée. Les hydrologues et météorologues ont alors souvent recours à des techniques d'analyse régionale. L'aspect régional risque d'être aussi, sinon plus pertinent pour les précipitations que pour les débits. En effet, il existe souvent une certaine homogénéité dans la distribution des quantités d'eau reçues sur un territoire qui subit l'effet d'une cellule orageuse, alors que la réponse d'une rivière à cette pluie dépend de la configuration du bassin versant. Une même quantité de précipitation peut donner des débits très différents selon cette configuration.

Les travaux d'analyse régionale ont d'abord été appliqués aux estimations des crues. Les méthodes qui ont été principalement développées par les hydrologues peuvent être définies de façon succincte comme étant l'utilisation de données provenant de plusieurs sites afin d'estimer la distribution de données observées à un site où l'on dispose de peu ou aucune information (HOSKING et WALLIS, 1993). GUPTA et WAYMIRE (1998), qui ont aussi œuvré initialement dans le domaine de la prévision régionale des crues, parlent quant à eux du « processus d'inférence de propriétés hydrologiques à des sites où elles ne sont pas mesurées ». Cette définition pourrait s'appliquer aux méthodes d'analyse régionale des précipitations, dans la mesure où le terme « précipitations » remplace les « propriétés hydrologiques ».

Ces définitions permettent d'établir la différence entre les méthodes d'interpolation spatiale, et l'analyse régionale. Les méthodes d'interpolation permettent d'estimer une valeur ponctuelle de précipitations en un point géographique donné, alors que l'analyse régionale est plutôt utilisée pour en établir les quantiles à n'importe quel site à l'intérieur d'une région donnée. Une des distinctions importantes de l'analyse régionale est qu'elle permet la consolidation de

l'information régionale et, par conséquent, peut conduire à une estimation différente de la distribution obtenue localement, à une station donnée.

De nombreux outils mathématiques d'interpolation basés sur les corrélations spatiales et temporelles des précipitations ont été développés afin d'estimer certaines statistiques (pluies moyennes, maximum, etc.) associées à un événement donné ou à une période précise. Parmi ces outils, plusieurs permettent une interpolation spatiale à partir de valeurs mesurées par un réseau plus ou moins dense de stations. Ces techniques incluent certaines approches géométriques rudimentaires telles que les polygones de Thiessen ou l'interpolation par l'inverse du carré de la distance, en passant par des approches régressives plus élaborées ou encore l'utilisation des fonctions de corrélation ou des variogrammes pour les méthodes de krigeage (VALEO et TANG, 2001). Ces méthodes d'interpolation ne sont pas utilisées pour l'estimation de quantiles, et seront donc exclues de cette revue de littérature.

D'autres méthodes, qui ne s'inscrivent pas dans une approche d'analyse régionale existent. Par exemple, KIEFFER-WEISSE (1998) a utilisé une approche de régression multiple pour estimer les pluies extrêmes dans les régions où le relief est massif. Pour ce faire, de nombreuses variables explicatives topographiques ont été utilisées.

L'analyse régionale cherche plutôt à estimer l'événement hydrométéorologique, qui est la variable ou quantile de retour T, de probabilité au non-dépassement p, où $T = \frac{1}{1-p}$ (cas où on associe à p la même durée que T). Deux catégories d'estimations existent en analyse régionale des crues, et ces deux catégories s'appliquent aussi aux précipitations. Là où une station météorologique existe, les quantiles spécifiques/régionaux sont basés sur l'information provenant du site et de la région. Pour les sites sans station, l'estimation des quantiles régionaux se basera uniquement sur l'information provenant des stations de la région (CUNNANE, 1988).

L'estimation réaliste des quantiles est d'une importance primordiale pour le dimensionnement d'ouvrages hydrauliques de toutes sortes. Récemment, les catastrophes reliées aux événements pluvieux extrêmes ont retenu l'attention des scientifiques. Au Québec (Canada), le souvenir des inondations du Saguenay de 1996 (PELLETIER *et al.*, 1999) demeure prépondérant dans la mémoire collective et scientifique et constitue la nouvelle frontière des précipitations extrêmes ayant été mesurées par la génération actuelle des météorologues et hydrologues. En France, NEPPEL *et al.* (1998) ont rappelé que même l'opinion publique constate une augmentation de la fréquence des catastrophes hydrologiques qui relève en grande partie de l'urbanisation de proportions de plus en plus importantes de bassins versants. L'étalement urbain pose donc un défi constant en ce qui a trait au dimensionnement des ouvrages hydrauliques, et l'analyse régionale des précipitations est un outil d'analyse de plus en plus essentiel.

Pour les ouvrages municipaux, tels que les égouts unitaires et pluviaux, de même que les ouvrages de rétention, l'estimation des quantiles de précipitations avec une durée définie et une période de retour donnée demeure une préoccupation de première importance. Cette estimation est souvent faite à partir de données provenant d'un seul site, à partir desquelles les courbes d'in-

tensité-durée-fréquence (IDF) sont établies (ROSBERG et MADSEN, 1995 ; ALILA, 2000). Par exemple, le dimensionnement de bassins de rétention doit tenir compte de la lame d'eau associée à une pluie extrême ayant une certaine période de retour, et l'intensité maximum d'une telle précipitation est un des facteurs importants dont tiennent compte les ingénieurs pour le dimensionnement de conduites d'égouts pluviaux (MADSEN *et al.*, 1994) ou encore, dans les études de crue maximum probable (CMP). Une sous-estimation des précipitations extrêmes peut avoir des conséquences économiques importantes en augmentant le risque d'inondation.

L'analyse régionale des crues, qui est à la base des travaux sur les précipitations, a été étudiée par de nombreux auteurs (e.g. DARLYMPLE, 1960 ; HOSKING *et al.*, 1985 ; SMITH, 1989 ; HOSKING et WALLIS, 1993 ; OUARDA *et al.*, 2001). Des articles de synthèse sur la régionalisation des crues qui permettent la comparaison des différentes méthodes ont été rédigés par CUNNANE (1988), GREHYS (1996) et OUARDA *et al.* (1999).

Nous proposons ici de faire la synthèse des travaux récents existants pour la régionalisation des précipitations et d'en faire une brève analyse comparative.

Pour ce faire, il convient de rappeler les principales étapes communes à toutes les méthodes d'analyse régionale. ALILA (1999) a identifié trois étapes principales :

- l'identification de régions homogènes ;
- le choix d'une fonction de distribution régionale ;
- l'estimation des paramètres de cette distribution.

Cet article est structuré en fonction de ces étapes. Nous révisons d'abord les travaux publiés qui traitent de l'établissement de régions pluviométriques homogènes (paragraphe 2). Ensuite, les différentes fonctions de distributions régionales utilisées sont décrites et comparées, et la prépondérance de l'utilisation des L-moments pour l'analyse régionale des précipitations est soulignée (paragraphe 3). Par la suite, une brève description des travaux sur la relation intensité-durée (paragraphe 4), de même que ceux sur la variation saisonnière (paragraphe 5) est donnée. Finalement, les applications des principes de variance et invariance d'échelle dans un contexte d'analyse régionale des précipitations sont brièvement discutées (paragraphe 6).

2 – DÉTERMINATION DES RÉGIONS HOMOGÈNES

En hydrologie, l'homogénéité régionale est un concept sans définition formelle. Dans le cas des crues, CUNNANE (1988) explique que la définition de l'homogénéité régionale dépend de la variable hydrologique considérée. Plusieurs méthodes de détermination de régions homogènes ont été développées initialement pour les crues, et ont ensuite été appliquées aux précipitations. Il faut souligner au départ que certaines méthodes utilisées pour les débits ris-

quent de l'être moins dans le cas des précipitations. En effet, les champs de précipitation sont souvent caractérisés par une homogénéité spatiale plus grande que les débits, ce qui fait que les régions homogènes peuvent souvent être délimitées géographiquement.

2.1 Détermination d'indices régionaux

De nombreux travaux sur l'analyse régionale des précipitations sont basés sur des approches qui s'inspirent des méthodes de type indice de crue (DARLYMPLE, 1960). On doit faire l'hypothèse *a priori* que les données sont indépendantes et identiquement distribuées (iid) selon la même loi statistique. On peu donc définir les quantiles d'une région homogène « parfaite » à l'aide de l'équation :

$$X_i(F) = \mu_i x(F) \tag{1}$$

où $X_i(F)$ est la valeur au site i, avec une probabilité au non-dépassement définie par fonction de distribution F, μ_i est la moyenne de la population à ce site, et $x(F)$ est le quantile adimensionnel avec probabilité au dépassement donnée par F. L'ensemble des valeurs de $x(F)$ pour $0 < F < 1$ donne la courbe régionale de croissance. Il en découle que l'ensemble des sites d'une région homogène peut être décrit par une seule fonction de distribution, avec une seule valeur pour chaque paramètre. Puisque seul le paramètre d'échelle diffère, on a, dans un cas idéal, des coefficients de variation (C_V) et d'asymétrie (C_S) qui seront constants pour la région homogène. Ces coefficients peuvent ainsi être utilisés afin d'en déterminer les frontières.

OUARDA *et al.* (1999) ont regroupé les techniques de détermination de régions homogènes existantes pour les modèles régionaux d'estimation des crues selon trois approches :

1) la délimitation de régions homogènes contiguës ;

2) les régions homogènes non-contiguës ;

3) les techniques de voisinage.

La première approche, bien que pouvant reposer souvent sur des critères subjectifs (frontières administratives ou géographiques, par exemple), est souvent utilisée en appliquant d'autres techniques d'identification (*tableau 1*). Par exemple, COWPERTWAIT *et al.* (1996) ont utilisé la distance des stations par rapport à la côte, la proximité de montagnes et l'élévation comme covariables pour cartographier les régions homogènes de précipitations extrêmes en Angleterre. Ces régions homogènes peuvent être composées de sous-territoires non-contigus ayant des caractéristiques géographiques ou climatologiques similaires (NAGHAVI et YU, 1995).

2.2 Analyse multivariée

Des analyses multivariées telles que l'analyse en composantes principales (ACP) permettent de regrouper les stations dont le plus grand pourcentage de la variance est expliqué par le même axe factoriel. MORIN *et al.* (1979) ont utilisé l'ACP pour déterminer les régions homogènes dans le secteur de la rivière Eaton au Québec. Trois groupes homogènes ont ainsi été définis pour la préci-

Tableau 1 Liste des méthodes de détermination des régions homogènes répertoriées pour l'analyse régionale des précipitations.

Table 1 *List of methods for the determination of homogenous regions applied to regionalization of precipitation.*

Classification Générale	Méthode	Références
Régions contiguës	GRADEX, avec Cs et paramètres de distribution de valeurs extrêmes à deux composantes (TCEV).	VERSIANI *et al.*, 1999 CANNAROZZO *et al.*, 1995
	Méthodes non-paramétriques avec validation par moments de probabilité pondérés ou L-moments.	SCHAEFFER, 1990 ALILA, 1999 CONG *et al.*, 1993
	Rapport lame-durée, avec validation par L-moments.	ALILA, 2000
	Analyse en composantes principales.	SIEW-YAN-YU *et al.*, 1998 BEAUDOIN et ROUSSELLE, 1982 MORIN *et al.*, 1979
Régions non-contiguës	Analyse en composantes principales et regroupement par classification hiérarchique.	WOTLING *et al.*, 2000 DEGAETANO, 1998
	Quantiles ou statistiques des précipitations mesurées ou climatologie.	NAGHAVI et YU, 1995 SVEINSSON *et al.*, 2000
	Régression de variables spatiales (altitude, distance de la côte) et temporelles (analyse harmonique).	COWPERTWAIT *et al.*, 1996

pitation totale de 10 jours. BEAUDOIN et ROUSSELLE (1982) ont utilisé l'ACP pour évaluer la variation spatiale des précipitations journalières dans la région de la ville de Montréal (Québec, Canada) ; cinq sous-régions ont été identifiées pour la métropole et le territoire avoisinant. Évidemment, un réseau pluviométrique relativement dense peut permettre de déterminer des sous-régions plus petites. SIEW-YAN-YU *et al.* (1998) ont appliqué cette technique pour définir des sous-régions homogènes de précipitation dans le secteur des Bois-francs et de l'Estrie au Québec. Dans ces trois exemples, on a réparti l'analyse sur une base saisonnière en divisant les séries de données annuelles en quatre sous-périodes. Par conséquent, les frontières des régions homogènes peuvent changer d'une saison à l'autre pour mieux représenter l'aléa pluviométrique.

2.3 Voisinage

Les méthodes des régions d'influence ont été peu appliquées pour établir des régions pluviométriques homogènes. Elles ont principalement été utilisées pour déterminer des régions hydrologiquement homogènes. Dans ce cas, la région d'influence peut être identifiée à partir d'un site qui sera le centre d'une région dont les bassins versants environnants ont des caractéristiques de crues similaires (OUARDA *et al.*, 1999).

Le voisinage n'est pas nécessairement basé sur la notion de proximité géographique, mais plutôt sur une proximité « hydrométéorologique » mesurée dans un espace multidimensionnel dont les axes définissent les propriétés physiographiques et hydrologiques des sites. La notion de voisinage s'applique pour les crues parce qu'il est possible d'identifier des bassins ayant un couvert végétal, une physiographie et une morphologie similaires qui ont une réponse semblable à un événement donné, même s'ils ne sont pas proches les uns des autres. Elle s'applique plus difficilement dans le cas des précipitations extrêmes. Les champs des précipitations sont distribués dans le temps et l'espace de telle sorte qu'il est plus difficile de trouver des sites éloignés ayant des caractéristiques similaires. Certaines variables telles que la distance par rapport à la côte, et l'altitude au site ont été utilisées par WOTLING (2000), et ont été jugées insuffisantes pour la détermination de régions homogènes à Tahiti. Il a fallu aussi tenir compte d'autres variables telles que l'orientation des faciès et la pente. KIEFFER-WEISSE (1998) et WEISSE et BOIS (2001) ont utilisé un grand nombre de paramètres morphométriques pour caractériser les sites des stations pluviométriques. Ces paramètres incluent différents calculs d'altitude, des paramètres d'exposition, d'encaissement et de pentes. Au niveau régional, les paramètres utilisés comprennent la distance à la mer, la position par rapport aux Alpes et l'effet de barrière.

2.4 Validation

Une fois que les frontières des régions sont fixées, on peut procéder à une validation de l'homogénéité des sites inclus dans la région. Cette étape consiste souvent à calculer certaines statistiques (par exemple C_v, C_s, C_k, respectivement les coefficients de variation, d'asymétrie et d'aplatissement) pour chaque site de la région et ensuite comparer leur variabilité avec celle du modèle régional homogène (SVEINSSON *et al.*, 2000). Dans le cas des précipitations, plusieurs auteurs (SCHAEFER, 1990 ; CONG *et al.*, 1993 ; ALILA, 2000 ; SVEINSSON *et al.,* 2000) utilisent les L-moments pour vérifier l'appartenance de chaque site à une région homogène.

L'application des L-moments a été popularisée en hydrologie par HOSKING (1986). Les L-moments sont analogues aux moments conventionnels utilisés entre autres en analyse fréquentielle pour l'ajustement de lois statistiques, mais ils sont des combinaisons linéaires de moments de probabilité pondérés (« *Probability Weighed Moments* », PWM). Ces derniers ont été définis par GREENWOOD *et al.* (1979). Une description détaillée des L-moments est donnée par HOSKING (1986 ; 1990) et un résumé est donné en annexe.

Comme dans le cas des moments conventionnels, il est toujours intéressant de standardiser les moments d'ordre supérieurs λ_r, pour qu'ils soient indépendants de l'unité de mesure de X. On définit alors les rapports des L-moments (HOSKING, 1990) d'ordre $r(\tau_r)$ avec λ_r qui est le L-moment d'ordre r (voir annexe). Ainsi, le L-C_v (coefficient de variation) est défini par $\tau = {}^{\lambda_2}/_{\lambda_1}$. Les rapports de moments d'ordre plus élevés sont définis par $\tau_r = {}^{\lambda_2}/_{\lambda_1}$. Par exemple, τ_3 peut être utilisé comme une mesure d'asymétrie (L-C_s) et τ_4 pour mesurer l'aplatissement (L-C_k, où C_k est le coefficient d'aplatissement ou « kurtosis »). Les diagrammes de L-moments sont de plus en plus utilisés dans la littérature afin de choisir une fonction de distribution de probabilité pour l'analyse de fréquentielle et en régionalisation. Pour une région homogène, les valeurs de τ_2 et τ_3

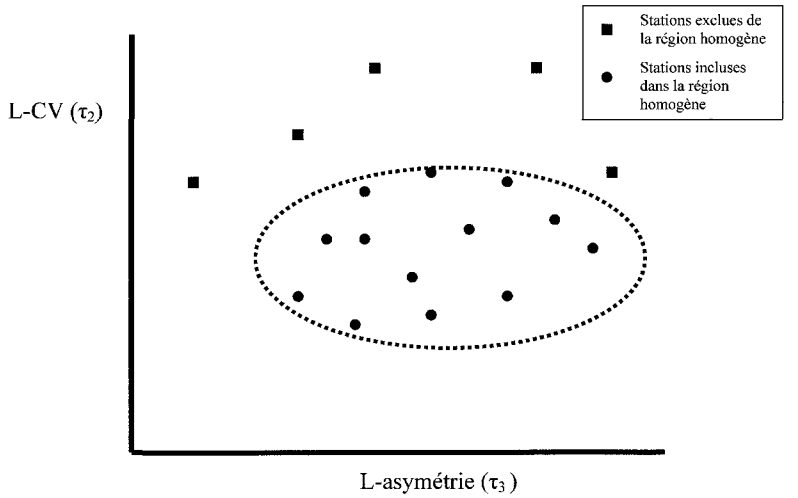

Figure 1 Utilisation des rapports de L-moments pour définir l'appartenance de stations à une région homogène (d'après HOSKING et WALLIS, 1993).

Using L-moment ratios to define discordance for stations within a homogenous region (from HOSKING and WALLIS, 1993).

peuvent êtres utilisées comme critère soit en imposant la similitude des valeurs ou en n'incluant dans la région que les stations dont les points représentant la relation entre τ_2 et τ_3 sont compris à l'intérieur d'un certain intervalle (*figure 1*). De façon plus quantitative, HOSKING et WALLIS (1993) ont défini une mesure de discordance. Pour chacune des i stations examinées, on calcule d'abord le vecteur $\mathbf{u}_i = [t_{2,i}, t_{3,i}, t_{4,i}]^T$ des estimations $t_{2,i}$, $t_{3,i}$ et $t_{4,i}$ des variables τ_2, τ_3 et τ_4. On calcule ensuite la moyenne des $\mathbf{u}_i$.

$$\bar{\mathbf{u}} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\mathbf{u}_i \tag{2}$$

La discordance D_i est alors définie de la manière suivante :

$$D_i = \frac{1}{3}\left(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}\right)^T S^{-1}\left(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}\right) \tag{3}$$

où S est la matrice de covariance de l'échantillon :

$$S = (N-1)^{-1}\sum\left(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}\right)\left(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}\right)^T \tag{4}$$

HOSKING et WALLIS (1993) proposent d'utiliser les équations 3 et 4 afin d'évaluer la discordance de chacun des sites d'une région et suggèrent un critère de $D_i \geq 3$ pour exclure une station de la région homogène.

On peut aussi tenter d'évaluer le degré d'hétérogénéité d'un groupe de stations, au lieu d'évaluer la discordance, de chacune des stations à l'intérieur d'un groupe. On calcule d'abord la moyenne pondérée des estimations des rapports de L-moments (t_r). On ajuste ensuite une fonction de distribution à l'aide des t_r. Cette distribution est utilisée dans le cadre d'une simulation de Monte Carlo pour générer un grand nombre de scénarios représentant les observations à chacun des sites. HOSKING et WALLIS (1993) suggèrent de comparer la variation des estimations des rapports de L-moments provenant de chaque site de la région avec celle qu'on aurait pour une région homogène. HOSKING et WALLIS (1993) ont calculé cette variation à l'aide de deux méthodes et ont proposé deux critères d'homogénéité :

$$H = \frac{V_{obs} - \mu_v}{\sigma_v} \tag{5}$$

$$S(\%) = \frac{\left(\sigma^2_{r,obs} - \mu_{\sigma^2}\right)}{\sigma_{r,obs}} 100 \tag{6}$$

Où : V_{obs} = valeur observée de V_r, et

$$V_r = \frac{\sum_{i=1}^{N} n_i \sqrt{(t_r^{(i)} - \overline{t_r}) + (t_{r+1}^{(i)} - \overline{t_{r+1}})}}{\sum_{i=1}^{n} n_i}$$ est un écart-type pondéré pour les rapports de L-moments d'ordre r ;

μ_v = moyenne des V_r obtenus par simulation de Monte Carlo ;

σ_v = écart-type des V_r obtenus par simulation de Monte Carlo ;

$$\sigma_r^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N} n_i (t_r^{(i)} - \overline{t_r})^2}{\sum_{i=1}^{n} n_i}$$, pour k = 1,2,3 ;

μ_{σ^2} = moyenne des valeurs de σ^2 obtenues par simulations Monte Carlo ;

n_i = nombre d'observations au site i ;

N = nombre total de stations.

ALILA (1999) a calculé les valeurs de H et S pour r = 3 et 4 (L-asymétrie et L-aplatissement) pour 375 stations canadiennes et pour les événements dont la durée variait entre 5 minutes et 24 heures. Ses calculs lui ont permis de traiter l'ensemble du territoire canadien comme une seule région homogène pour toutes les précipitations de durée inférieure à 120 minutes. Ce résultat peut paraître étonnant puisque les climatologues canadiens divisent le pays en 7 régions (HARE et THOMAS, 1979).

Il existe d'autres techniques de validation des régions homogènes. SVEINSSON *et al.* (2000) ont proposé un test basé sur les travaux de LU et STEDINGER (1992) pour valider l'homogénéité des régions délimitées. Ce test est considéré

comme étant le plus robuste par FILL et STEDINGER (1995). On suppose que les événements suivent une distribution de type GEV (« *General Extreme Value* ») et on calcule le quantile avec probabilité au non-dépassement de 90 % ($\xi_{0.9}^{R}$) des données ordonnées de cette distribution ajustée à l'aide des L-moments. On peut ensuite calculer la statistique χ_R^2 pour les i stations dans la région *R* :

$$\chi_R^2 = \sum_{i=1}^{n} \frac{(\xi_{0.9}^{i} - \xi_{0.9}^{R})^2}{Var(\xi_{0.9}^{i})} \tag{7}$$

Où : $\xi^{i}_{0.9}$ = quantile avec probabilité au non-dépassement de 90 % à la station i ;

$\xi^{R}_{0.9}$ = quantile avec probabilité au non-dépassement de 90 % pour la région homogène R ;

$Var(\xi^{i}_{0.9})$ = *variance du quantile avec probabilité au non-dépassement de* 90 % à la station i.

Cette statistique suit une distribution χ^2 et l'hypothèse de base d'une région homogène est rejetée si $\chi^2_{0.95,N-1} > \chi^2_R$, où $\chi^2_{0.95,N-1}$ est la valeur de probabilité au dépassement $\alpha = 95$ % et N–1 degrés de liberté.

DEGAETANO (1998) a utilisé un test de Smirnoff pour valider l'inclusion de stations à l'intérieur d'une région homogène. Pour ce faire, on calcule aux stations données, des fonctions de distribution cumulatives empiriques en assignant une probabilité de dépassement à l'aide de la série des précipitations totales ordonnées :

$$p(x_{(i)}) = \frac{(i - 1/3)}{(n + 1/3)} \tag{8}$$

où *i* est le rang de la précipitation totale enregistrée à la station et *n* est le nombre total de données enregistrées. La statistique de Smirnov est ensuite calculée :

$$D_s = \max_k \left| F_k(x_1) - F_k(x_2) \right| \tag{9}$$

Où $F_k(x_i)$ est la fonction de distribution cumulative empirique pour la k^e plus grande précipitation aux stations i = 1, 2. Le test de Smirnov vérifie l'hypothèse de base que les données de stations comparées proviennent de la même distribution non spécifiée. Cette hypothèse est rejetée (au niveau α) si :

$$D_s > \left[-0{,}5(1/n + 1/m)\ \ln(\alpha/2)\right]^{0.5} \tag{10}$$

DEGAETANO (1998) rappelle que ce test offre l'avantage de permettre la vérification de l'appartenance à une région homogène pour des stations ayant des séries de différentes longueurs, puisque l'on applique le test sur un rang donné dans la série.

3 - SÉLECTION D'UNE LOI STATISTIQUE RÉGIONALE ET ESTIMATION DES PARAMÈTRES

Une fois que les frontières d'une région homogène sont établies, il faut procéder à l'identification d'une loi de probabilité de distribution régionale, de même qu'à l'estimation des paramètres de cette loi.

Comme dans le cas de l'établissement des régions homogènes pour l'étude des crues, plusieurs méthodes d'analyse régionale appliquées aux précipitations se sont inspirées de la méthode d'indice de crue de DARLYMPLE (1960). Selon cette méthode, on doit accepter la prémisse que les données provenant de stations d'une région établie comme étant homogène proviennent de la même loi de distribution, sauf pour le paramètre d'échelle. Cette hypothèse est considérée par CONG *et al.* (1993) comme limitative et parfois difficile à confirmer dans le cas des précipitations. Ces derniers suggèrent plutôt comme hypothèse de base que la forme de la distribution soit la même, mais avec des paramètres d'échelle et de position différents.

ALILA (1999) a précisé qu'au Canada, la loi Gumbel est celle qui a le plus souvent été utilisée pour des analyses de fréquence de précipitations à un site précis (analyse non-régionale). Cet auteur émet certaines réserves quant à l'application de cette loi dans un contexte régional, en expliquant que certaines recherches ont démontré que la loi de Gumbel est souvent difficilement ajustée aux précipitations extrêmes annuelles (PILON *et al.*, 1991). La première étape consiste donc à utiliser des méthodes statistiques éprouvées pour choisir la loi régionale. La sélection cette loi statistique peut se faire par différentes méthodes. ALILA (1999 ; 2000) propose une approche basée sur le calcul de la moyenne pondérée des estimations des rapports de L-moments ($\overline{t}_r$). Les valeurs de $\overline{t}_r$ sont ensuite comparées aux valeurs théoriques des rapports de L-moments pour différentes distributions. Les valeurs de $\overline{t}_r$ calculées s'approchent plus de celles de la GEV que de celles de la loi de Gumbel et de la loi Pearson type 3.

La GEV est la fonction de distribution qui a été la plus fréquemment utilisée dans les analyses régionales de précipitations. Cette loi est d'ailleurs recommandée en Angleterre pour toute analyse fréquentielle des précipitations (NHAGHAVI et YU, 1995). Pour ce même pays, REED *et al.* (1999) ont développé la méthode FORGEX (« *Focused Rainfall Growth Extension* ») qui permet de générer des courbes de croissance (relation entre les quantiles et un indice, par exemple la moyenne annuelle des maximums journaliers) pour un site donné en utilisant à la fois les valeurs extrêmes régionales et les événements extrêmes pour l'ensemble du réseau. Dans cette méthode, on utilise une succession de segments de droite ajustés sur une échelle de loi Gumbel (EV1).

La GEV a été comparée à quatre autres lois par CONG *et al.* (1993) : la loi Gamma (GAM), la loi Lognormal (LN), la loi Pareto Généralisée (PAR) et la loi logistique généralisée (LG). Les fonctions de distribution de ces lois sont données dans le *tableau 2*. Dans cette étude, on a également utilisé les courbes de τ_3 (L-asymétrie) en fonction de τ_4 (L-aplatissement) pour sélectionner la distribution la plus appropriée (voir exemple, *figure 2*). Les points provenant des valeurs calculées à partir des sites ont été projetés sur le graphique des τ_3-τ_4, et on a calculé la déviation entre les points estimés et les valeurs théoriques de

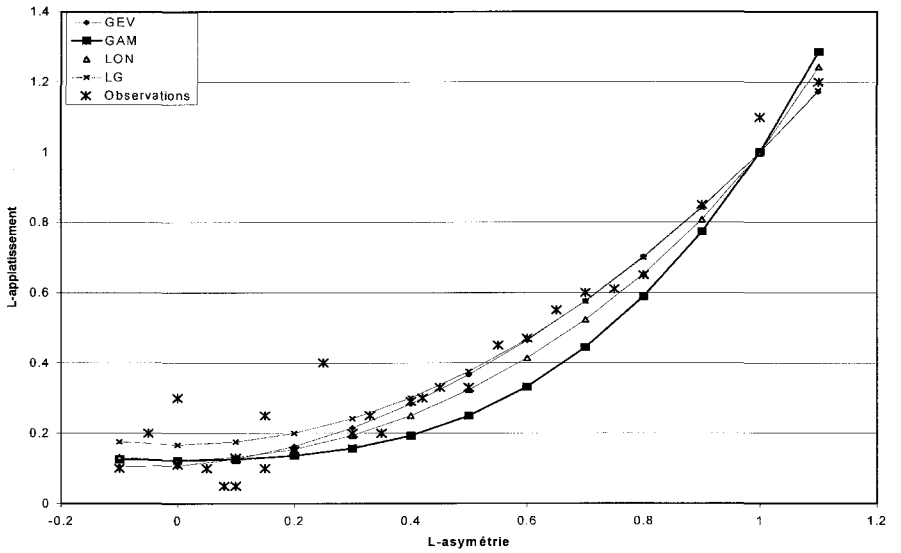

Figure 2 Exemple de l'utilisation de la relation entre les rapports de L-moments τ_3 (L-asymétrie) et τ_4 (L-applatissement) pour la sélection de la distribution la plus appropriée.

Example of the usage of L-moment ratios τ_3 (L-skewness) and τ_4 (L-kurtosis) to select the most appropriate distribution.

chacune des courbes des distributions. Cette déviation est utilisée pour déterminer laquelle des distributions est la plus adéquate. Aux États-Unis, la loi GEV a aussi été appliquée dans l'état de Washington par SCHAEFFER (1990), en Louisiane par NAGHAVI et YU (1995) de même qu'au Colorado par SVEINSSON *et al.* (2000).

L'utilisation des L-moments permet aussi l'évaluation des paramètres de position (ξ), d'échelle (α) et de forme (κ) de la loi GEV. En effet, HOSKING (1990) a montré que :

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha}{\kappa}\left[1 - \Gamma(1+\kappa)\right] \tag{11}$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{\kappa}\left(1 - 2^{-\kappa}\right)\ \Gamma(1+\kappa) \tag{12}$$

$$t_3 = \frac{2(1-3^{-\kappa})}{(1-2^{-\kappa})} - 3 \tag{13}$$

ALILA (1999) a proposé de déterminer ces coefficients en utilisant les valeurs régionales des L-moments et la moyenne au site. Les quantiles pour chaque durée de précipitations peuvent ensuite être calculées à l'aide de l'inverse de la fonction de distribution cumulative.

Plusieurs autres lois ont été utilisées pour l'estimation des quantiles de précipitations (*tableau 2*). VERSIANI *et al.* (1999) et CANNAROZZO *et al.* (1995) ont uti-

Tableau 2 Distributions statistiques utilisées en analyse régionale des précipitations.

Table 2 *Statistical distributions used for the regionalization of precipitation.*

Distribution statistique	Fonction de densité de probabilité	Lieu d'application	Références
General Extreme Value	$f(x)=\frac{1}{\alpha}\left[1-\frac{k}{\alpha}(x-u)\right]\exp\left\{-\left[1-k\left(\frac{x-u}{\alpha}\right)\right]^{1/k}\right\}$	Canada et Colorado (É.-U.) Pennsylvanie et Virginie (É.-U.) Louisianne*, Washington (É.-U.)	CONG *et al.*, 1993 ; ALILA, 1999 ; NAGHAVI et YU, 1995 ; SCHAEFFER, 1990 ; SVEINSSON *et al.*, 2000
Gamma	$f(x)=\frac{\lvert s\rvert\alpha^{s\lambda}}{\Gamma(\lambda)}x^{s\lambda-1}e^{-(\alpha x)}$	Pennsylvanie et Virginie (É.-U.)	CONG *et al.*, 1993
Log-normale	$f(x)=\frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left(\frac{[-\ln(x-\mu)]}{2\sigma^2}\right)$	Colorado (É.-U.)	SVEINSSON *et al.*, 2000
Pareto généralisée	$f(x)=\frac{1}{\alpha*}\left(1-\frac{\kappa}{\alpha}x\right)^{1/\kappa-1}, \kappa\neq 0$ $f(x)=\frac{1}{\alpha*}e^{-x/\alpha*}, \kappa=0$	Pennsylvanie et Virginie (É.-U.)	CONG *et al.*, 1993
Log-normale 3 paramètres	$f(x)=\frac{1}{(x-m)\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left(\frac{[-\ln(x-m-\mu)]}{2\sigma^2}\right)$	Colorado (É.-U.)	SVEINSSON *et al.*, 2000
Peason Type 3	$f(x)=\frac{\alpha^{\lambda}(x-m)^{\lambda-1}e^{-[\alpha(\ln(x-m))]}}{\Gamma(\lambda)}$	Colorado (É.-U.)	SVEINSSON *et al.*, 2000

Tableau 2 (suite) Distributions statistiques utilisées en analyse régionale des précipitations.

Table 2 (continued) *Statistical distributions used for the regionalization of precipitation.*

Distribution statistique	Fonction de densité de probabilité	Lieu d'application	Références
Two component Extreme Value	$f(x)=\left[\frac{\Lambda_1}{\theta_1}e^{\frac{-x}{\theta_1}}+\frac{\Lambda_2}{\theta_2}e^{\frac{-x}{\theta_2}}\right]\left\{e^{-\Lambda_1 e^{\frac{-x}{\theta_1}}-\Lambda_2 e^{\frac{-x}{\theta_2}}}\right\}$	Sicile (Italie) Minas Gerais (Brésil)	CANNAROZZO *et al.*, 1995 VERSIANI *et al.*, 2000
Gumbel	$f(x)=\frac{1}{\alpha}\exp\left\{-\frac{x-u}{\alpha}e^{(\frac{x-u}{\alpha})}\right\}$	Tahiti	WOTLING *et al.*, 2000
Logistique généralisée	$f(x)=\frac{1}{b}e^{\frac{a-x}{b}}\left\{1+e^{\left(\frac{a-x}{b}\right)}\right\}^{-2}$ c=0 $f(x)=\frac{1}{b}\left[1-c\left(\frac{x-a}{b}\right)\right]^{\frac{1-c}{c}}\left\{1+\left[1-c\frac{(x-a)}{b}\right]\right\}$ c≠0	Pennsylvanie et Virginie (É.-U.)	CONG *et al.*, 1993

lisé une fonction de distribution à deux composantes (« *Two Component Extreme Value* » TCEV) dans leur étude de régionalisation des précipitations extrêmes annuelles. La distribution TCEV a été décrite par ROSSI *et al.* (1984) comme une alternative au modèle fréquentiel traditionnel (l'application de la théorie des valeurs extrêmes asymptotiques appliquée aux séries annuelles), que ces derniers trouvaient trop restrictifs. ROSSI *et al.* (1984) définissent plutôt la valeur maximum annuelle utilisée de la manière suivante :

$$X = \max_{1 \le i \le k} Z_i \tag{14}$$

où k est un nombre aléatoire suivant une distribution de Poisson et les Z_i sont des variables aléatoires iid indépendantes de K. La variable Z_i est générée selon un modèle poissonien :

$$F_X(x) = P[X \le x] = \exp\{-\Lambda[1 - F_z(x)]\} \tag{15}$$

où $F_z(\cdot)$ est la fonction de distribution cumulative des Z_i et $\Lambda = E\{K\}$ est le paramètre du processus de Poisson.

VERISIANI *et al.* (1999) expliquent que le modèle TCEV considère deux variables iid exponentielles, Z_{1i} et Z_{2i} ayant des maxima annuels X_1 et X_2 et modélisés à l'aide d'une fonction de distribution cumulative combinée :

$$F_X(x) = \exp[-\Lambda_1 \exp(-x/\theta_1) - \Lambda_2 \exp(-x/\theta_2)] \tag{16}$$

Où les Λ_i, $i = 1,2$ représentent les paramètres des processus de Poisson (de forme) et les $\theta_i = E\{Z_i\}$, $i = 1,2$ sont les paramètres d'échelle des variables exponentielles. Cette fonction de distribution permet la description de la série de base à l'aide des paramètres Λ_1 et θ_1 et de la série des événements plus rares avec les paramètres Λ_2 et θ_2.

CANNAROZZO *et al.* (1995) ont aussi utilisé la distribution TCEV dans une analyse régionale des précipitations en Sicile (Italie). Ils ont établi une relation empirique entre les valeurs de Λ et θ et la durée des événements, permettant ainsi l'établissement de courbes régionales de quantile-durée. GABRIELE et ARNELL (1991) ont utilisé la loi TCEV dans une approche hiérarchique. Dans cette approche, les différentes caractéristiques des crues sont considérées comme étant constantes à différentes échelles spatiales. Ainsi, L'asymétrie est considérée constante à l'échelle régionale et le coefficient de variation (CV) est constant pour des sous-régions plus petites. Pour les cas où la distribution TCEV est utilisée, GABRIELLE et ARNELL (1991) ont donc mis à profit l'hypothèse déjà émise et utilisée par ROSSI *et al.* (1984) que les rapports Λ_1/Λ_2 et θ_1/θ_2 peuvent être considérés constants pour une région donnée.

Plutôt que d'utiliser une fonction de distribution à deux composantes permettant la caractérisation du régime de base et de la distribution des extrêmes, WOTLING *et al.* (2000), de même que ROSBERG et MADSEN (1995) et MADSEN *et al.* (1994) préconisent l'utilisation de séries de durée partielle (« *Partial Duration Series* », PDS). Cette approche consiste à retenir les valeurs de précipitations

qui sont au-dessus d'un seuil minimum. Le modèle PDS considère que le nombre d'événements (*N*) dépassant le seuil durant une période de *t* années peut être représenté par la fonction de densité de distribution suivante :

$$P\{N=n\} = \frac{(\lambda t)^n}{n!}\exp(-\lambda t) \qquad n = 0,1,2... \tag{17}$$

Où λ est le nombre annuel de dépassements prévus. La valeur de ces dépassements, X_i suit une distribution exponentielle de moyenne α :

$$f(x) = \frac{1}{\alpha}\exp\left(\frac{-x}{\alpha}\right) \tag{18}$$

MADSEN *et al.* (1994) ont noté que le modèle exponentiel nécessite parfois la sélection d'un seuil très élevé. Ils suggèrent plutôt une reparamétrisation de la distribution de Pareto généralisée (PAR) donnant le résultat suivant :

$$\begin{aligned} f(x) &= \frac{1}{\alpha(1+\kappa)}\left[1-\kappa\frac{x}{\alpha(1+\kappa)}\right]^{1/\kappa-1} && si\ \ \kappa \neq 0 \\ f(x) &= \frac{1}{\alpha}\exp\left(\frac{-x}{\alpha}\right) && si\ \ \kappa = 0 \end{aligned} \tag{19}$$

Où $\alpha = \alpha^*/(1+\kappa)$, α^* est le paramètre d'échelle et κ est le paramètre de forme de la PAR. Cette reparamétrisation permet de conserver un coefficient d'échelle égal à la moyenne, ce qui est fort utile pour l'analyse régionale. LANG *et al.* (1999) ont rappelé qu'un modèle de séries de durée partielle dont les pointes sélectionnées sont distribuées selon une loi PAR est équivalent à une distribution GEV pour les valeurs maximales annuelles.

MADSEN *et al.* (1994) et ROSBERG et MADSEN (1995) ont utilisé une approche bayésienne, basée sur les travaux de RASMUSSEN et ROSBJERG (1991), qui permet de traiter les paramètres α et κ décrits ci-dessus comme des variables stochastiques. La distribution *a priori* utilisée pour α a été obtenue à partir d'une régression régionale, tandis qu'une distribution *a priori* non-informative a été utilisée pour κ.

Dans leur étude sur les précipitations extrêmes à Tahiti, WOTLING *et al.* (2000) ont rappelé que lorsque les valeurs au-dessus du seuil suivent un processus de Poisson, les maxima annuels suivent une distribution Gumbel (LANGBEIN, 1949 ; CUNNANE, 1973) :

$$F(x) = \exp\left[-\exp\left(\frac{x-\varepsilon}{\alpha}\right)\right] \tag{20}$$

On peut alors évaluer les paramètres de la loi de Gumbel à partir du paramètre du processus de Poisson (λ), qui peut représenter le nombre moyen de dépassements annuels.

$$\varepsilon = S + \alpha \ln(\lambda) \tag{21}$$

Où ε et α sont respectivement les paramètres de position et d'échelle de la loi de Gumbel, et S est la valeur du seuil.

4 - RELATION INTENSITÉ-DURÉE

La plupart des études de régionalisation citées dans cet article se limitent à sélectionner une loi de probabilité caractérisée par une fonction de distribution ajustée aux données régionales, ce qui permet d'évaluer les quantiles à l'aide de la méthode de type « indice de crue ». ALILA (2000) est allé une étape plus loin en proposant, pour le Canada, l'établissement de courbes régionales pour calculer les relations intensité-durée et intensité-fréquence. L'établissement de telles courbes permet le transfert d'une information plus complète à un site non-jaugé. De telles équations empiriques ont été développées auparavant pour différentes régions du monde. Dans la plupart des cas, on établit une relation non-linéaire entre un quantile de durée t minutes et de période de retour T années (R_t^T) et un quantile de référence, qui est souvent R_{60}^{10}, c'est-à-dire le quantile de durée 60 minutes et de période de retour 10 ans (BELL, 1969 ; CHEN, 1983). Au Canada, ALILA (2000) a proposé d'évaluer les rapports intensité-durée et intensité-fréquence séparément, à l'aide des régressions suivantes :

$$R_t^T = aR_{60\min}^T + b \tag{22}$$

$$\frac{R_t^T}{R_t^{10ans}} = c\ln(PAM) + d \tag{23}$$

Où PAM est la précipitation moyenne annuelle (mm) et a, b, c, d sont les paramètres régionaux obtenus par régression. Dans son application, ALILA (2000) a trouvé que les coefficients b, c et d peuvent être considérés comme constants (b est négligeable), mais que le coefficient décrivant le rapport intensité-durée varie en fonction de la durée t selon la relation :

$$a = 0{,}183t^{0{,}433} \tag{24}$$

De plus, cette relation intensité-durée ne peut être appliquée uniformément à l'ensemble du Canada pour les événements de deux heures et plus. Le pays est alors divisé en deux régions non-contiguës. Le critère permettant de déterminer dans quelle région se trouve un site donné est la précipitation moyenne annuelle ($PAM > 1\,200$ mm ou $PAM = 1\,200$ mm).

5 - VARIATIONS SAISONNIÈRES

Dans bien des régions du monde, le régime climatique, et en particulier le régime pluviométrique, est marqué par une forte modulation saisonnière. Dans les basses latitudes, cela se traduit souvent par un régime bimodal : saison des pluies et saison sèche. Dans certaines zones tropicales, la variation saisonnière des pluies est telle que l'estimation des quantiles doit être faite séparément pour chaque mois (GUENNI *et al.*, 1998). Dans les latitudes plus élevées, le cycle météorologique est aussi marqué par les saisons, avec l'apparition de précipitations solides pendant plusieurs mois de l'année. ASHKAR *et al.* (1993) ont étudié le régime des crues dans les provinces du Québec et du Nouveau-Brunswick (Canada) et ont aussi conclu que l'année hydrologique peut se diviser en deux saisons : l'une humide et l'autre sèche. ASHKAR *et al.* (1993) ont également présenté une régionalisation géographique de ces deux provinces, basée sur les variations saisonnières des débits.

Une généralisation annuelle a été proposée par GUENNI *et al.* (1998). Leur approche consiste à modéliser les paramètres en utilisant des fonctions périodiques. Deux techniques ont été ainsi comparées : la modélisation par des séries de Fourier et par des splines de polynômes quadratiques. Les résultats d'une application à 14 stations situées dans les plaines centrales du Venezuela ont démontré qu'il est possible d'estimer la variation des paramètres d'un processus de Poisson servant à modéliser les précipitations mensuelles. GUENNI *et al.* (1998) ont même suggéré une extension de leur méthode qui consisterait à régionaliser les coefficients des fonctions périodiques afin de permettre l'estimation des précipitations à des sites non-jaugés.

CASTELLARIN *et al.* (2001) ont utilisé une méthode statistique « directionnelle » pour évaluer la saisonnalité dans la variabilité d'événements hydrométéorologiques. Il s'agit de convertir la date d'occurrence d'un événement en une mesure angulaire, autour d'un cercle représentant les 365 jours de l'année. Des indices de saisonnalité sont ainsi développés et peuvent être utilisés comme critère de regroupement des stations.

6 - MODÈLES D'ÉCHELLE (VARIANCE ET INVARIANCE)

L'étude des propriétés de la distribution spatiale des précipitations a connu un essor au cours des 10 dernières années et peut être d'une grande utilité, par exemple pour la planification régionale des ressources en eau dans un cadre de futur incertain (voir par exemple FOWLER *et al.*, 2000). Deux principales théories s'affrontent (OLSSON *et al.*, 1992). Certains prônent l'idée que les précipitations sont assujetties à des processus qui sont caractérisés par l'invariance d'échelle, tandis que d'autres croient au contraire que ces processus varient selon l'échelle. Le terme variance d'échelle signifie que les paramètres statistiques spatiotemporels qui décrivent les processus régissant les précipitations sont différents si les échelles spatiales ou temporelles diffèrent. L'invariance

d'échelle est évidemment le contraire, soit que ces paramètres sont invariables lorsqu'on change d'échelle spatiale ou temporelle. Les approches basées sur l'invariance d'échelle, ou « *scaling* » ont été appliquées entre autres par GUPTA et WAYMIRE (1990) pour étudier la distribution spatiale des précipitations et des débits dans un réseau hydrographique, ou par DAWDY et GUPTA (1995) et OUARDA *et al.* (1997) pour expliquer le phénomène de séparation de l'asymétrie. Ces approches émanent de la constatation que les phénomènes météorologiques se produisent sur une grande variété d'échelles. BURLANDO et ROSSO (1996) parlent d'échelles spatiales variant de quelques kilomètres carrés à plusieurs milliers de kilomètres carrés, et d'échelles temporelles pouvant n'être que de quelques minutes et allant jusqu'aux échelles interannuelles. GUPTA et WAYMIRE (1993) ont rappelé qu'on a tenté dès les années 1960, de décrire le patron des cellules de pluies à des échelles spatiales relativement petites comme étant similaire à celui des zones plus grandes contenant ces cellules plus petites. Cette répétition du patron spatial ouvrirait la voie à des applications de modèles d'échelle dans le cadre d'analyse régionale.

L'invariance d'échelle d'une fonction f(x) existe si cette fonction est proportionnelle à la fonction mise à l'échelle f(λx), $\forall\lambda > 0$. Pour un taux de précipitation R_λ sur un carré de surface λ^2, l'invariance d'échelle simple est définie lorsque :

$$\{R_{\lambda\ell}\} \overset{dist}{=} \{g(\lambda)R_\ell\} \tag{25}$$

L'égalité de l'équation 25 signifie que les fonctions de distributions de probabilité des intensités $R_{\lambda\ell}$ et R_ℓ dont les échelles spatiales sont différentes par un facteur λ sont identiques, sauf pour le facteur d'échelle $g(\lambda)$ (GUPTA et WAYMIRE, 1993). Cette égalité implique aussi que les moments d'ordre ℓ sont aussi caractérisés par l'invariance d'échelle (BURLANDO et ROSSO, 1996) :

$$E\left[R_{\lambda t}^{\ell}\right] = \lambda^{\ell n} E\left[R_t^{\ell}\right] \tag{26}$$

Où ℓ est l'ordre du moment, n est l'exposant d'échelle (« *scaling exponent* ») et t est la durée de la période d'observation.

Plusieurs auteurs ont tenté d'appliquer le principe d'invariance d'échelle simple aux précipitations (NGUYEN *et al.*, 2002 par exemple), mais les phénomènes d'intermittence et la présence de valeurs nulles dans les champs spatiaux des données de précipitations mesurées font en sorte que cette approche s'est avérée peu efficace (GUPTA et WAYMIRE, 1990 ; 1993). La variabilité spatiale des précipitations peut être mieux représentée par une approche d'invariance d'échelle multiple (BURLANDO et ROSSO, 1996). Pour les modèles d'échelle multiples, l'exposant du facteur d'échelle diffère de l'ordre du moment dans l'équation 26. On obtient plutôt :

$$E\left[R_{\lambda t}^{\ell}\right] = \lambda^{\ell\varphi_\ell n}\left[R_t^{\ell}\right] \tag{27}$$

où $n = \alpha_1$ est le paramètre d'échelle de la moyenne et φ_ℓ est une fonction décrivant le décrochage de la relation linéaire entre l'ordre du moment et l'exposant d'échelle (BURLANDO et ROSSO, 1996).

D'autres travaux dans ce domaine ont porté sur l'agrégation et la désagrégation des séries de précipitation, et donc, sur l'échelle temporelle (SVENSSON *et al.*, 1996 ; OLSSON, 1998).

En revanche, les applications des modèles d'invariance d'échelle en analyse régionale des précipitations ne sont pas aussi développées que dans le cas de l'analyse régionale des crues. Pour les crues, l'approche d'invariance d'échelle simple peut être relativement valide, et le facteur d'échelle souvent utilisé est alors la superficie du bassin versant (GUPTA *et al.*, 1996 ; NGUYEN et PANDEY, 1996). Dans le cas des précipitations, les hypothèses de base associées à l'invariance d'échelle simple sont encore moins vérifiables. L'application des principes d'invariance d'échelle multiple liés aux modèles de cascades multiplicatifs n'est encore qu'à un stade relativement préliminaire, mais pourrait être un secteur de recherche prometteur. Il reste à noter que, tant en ce qui concerne la quantification des caractéristiques spatiotemporelles des précipitations ou la caractérisation des débits à travers les réseaux de rivières, les modèles d'échelle sont presque entièrement concentrés sur le développement de relations de puissance empiriques et invariantes. Cependant, les exemples récents (GOODRICH *et al.*, 1997 ; WOODS et SIVAPALAN, 1999 ; MENABDE et SIVAPALAN, 2000 ; CATHCART, 2001) mettent en doute ces hypothèses. Une représentation plus objective devrait tenir compte des différents processus hydrométéorologiques qui dominent à différentes échelles temporelles et spatiales, prendre en considération les fortes non-linéarités qui sont présentes dans ces systèmes, et identifier les sources de ces non-linéarités (BLÖSCHL et SIVAPALAN, 1995 ; 1997). Le développement de ces nouveaux modèles d'échelle représenterait une vision multidisciplinaire qui devrait intégrer notre compréhension fondamentale des processus physiques tels que les patrons de mesoéchelle des précipitations ou les précipitations localisées, avec les différents concepts statistiques tels que les modèles de cascades aléatoires ou multifractales utilisés pour la description les caractéristiques d'échelle spatiale des précipitations (SCHERTZER et LOVEJOY, 1997) ou les théories statistiques de turbulence (GUPTA et WAYMIRE, 1990).

Finalement, certains chercheurs ont démontré le potentiel d'une approche mulifractale pour le développement de courbes IDF (voir paragraphe 4). BENDJOUDI *et al.* (1997) ont établi que l'approche empirique souvent utilisée pour élaborer les courbes IDF peut être formalisée en caractérisant les propriétés multifractales d'invariance d'échelle des séries de données utilisées.

7 - DISCUSSION ET CONCLUSION

La revue des travaux d'analyse régionale des précipitations présentée dans cet article démontre qu'une portion importante des techniques existantes est basée sur différentes applications des L-moments. Que ce soit pour la détermination de régions homogènes, pour la validation de l'homogénéité d'une région ou encore pour la sélection d'une loi régionale ou l'ajustement des paramètres de cette loi, de nombreux auteurs ont basé leurs travaux sur ceux de HOSKING (1990). WANG (1997) a expliqué cet engouement pour les L-moments par le fait

que les autres méthodes sont peu adaptées à l'analyse régionale. La méthode des moments de probabilité pondérés et celle du maximum de vraisemblance sont mathématiquement plus complexes. De plus, cette dernière ne converge pas toujours vers une solution.

Étant donné leur popularité, il convient de bien délimiter les applications utiles et les limites de la technique, en rappelant les avantages et les inconvénients des L-moments (BERNIER, 1993, comm. pers.). Puisque ce sont des combinaisons linéaires des fonctions de valeurs de l'échantillon, les L-moments sont peu biaisés et ont une variance relativement faible. De plus, les estimateurs des L-moments sont peu sensibles aux valeurs extrêmes (horsains, ou valeurs singulières, « *outliers* » en anglais). BOBÉE et RASMUSSEN (1995) expliquent que, bien que cette faible sensibilité puisse sembler souhaitable, il se peut que ces estimateurs soient trop robustes. Si on accepte la prémisse que les valeurs des échantillons donnant de l'information sur la queue de la distribution sont légitimes, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas des horsains, il est alors préférable de choisir une méthode d'estimation qui soit suffisamment sensible pour refléter cette information.

Dans cette optique, WANG (1997) a proposé les LH-moments à titre de généralisation des L-moments. Les LH-moments d'ordre 1,2,3 et 4 sont calculés à partir de combinaisons linéaires des valeurs de l'espérance des 4 valeurs les plus élevées de l'échantillon. Ils sont donc peu influencés par les valeurs les plus faibles de l'échantillon. En revanche, WANG (1997) rappelle que l'emphase mise sur l'ajustement de la queue droite de la distribution (quantiles avec période de retour élevée) a pour effet d'augmenter la variabilité lorsque la taille de l'échantillon augmente. Les LH-moments n'ont pas encore été appliqués dans le cadre de l'analyse régionale des précipitations, quoique ALILA (1999) mentionne que cette application est souhaitable.

La revue bibliographique que nous avons présentée a aussi montré que, parmi les lois statistiques utilisées en analyse régionale des précipitations, la GEV demeure la plus populaire, surtout en Amérique du Nord. Cette prépondérance de la GEV ne devrait pas surprendre, selon KLEMEŠ (2000), qui explique dans son analyse critique des L-moments, que la définition et la structure de ces derniers conduisent artificiellement à sélectionner la GEV. La fréquente utilisation de cette loi dans les travaux d'analyse régionale des précipitations découle peut-être de l'application des L-moments. STEDINGER *et al.* (1993) ont pourtant mentionné que d'autres lois sont fréquemment utilisées dans l'analyse fréquentielle des précipitations, nommément la loi Gumbel, et la log-Pearson type 3. À ce chapitre, les travaux futurs traitant de la comparaison de différentes lois pourraient utiliser d'autres critères de sélection permettant ainsi de confirmer ou d'infirmer l'adéquation de la loi GEV pour l'analyse régionale des précipitations.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ALILA Y., 1999. A Hierarchical approach for the regionalization of precipitation annual maxima in Canada. *J. Geophys. Res.,* 104 (D24), 31645-31655.

ALILA Y., 2000. Regional rainfall depth-duration-frequency equations for Canada. *Water Resour. Res.,* 36 (7), 1767-1778.

ASHKAR F., EL-JABI N., OUARDA T.B.M.J., 1993. Étude des variations saisonnières des crues par le modèle de dépassement. *Rev. Sci. Eau,* 6, 131-152.

BEAUDOIN P., ROUSSELLE J., 1982. A Study of space variations of precipitation by factor analysis. *J. Hydrol.,* 59, 123-138.

BELL F.C., 1969. Generalized rainfall depth-duration-frequency relationships. *ASCE J. Hydraul. Div.,* 95 (1), 331-327.

BENDJOUDI H., HUBERT P., SHERTZER D., LOVEJOY S., 1997. Interprétation multifractale des courbes intensité-durée-fréquence des précipitations. *C.R. Acad. Sci., Sciences de la terre et des planètes,* Paris, 325, 323-326.

BERNIER J., 1993. Sur l'utilisation des L-moments en hydrologie statistique. *Comm. Pers.,* 14 p.

BLÖSCHL G., SIVAPALAN M., 1995. Scale issues in hydrological modelling – A review. *Hydrol. Proc.,* 9, 251-290.

BLÖSCHL G., SIVAPALAN M., 1997. Process controls on regional flood frequency: coefficient of variation and basin scale. *Water Resour. Res.*, 33 (12), 2967-2980.

BOBÉE B., RASMUSSEN P.F., 1995. Recent advances in flood frequency analysis. *U.S. Natl. Rep. Int. Union Geol. Geophys.,* Reviews of geophysics, suppl., 1111-1116.

BURLANDO P., ROSSO R., 1996. Scaling and multiscaling models of depth-duration-frequency curves for storm precipitation. *J. Hydrol.,* 187, 45-64.

CANNAROZZO M., D'ASARO F., FERRO V., 1995. Regional rainfall and flood frequency analysis for Sicily using the two component extreme value distribution. *J. Sci. Hydrol.,* 40 (1), 19-42.

CASTELLARIN A., BURN D.H., BRATH A., 2001. Assessing the effectiveness of hydrological similarity measures for flood frequency analysis. *J. Hydrol.,* 241, 270-285.

CATHCART J., 2001. *The effects of scale and storm severity on the linearity of watershed response revealed through the regional L-moment analysis of peak flows,* Ph.D. thesis. Institute of Resources and Environment Resource Management and Environmental Studies, university of British Columbia, Vancouver, BC.

CHEN C.L., 1983. Rainfall intensity-duration-frequency formulas. *J. Hydraul. Eng.,* 109 (12), 1603-1621.

CONG S., YUANZHANG L., VOGEL J., SCHAAKE J.C., 1993. Identification of the underlying distribution form of precipitation by using regional data. *Water Resour. Res.,* 29 (4), 1103-1111.

COWPERTWAIT P.S.P., CONNELL P.E., METCALFE A.V., MAWDSLEY J.A., 1996. Stochastic point process modelling of rainfall II. Regionalization and disaggregation. *J. Hydrol.,* 175, 47-65.

CUNNANE C., 1973. A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. *J. Hydrol.,* 18, 257-271.

CUNNANE C., 1988. Methods and merits of regional flood frequency analysis. *J. of Hydrol.,* 100, 269-290.

DARLYMPLE T., 1960. Flood frequency methods. *U.S. Geol. Surv. Water Supply Pap.,* 1543A, 11-51.

DAWDY D.R., GUPTA V.K., 1995. Multiscaling and skew separation in regional floods. *Water Resour. Res.,* 31 (11), 2761-2767.

DEGAETANO A., 1998. Smirnov test-based clustering algorithm with application to extreme precipitations data. *Water Resour. Res.,* 34 (2), 169-176.

FILL H.D., STEDINGER J.R., 1995. Homogeneity tests based upon gumbel distribution and critical apparisal of dalrymple's test. *J. Hydrol.,* 166 (1/2), 81-105.

FOWLER H.J., KILSBY C.G., O'CONNEL P.E., 2000. A stochastic rainfall model for the assessment of regional water resource systems under changed climatic conditions. *Hydrol. Earth System Sci.*, 4 (2), 261-280.

GABRIELLE S., ARNELL N., 1991. A hierarchical approach to regional flood frequency analysis. *Wat. Resour. Res.*, 27 (6), 1281-1289.

GOODRICH D.C., LANE L.J. SHILLITO R.M. MILLER S.N., SYED K.H., WOOLHISER D.A., 1997. Linearity of basin response as a function of scale in a semiarid watershed. *Water Resour. Res.*, 33 (12), 2951-2965.

GREENWOOD J.A, LANDWEHR J.M., MATALAS N.C., WALLIS J.R., 1979. Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resour. Res.*, 15, 1049-1054.

GREHYS, 1996. Presentation and review of some methods for regional flood frequency analysis. *J. Hydrol.*, 186, 63-84.

GUENNI L., OJEDA F., KEY M.C., 1998. Periodic model selection for rainfall using conditional maximum likelihood. *Environmetrics*, 9, 407-417.

GUPTA V.K., WAYMIRE E., 1990. Multiscaling property of rainfall and river flow distributions. *J. Geophys. Res.*, 95 (D3), 1999-2009.

GUPTA V.K., WAYMIRE E., 1993. A statistical analysis of mesoscale rainfall as a random cascade. *J. Applied Met.*, 32, 251-267.

GUPTA V.K., CASTRO S.L., OVER T.M., 1996. On scaling exponents of spatial peak flows from rainfall and river network geometry. *J. Hydrol.*, 187, 81-104.

GUPTA V.K., WAYMIRE E., 1998. Scale invariance and regionalization of floods. *In:* SPOSITO G. (éd.), *Scale dependence and Scale invariance in hydrology*, Cambridge University Press, 438 p.

HARE F.K., THOMAS M.K., 1979. *Climate Canada*. 2e éd. John Wiley, New York, 230 p.

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.

HOSKING J.R.M., 1986. The theory of probability weighted moments. Res. Rep. RC12210, IBM Res. Yorktown Heights, New York 160 p.

HOSKING J.R.M., 1990. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of ordered statistics. *J. R. Statist. Soc.*, B52 (1), 105-124.

HOSKING J.R.M., WALLIS J.R., 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resour. Res.*, 29 (2), 271-281.

LANG M., OUARDA T.B.M.J., BOBÉE B., 1999. Towards operational guidelines for over-threshold modeling. *J. Hydrol.*, 225, 103-117.

LU L.H., STEDINGER J.H., 1992. Sampling variance of normalized GEV/PWM quantile estimators and a regional homogeneity test. *J. Hydrol.*, 138 (1/2), 223-245.

KIEFFER-WEISSE A., 1998. *Étude des précipitations exceptionnelles de pas de temps court en relief accidenté (Alpes françaises). Méthode de cartographie des précipitations extrêmes.* Thèse de doctorat de l'Institut national popytechnique de Grenoble, 314 p., 7 annexes.

KLEMEŠ V., 2000. Tall tales about tails of hydrological distributions. II. *J. Hydrolog. Eng.*, 5 (3), 232-239.

LANGBEIN W.B., 1949. Annual floods and the partial duration flood series. *Tran. Am. Geophys. U.*, 30 (6), 879-881.

MADSEN H., ROSBJERG D., HARREMOES P., 1994. PDS-modelling and regional bayesian estimation of extreme rainfalls. *Nordic Hydrology*, 25, 279-300.

MENABDE R., SIVAPALAN M., 2000. Linking space-time variability of rainfall and runoff fields: a dynamic approach. *Adv. Water Resour.* (in press).

MORIN G., FORTIN J.-P., SOCHANSKA W., LARDEAU J.-P., CHARBONNEAU R., 1979. Use of principal component analysis to identify homogeneous precipitation stations for optimal interpolation. *Water Resour. Res.*, 15 (6), 1841-1850.

NAGHAVI B., YU F.X., 1995. Regional frequency analysis of extreme precipitation in Louisiana. *ASCE J. Hydraul. Eng.*, 121 (11), 818-827.

NEPPEL L., DESBORDES M., MASSON J.-M., 1998. Caractérisation de l'aléa clima-

tique pluvieux en régions méditerranéenne. *Rev. Sci. Eau,* 11 (2), 155-174.

NGUYEN V.T.V., PANDEY G.R., 1996. A scaling approach to regional estimation of floods. *Proc. Int. Conf. Wat. Resour. Env. Res.,* octobre 29-31, 301-308.

NGUYEN V.T.V., NGUYEN T.D., ASHKAR F., 2002. Regional frequency analysis of extreme rainfalls. *Wat. Sci. Technol.,* 45 (2), 75-81.

OUARDA T.B.M.J., GIRARD C., CAVADIAS G.S., BOBÉE B., 2001. Regional flood frequency analysis with canonical correlation analysis. *J. Hydrol.,* 254 (1-4), 157-173.

OUARDA T.B.M.J., LANG M., BOBÉE B., BERNIER J., BOIS P., 1999. Synthèse de modèles régionaux d'estimation de crue utilisés en France et au Québec. *Rev. Sci. Eau,* 12 (1), 155-182.

OUARDA T.B.M.J., BOBÉE B., RASMUSSEN P.F., BERNIER J., 1997. Comment on: Multiscaling and skew separation in regional floods. *Water Resour. Res.,* 33 (1), 271-272.

OLSSON J., 1998. Evaluation of a scaling cascade model for temporal rainfall disagragation. *Hydrol. Earth Sys. Sci.,* 2 (1), 19-30.

OLSSON J., NIEMCZNOWICZ J., BERNDTSSON R., LARSON M., 1992. An analysis of the rainfall time structure by box counting-some practical implications. *J. Hydrol.,* 137, 261-277.

PELLETIER E., MOSTAJIR B., ROY S., GOSSELIN M., GRATTON Y, CHANUT J.P., BELZILE C., DEMERS S., THIBAULT D., 1999. Crue éclaire de juillet 1996 dans la région du Saguenay (Québec). 1. Impacts sur la colonne d'eau de la baie des Ha ! Ha ! et du fjord du Saguenay. *J. Can. Sci. Halieut. Aquat.,* 56 (11), 2120-2135.

PILON P.J., ADAMOWSKI K., ALILA Y., 1991. Regional analysis of annual maxima precipitation using L-moments, *Atmos. Res. J.,* 27, 81-92.

RASMUSSEN P.F., ROSBJERG D., 1991. Application of bayesian principles in regional flood frequency estimation. *In:* TSAKIRIS G. (éd.), *Advances in Water Reources Technology*, Balkema, 65-75.

REED D.W., FAULKNER D.S., STEWART E.J., 1999. The FORGEX method of rainfall growth estimation II: Description. *Hydrology and Earth System Sciences,* 3, 197-203.

ROSBJERG D., MADSEN H., 1995. The role of regional information in estimation of extreme point rainfall. *Atmospheric Research,* 42 (1-4), 113-122.

ROSSI F., FLORENTINO M., VERSACE P., 1984. Two-component extreme value distribution for flood frequency analysis. *Wat. Resour. Res.,* 20 (7), 847-856.

SCHAEFFER M.G., 1990. Regional analysis of precipitation annual maxima in Washington state. *Wat Resour. Res.,* 26 (1), 119-131.

SCHERTZER D., LOVEJOY S., 1987. Physical modeling and analysis of rain and clouds by anisotropic scaling multiplicative processes. *J. Geophys. Res.* 92 (D8), 9693-9714.

SIEW-YAN-YU T.O., ROUSSELLE J., JACQUES G., NGUYEN, V.T.V., 1998. Régionalisation du régime des précipitations dans la région des Bois-francs et de l'Estrie par l'analyse en composantes principales. *J. Can. Génie Civ.,* 25 (6), 1050-1058.

SMITH J.A., 1989. Regional flood frequency analysis using extreme order statistics of the annual peak record. *Wat. Resour. Res.,* 25 (2), 311- 317. *Manuscr. Interstate Comm.* Potomac River basin, Rockville, Md. 17 p.

STEDINGER J.R, VOGEL R.M., FOUFOULA-GEORGIOU E., 1993. Frequency analysis of extreme events. Pages 18.1-18.66. *In:* MAIDMENT D.R. (éd.), *Handbook of Hydrology.* McGraw-Hill inc.

SVENSSON C., OLSSON J., BERNDTSSON R., 1996. Multifractal properties of daily rainfall in two different climates. *Wat. Resour. Res.,* 32 (8), 2463-2472.

SVEINSSON O.G.B., SALAS J., DUANE C.B., 2000. Regional frequency analysis of extreme precipitation in northeastern Colorado and the fort collins flood of 1997.

VALEO C., TANG D.U.H., 2001. Developing a regional correlation function for rainfall near Hamilton, Ontario. *Can. Water Resour. J.,* 26 (1), 1-16.

VERSIANI B.R., DE ANDRABE PINTO E.J., BOIS P., 1999. Analyse des pluies extrêmes annuelles sur la région de Minas Gerais (Brésil) : modèle de régio-

nalisation TCEV. Pages 201-207. *In:* GOTTSCHALK L., OLIVRY J.C., REED D., ROSBJERG D. (éd.), *Hydrological Extremes: Understanding, Predicting, Mitigating.* Publication de l'AISH no. 255.

WANG Q.J., 1997. LH moments for statistical analysis of extreme events. *Water Resour. Res.*, 33 (12), 2841-2848.

WEISSE A.K., BOIS P., 2001. Topographic effects on statistical characteristics of heavy rainfall and mapping in the french Alps. *J. of Applied Met.,* 40 (4), 720-740.

WOODS R. A., SIVAPALAN M., 1999. A synthesis of space-time variability of storm response: Rainfall, runoff generation and routing. *Water Resour. Res.,* 35 (8), 2469-2486.

WOTLING G., BOUVIER C., DANLOUX J., FRITSCH J.-M., 2000. Regionalization of extreme precipitation distribution using the principal components of the topographical environment. *J. Hydrol.*, 233, 86-101.

Annexe A

Brève description des L-moments

Les méthodes d'ajustement des lois statistiques basées sur les moments traditionnels peuvent poser certains problèmes au niveau de l'interprétation de l'information détenue par les moments d'ordre élevés (ordre 3 et plus). Pour cette raison, et surtout lorsque l'échantillon est de petite taille, les paramètres ajustés par la méthode des moments peuvent être très différents des véritables paramètres de la distribution d'où provient l'échantillon.

Afin d'éviter ce problème, HOSKING (1986) a proposé l'utilisation des L-moments, qui sont analogues aux moments traditionnels mais qui peuvent être estimés à partir de combinaisons linéaires des données ordonnées. Parmi les avantages des L-moments, on note qu'ils existent si et seulement si $E[X] < \infty$ et la distribution est bien caractérisée par ses L-moments. Ce n'est pas le cas pour les moments ordinaires.

Soit une variable aléatoire X et une fonction de distribution cumulative $F(x)$. Les moments de probabilité pondérés sont définis par :

$$\beta_r = E\left\{X\left[F(x)\right]^r\right\} \tag{A1}$$

où :

$$E\left\{X\left[F(x)\right]^r\right\} = \frac{r!}{(j-1)!(r-j)!}\int x\left\{F(x)\right\}^{j-1}\left\{1-F(x)\right\}^{r-j} dF(x) \tag{A2}$$

où j représente l'itération, une fois l'échantillon ordonné.

On peut alors définir les L-moments comme étant :

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^{r} p'_{r,k}\beta_k \tag{A3}$$

où :

$$p'_{r,k} = (-1)^{r-k}\binom{r}{k}\binom{r+k}{k} \tag{A4}$$

Les équations A_2 et A_3 montrent que les L-moments sont des combinaisons linéaires des statistiques d'espérance mathématique $E\{X[F(x)]^r\}$. On peut ainsi définir les moments suivants (HOSKING, 1990) :

$$\lambda_1 = E(x) = \int_0^1 x(F)dF \tag{A5}$$

$$\lambda_2 = \int_0^1 x(F)(2F-1)dF \tag{A6}$$

$$\lambda_3 = \int_0^1 x(F)(6F^2 - 6F + 1)\,dF \tag{A7}$$

$$\lambda_4 = \int_0^1 x(F)(20F^3 - 30F^2 + 12F - 1)\,dF \tag{A8}$$

On constate entre autres que λ_1 correspond à la moyenne de la distribution et que λ_2 est un paramètre d'échelle (HOSKING et WALLIS, 1993).

Il est toujours intéressant de standardiser les moments d'ordre supérieurs pour qu'ils soient indépendants de l'unité de mesure de X. Comme dans le cas des moments traditionnels, il est ainsi possible de définir certains rapports de L-moments τ_r :

$$\tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \tag{A9}$$

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2} \tag{A10}$$

pour r = 3,4,5... et où τ est le L-C_v (équivalent au coefficient de variation conventionnel), τ_3 est le L-C_s (équivalent au coefficient d'asymétrie conventionnel), et τ_4 est le L-C_k (équivalent au coefficient d'aplatissement conventionnel).

On peut estimer les L-moments à partir des échantillons au site. On a donc, pour un échantillon ordonné $x_1, x_2, x_3..., x_n$, où $x_{1:n} < x_{2:n}... < x_{n:n}$, les estimations l_1, l_2, l_3, l_4 des L-moments $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$, (HOSKING, 1990) :

$$l_1 = n^{-1}\sum_i x_i \tag{A11}$$

$$l_2 = \frac{1}{2}\binom{n}{2}^{-1} \sum\sum_{i>j} (x_{i:n} - x_{j:n}) \tag{A12}$$

$$l_3 = \frac{1}{3}\binom{n}{3}^{-1} \sum\sum_{i>j>k} (x_{i:n} - 2x_{j:n} + x_{k:n}) \tag{A13}$$

$$l_4 = \frac{1}{4}\binom{n}{4}^{-1} \sum\sum_{i>j>k>l} (x_{i:n} - 3x_{j:n} + 3x_{k:n} - x_{l:n}) \tag{A14}$$

On peut utiliser les estimations des L-moments et des rapports afin de décrire les caractéristiques de la distribution de l'échantillon. De plus, les L-moments ont été utilisés en analyse régionale pour sélectionner une loi, de même que pour déterminer les stations appartenant à une même région homogène.