

**MODÉLISATION RÉGIONALE DE TYPE  
DÉBIT-DURÉE-FRÉQUENCE (QdF)  
DES ÉVÈNEMENTS DE CRUES PRINTANIÈRES  
DANS UN CADRE NON STATIONNAIRE**

*Rapport de recherche N° R-858*

*Juin 2006*

**MODÉLISATION RÉGIONALE DE TYPE DÉBIT-DURÉE-  
FRÉQUENCE (QdF) DES ÉVÈNEMENTS DE CRUES  
PRINTANIÈRES DANS UN CADRE NON STATIONNAIRE**

**Préparé à l'intention de :**

Ouranos  
550 Sherbrooke Ouest, 19e étage  
Montréal (Québec) H3A 1B9  
Canada

**Par :**

Véronique Jourdain  
Taha B.M.J. Ouarda

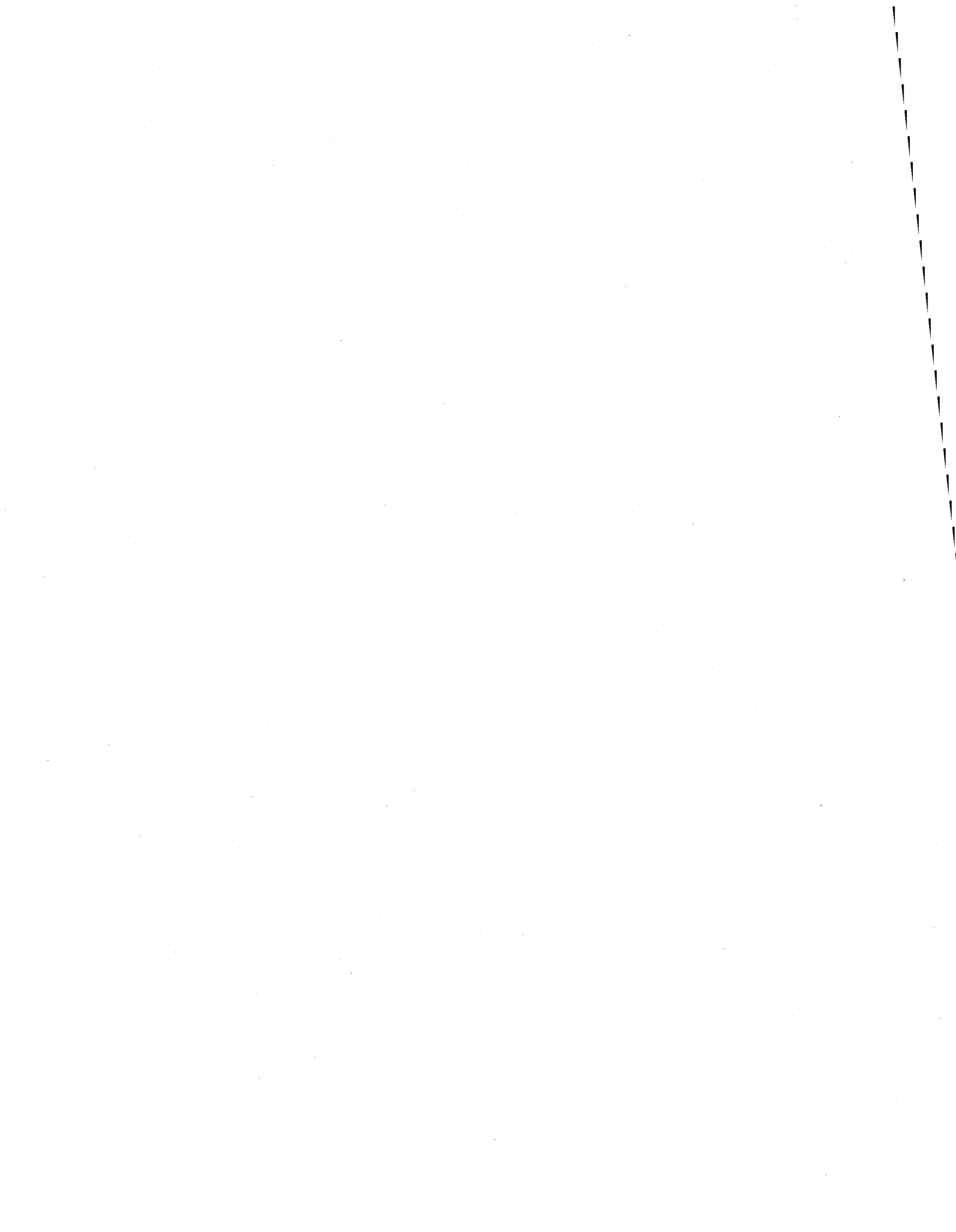
Institut National de la Recherche Scientifique, INRS-ETE  
Québec (Québec), Canada  
G1K 9A9

**Rapport de recherche N° R-858**

Juin 2006

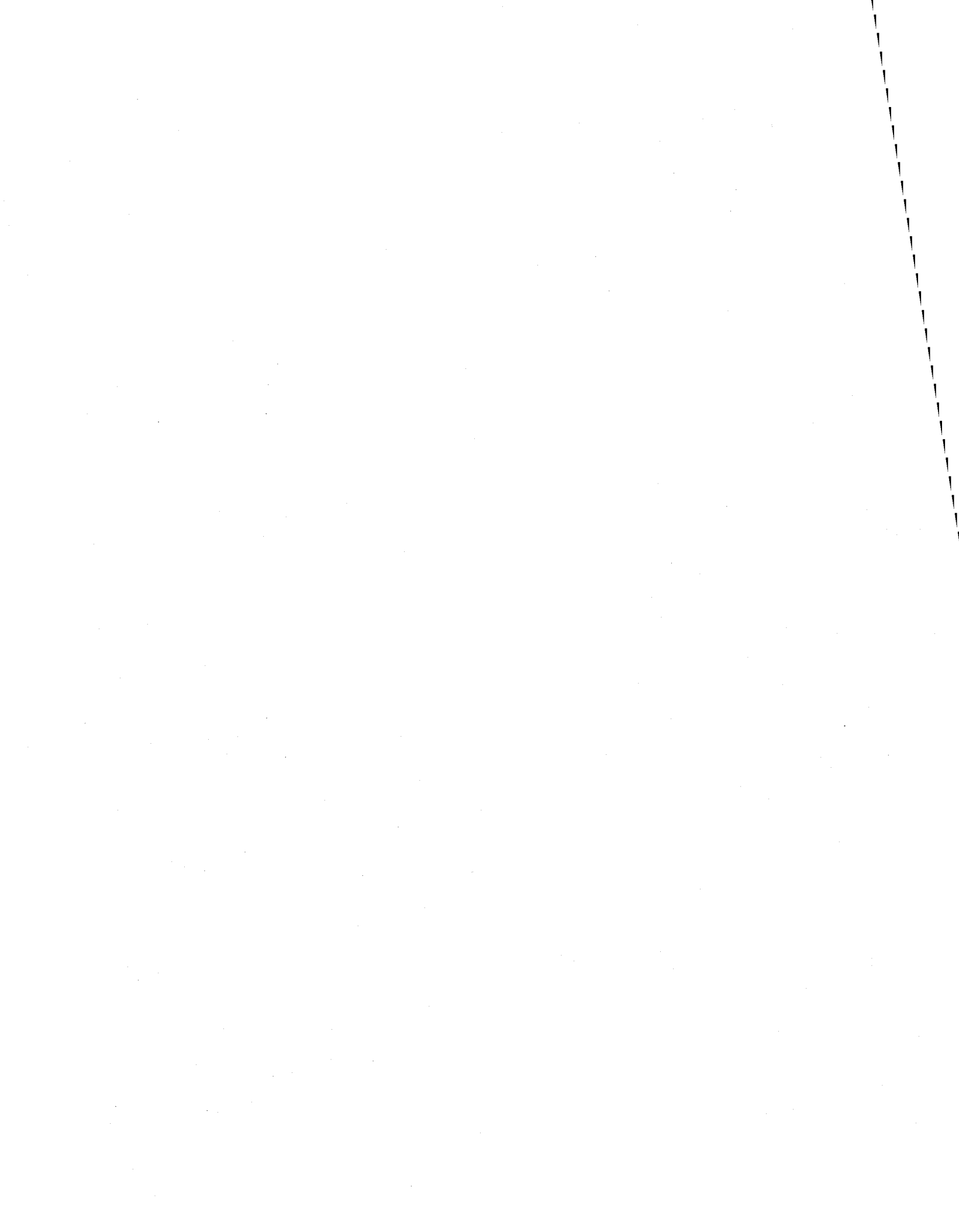
## TABLE DES MATIÈRES

|       |   |    |
|-------|---|----|
| 1     | Introduction.....   | 1  |
| 1.1   | Les modèles débit-durée-fréquence .....   | 2  |
| 1.2   | La non-stationnarité .....  | 3  |
| 1.3   | Objectifs.....  | 4  |
| 2     | Approche méthodologique.....  | 7  |
| 2.1   | Analyse fréquentielle locale.....   | 7  |
| 2.1.1 | Cas stationnaire.....   | 7  |
| 2.1.2 | Cas non stationnaire.....   | 8  |
| 2.2   | Analyse canonique des corrélations.....   | 9  |
| 2.3   | Estimation régionale débit-durée-fréquence (QdF) .....  | 12 |
| 2.3.1 | Cas stationnaire.....   | 12 |
| 2.3.2 | Cas non stationnaire.....   | 13 |
| 2.4   | Méthodologie adoptée pour l'étude .....   | 15 |
| 3     | Application.....  | 19 |
| 3.1   | Construction de la base de données hydrométriques .....   | 19 |
| 3.1.1 | Extraction des crues maximales printanières.....  | 20 |
| 3.1.2 | Sélection des stations hydrométriques.....  | 22 |
| 3.2   | Analyse fréquentielle locale.....   | 23 |
| 3.2.1 | Cas stationnaire.....   | 23 |
| 3.2.2 | Cas non stationnaire.....   | 25 |
| 3.3   | Régionalisation .....   | 26 |
| 3.3.1 | Variables physiographiques et météorologiques .....   | 27 |
| 3.3.2 | Détermination des régions homogènes .....   | 32 |
| 3.3.3 | Estimations régionales des variables hydrologiques.....   | 33 |
| 4     | Analyse comparative.....  | 35 |
| 4.1   | Apport de l'Analyse canonique des corrélations .....  | 35 |
| 4.2   | Apport des modèles non stationnaires en présence de non-stationnarité.....                                      | 37 |
| 5     | Conclusions.....  | 41 |
| 6     | Références.....   | 43 |
| 7     | Annexes.....  | 47 |
|       | Annexe 1 : Caractéristiques physiographiques et météorologiques pour chacun des bassins versants.....           | 47 |
|       | Annexe 2 : Vérification de l'hypothèse de normalité pour les variables physiographiques et météorologiques..... | 49 |



## LISTE DES TABLEAUX

|               |   |    |
|---------------|---|----|
| Tableau 3-1 : | Distributions considérées.....  | 24 |
| Tableau 3-2 : | Variables météorologiques disponibles .....   | 28 |
| Tableau 3-3 : | Variables physiographiques disponibles.....   | 28 |
| Tableau 3-4 : | Statistiques descriptives des variables physiographiques et météorologiques.....  | 29 |
| Tableau 3-5 : | Corrélation entre les variables physiographiques et météorologiques....   | 30 |
| Tableau 3-6 : | Corrélation entre les quantiles non stationnaires de période de retour 5 et 100 ans au temps $t = 2003$ et les variables physiographiques et météorologiques..... | 31 |
| Tableau 3-7 : | Erreur moyenne en % (médiane) pour l'estimation des quantiles non stationnaires de durée 7 jours et de période de retour 5 ans au temps $t = 2003$ .....          | 33 |
| Tableau 3-8 : | Erreur moyenne en % (médiane) pour l'estimation du quantiles non stationnaires de durée 7 jours et de période de retour 100 ans au temps $t = 2003$ .....         | 34 |



## LISTE DES FIGURES

|              |   |    |
|--------------|---|----|
| Figure 2-1 : | Méthodologie adoptée.....   | 17 |
| Figure 3-1 : | Exemple de calcul des séries associées à différentes durées selon la technique de la moyenne mobile et extraction des maximums.....   | 21 |
| Figure 3-2 : | Localisation géographique des 29 stations retenues .....  | 22 |
| Figure 3-3 : | Série chronologique des crues maximales printanières pour la station 02HJ001 (Jackson Creek, Peterborough, Ontario, Canada) .....   | 23 |
| Figure 3-4 : | Distribution des lois sélectionnées pour l'ensemble des 29 stations .....   | 25 |
| Figure 4-1 : | BR des estimations pour toutes+QdF_S et pour ACC+QdF_S, pour le quantile de période de retour 5 ans et de durée 7 jours au temps $t = 2003$ .....   | 36 |
| Figure 4-2 : | BR des estimations pour toutes+QdF_S et pour ACC+QdF_S, pour le quantile de période de retour 100 ans et de durée 7 jours au temps $t = 2003$ .....   | 37 |
| Figure 4-3 : | Estimations locales non stationnaires ( $Q_L^{d=7}(T=5,t)$ ), Régionales stationnaires ( $Q_R(d=7,T=5)$ ) et non stationnaires ( $Q_R(d=7,T=5,t)$ ) du quantile de période de retour $T=5$ ans et de durée $d=7$ jours pour la station 02HJ001 (Jackson Creek, Peterborough, Ontario, Canada) .....       | 38 |
| Figure 4-4 : | Estimation locale non stationnaires ( $Q_L^{d=7}(T=100,t)$ ), Régionales stationnaires ( $Q_R(d=7,T=100)$ ) et non stationnaires ( $Q_R(d=7,T=100,t)$ ) du quantile de période de retour $T=100$ ans et de durée $d=7$ jours pour la station 02HJ001 (Jackson Creek, Peterborough, Ontario, Canada) ..... | 38 |
| Figure 7-1 : | Visualisation de la variable LONG sur papier normal.....  | 49 |
| Figure 7-2 : | Visualisation de la variable BV sur papier normal .....   | 49 |
| Figure 7-3 : | Visualisation de la variable $\log(BV)$ sur papier normal .....   | 50 |
| Figure 7-4 : | Visualisation de la variable PTMP sur papier normal .....   | 50 |

# 1 INTRODUCTION

---

La prévention du risque d'inondation et l'élaboration de différents ouvrages sur les cours d'eau, tels que les barrages et les ponts, nécessitent la connaissance du régime hydrologique du cours d'eau. Pour ce faire, plusieurs méthodes d'estimation des débits de crue sont disponibles et permettent de caractériser les crues par leur débit de pointe maximal ou leur débit journalier maximal. Elles se basent donc uniquement sur la pointe du débit instantané et permettent, si les données hydrologiques sont disponibles sur un nombre d'années suffisant, d'estimer les quantiles de débit en fonction de la probabilité de récurrence.

Pour les sites jaugés, il est possible, par le biais de ces méthodes, d'obtenir des estimations locales des quantiles. En effet, l'analyse fréquentielle locale permet de relier l'amplitude des événements extrêmes à leur fréquence d'occurrence par l'ajustement de distributions statistiques. À un site non jaugé ou comportant trop peu de données pour obtenir une estimation locale, les méthodes de régionalisation peuvent être utilisées. Ces méthodes permettent d'obtenir une estimation régionale à un site non jaugé donné en ajoutant à l'information locale inexistante ou limitée une information spatiale provenant des bassins ayant un régime hydrologique connu et semblable à celui du site étudié. La régionalisation permet donc d'obtenir des estimations des quantiles d'événements hydrologiques extrêmes de plus grande qualité, car elles se basent sur plusieurs séries de données (Lettenmaier et Potter, 1985; Lettenmaier et al., 1987; Hosking et Wallis, 1988; Potter et Lettenmaier, 1990). La régionalisation des débits extrêmes comporte deux étapes importantes (Hosking et Wallis, 1997; Durrans et Tomic, 1996) :

1. Définition et détermination des régions hydrologiquement homogènes : regroupement des stations ayant un comportement hydrologique similaire.
2. Estimation régionale : transfert, à l'intérieur d'une même région, de l'information des sites jaugés à un site non jaugé ou partiellement jaugé.



Différentes méthodes telle que la classification ascendante hiérarchique ou l'analyse canonique des corrélations (Muirhead, 1982; Ouarda et al., 2001) peuvent être utilisées pour déterminer les régions homogènes. Par ailleurs, les estimations régionales peuvent ensuite être obtenues par régression multiple ou par des approches d'estimation régionale faisant appel à la méthode de l'indice de crue (Dalrymple, 1960).

### **1.1 Les modèles débit-durée-fréquence**

Pour plusieurs applications dans le domaine de l'hydrologie, il est nécessaire de tenir compte de la variabilité temporelle des débits, c'est-à-dire du volume total d'eau apporté par tout l'événement extrême et de la durée de l'évènement. En effet, ces informations sont particulièrement utiles en ce qui concerne l'aménagement des cours d'eau. De plus, la gestion des réservoirs, la caractérisation de l'écoulement d'un bassin versant, l'évaluation de la demande en eau et des risques et dégâts sont des éléments qui dépendent évidemment de la durée de la crue aussi bien que de son importance en terme de débit. Malheureusement, les méthodes utilisées en pratique ignorent souvent ces caractéristiques des crues que sont la forme et le volume. Pour traiter de l'ensemble du problème, c'est-à-dire faire la description statistique de la variabilité au cours du temps du débit d'une rivière, certaines méthodes ont été développées. Parmi ces méthodes, on retrouve tout d'abord l'analyse « pointe-volume » proposée par Ashkar (1980). De plus, Cunnane (1989) a proposé une méthode permettant de tenir compte de la durée en étudiant des volumes de crue associés à des débits dépassant un certain niveau  $Q_0$ .

Par ailleurs, la modélisation débit-durée-fréquence (dite QdF) a aussi été développée pour inclure la variabilité temporelle des débits lors de l'analyse des événements hydrologiques extrêmes. L'analyse QdF s'inspire de l'analyse intensité-durée-fréquence (dite IdF) pour les pluies (Grisollet, 1962) couramment utilisée dans le domaine de la climatologie. La modélisation QdF permet donc de représenter les quantiles de crues par une fonction continue de la durée et de la probabilité de récurrence.

Bien que quelques études soient consacrées aux modèles QdF, cette approche reste tout de même peu utilisée. Les modèles QdF ont commencé à être développés dans les années

1990 en France (Galéa & Prudhomme, 1994; Galéa & Prudhomme, 1997). La modélisation des crues par les modèles QdF a entre autres été appliquée à la régionalisation des crues d'un bassin versant de la France (Galéa & Sourisseau, 1997). Par ailleurs, un modèle QdF convergent et continu a été proposé par Javelle et al. (1999). Ce modèle repose sur la propriété d'invariance d'échelle des distributions de crues. Appliqué par Meunier (2001) en Martinique, ce modèle a aussi été combiné à la méthode de l'indice de crue (Dalrymple, 1960) par Javelle et al. (2002). Javelle et al. (2003) apportent quelques améliorations à la procédure d'estimation et appliquent cette version corrigée du modèle aux crues printanières aux provinces du Québec et de l'Ontario, au Canada. Par ailleurs, la modélisation QdF a permis d'étudier 1200 sites non jaugés en Himalaya (Singh et al., 2001) ainsi que des régions du Burkina Faso (Mar et al., 2002) et de la Roumanie (Mic et al., 2002).

## **1.2 La non-stationnarité**

Pour définir la probabilité d'apparition future d'un événement à partir des événements passés, il est nécessaire d'ajuster une distribution statistique à la série d'observations passées. Cependant, cet ajustement ne peut se faire sans que certaines hypothèses soient vérifiées, telles que l'absence d'autocorrélation dans les observations, l'homogénéité et la stationnarité. Ce dernier critère, la stationnarité, est vérifié si les caractéristiques statistiques de la série (moyenne, variance,...) sont invariantes dans le temps. Les méthodes QdF discutées précédemment s'appliquent uniquement dans un cas stationnaire. Cependant, il semble que cette hypothèse de stationnarité soit de plus en plus rejetée en ce qui concerne les séries hydrologiques. En effet, un certain nombre d'études récentes démontrent que des tendances sont de plus en plus détectées dans ces séries. Par exemple, Lins et al. (1999) ont noté la présence de tendances positives pour certaines séries hydrologiques aux États-unis. Zhang et al. (2001) ont, pour leur part, calculé les tendances sur les 30 à 50 dernières années pour un certain nombre de sites. Ils ont noté que le débit moyen annuel a généralement diminué sur les périodes étudiées et qu'une diminution significative a été détectée au sud du territoire canadien. McCabe et al. (2002) ont étudié 400 sites situés sur le territoire des États-unis à l'aide de données hydrologiques enregistrées de 1941 à 1999. Ils concluent à une augmentation notable des

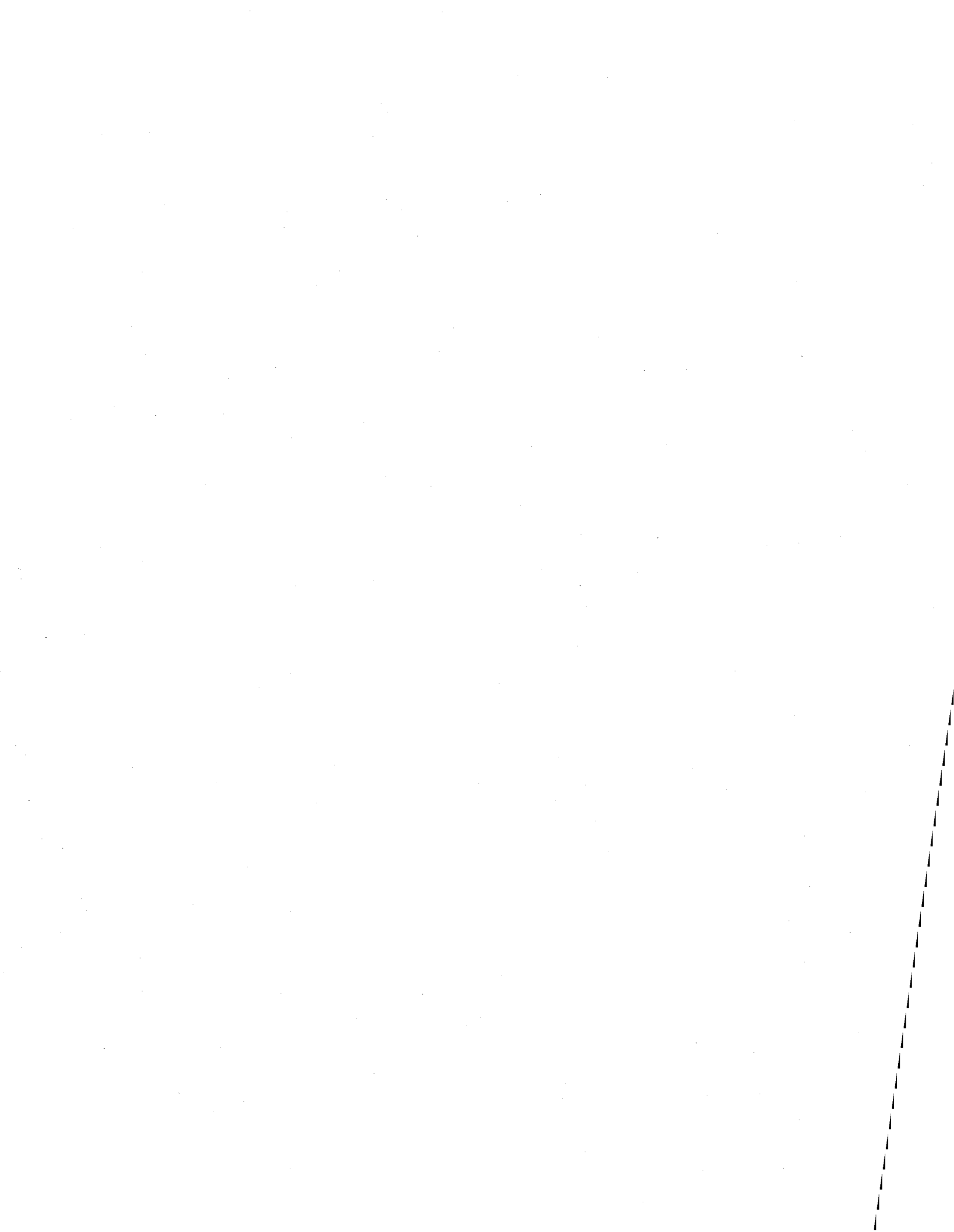
débits minimums annuels et des débits médians journaliers autour de 1970. Par ailleurs, Douglas et al. (2000) ont évalué les tendances en utilisant un test régional de Kendall de détection des tendances à deux échelles spatiales et sur deux périodes de temps. Une tendance positive significative a été observée dans les séries de débits minimums.

Le développement de méthodes d'estimation des quantiles de débits extrêmes dans un cadre non stationnaire répond donc à un besoin qui semble de plus en plus important. Cependant, seulement quelques études portent sur le sujet. En ce qui concerne l'estimation locale, Strupczewski et al. (2001) ont développé une procédure d'analyse fréquentielle non stationnaire. El Adlouni et al. (2005) proposent d'utiliser la distribution GEV (Generalized Extreme Value) dans un cadre non stationnaire, c'est-à-dire dans le cas où les paramètres de la distribution, plus particulièrement le paramètre de position, dépendent du temps ou d'autres covariables. Cunderlik et Burn (2003) ont présenté une approche non stationnaire de deuxième ordre pour l'analyse fréquentielle pondérée des crues. Par contre, les méthodes d'estimation régionales développées dans un cadre non stationnaire sont plutôt rares. L'étude du comportement de ces modèles dans un cadre non stationnaire a tout d'abord été faite par Galéa et Prudhomme (1997). Par ailleurs, inspirés des travaux de Javelle et al. (1999, 2002, 2003), Cunderlik et Ouarda (2006) ont exploré les modèles QdF non stationnaires de façon locale et régionale dans le but de représenter les quantiles de crues en fonction du temps, de la durée ainsi que de la période de retour.

### **1.3 Objectifs**

La présence de non-stationnarité dans les séries hydrologiques étant un élément dont il semble de plus en plus important de tenir compte, l'objectif général de cette étude vise le développement d'un modèle non stationnaire permettant l'estimation des quantiles de crues. Par ailleurs, vu l'importance de variables telles que la durée et le volume de la crue pour décrire le régime hydrologique d'un cours d'eau, ce projet de recherche concerne plus particulièrement la modélisation débit-durée-fréquence (QdF). Finalement, regroupant ces deux éléments (modélisation QdF et non-stationnarité), ce projet vise l'amélioration d'un modèle QdF régional et non stationnaire existant. Ce modèle est celui

proposé par Cunderlik et Ouarda (2006). Puisque ce modèle a été appliqué seulement à un ensemble de 8 stations pouvant être considéré comme une région homogène, l'objectif principal de cette étude est d'améliorer cette approche en la combinant avec une méthode de détermination des régions homogènes soit l'analyse canonique des corrélations (notée ACC). Cette méthode est basée sur des régions de type voisinage hydrologique, c'est-à-dire qu'elle permet la définition d'un ensemble de sites jaugés hydrologiquement semblables au site cible non jaugé. L'ACC a déjà fait ses preuves dans le cas stationnaire (Ouarda et al., 2001), mais n'a jamais été combinée auparavant à une méthode d'estimation QdF régionale adaptée au cas non stationnaire. Ce projet vise aussi l'application de l'approche développée à un ensemble de stations hydrométriques présentant une non-stationnarité sur un horizon donné dans le but d'estimer des quantiles de crues printanières. Par ailleurs, la performance d'un modèle QdF non stationnaire par rapport à celle d'un modèle QdF stationnaire en présence de non-stationnarité sera évaluée par une analyse comparative du modèle QdF régional stationnaire (Javelle et al., 2002) et de l'approche QdF régionale non stationnaire développée. Cette comparaison permettra d'évaluer l'erreur faite par l'utilisation de modèles stationnaires en présence de non-stationnarité.



## 2 APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE

---

Cette section a pour objet la description des différentes approches considérées dans cette étude pour l'estimation des quantiles de crues. En ce qui concerne les estimations locales, la méthode de l'analyse fréquentielle locale applicable dans un cadre stationnaire ainsi que dans un cadre non stationnaire (El Adlouni et al., 2005) est présentée. De plus, la méthode de l'analyse canonique des corrélations permettant la détermination des régions homogènes est décrite. Ensuite, les approches d'estimation régionale QdF stationnaire (Javelle et al., 2002) et non stationnaire (Cunderlik et Ouarda, 2006) sont aussi décrites de façon détaillée. Finalement, la méthodologie adoptée pour l'étude est présentée.

### 2.1 Analyse fréquentielle locale

#### 2.1.1 Cas stationnaire

L'analyse fréquentielle est une méthode statistique de prédiction consistant à étudier les événements passés afin d'en définir la probabilité d'apparition future. Cette prédiction repose sur un modèle fréquentiel permettant de décrire le comportement statistique d'un processus hydrologique. Ces modèles décrivent la probabilité d'apparition d'un événement de valeur donnée. L'analyse fréquentielle effectuée à un site donné sur une série chronologique de débits extrêmes permet donc d'obtenir l'estimation des quantiles de crues en fonction de la période de retour.

L'analyse fréquentielle locale repose sur les deux hypothèses suivantes :

- Indépendance des observations : l'occurrence d'une observation n'est pas affectée par les observations précédentes.
- Observations identiquement distribuées : toutes les observations sont homogènes et stationnaires, c'est-à-dire qu'elles proviennent de la même population statistique.

L'hypothèse d'indépendance est vérifiée par le test de Wald-Wolfowitz (Wald & Wolfowitz, 1943). Pour vérifier l'homogénéité de la série, le test de Mann-Whitney

(Mann & Whitney, 1947) est privilégié tandis qu'on opte plutôt pour le test de Kendall (Kendall, 1975) pour vérifier la stationnarité.

Ensuite, pour obtenir l'estimation des quantiles, les étapes suivantes doivent être effectuées :

1. Ajustement de distributions statistiques.
2. Estimation des paramètres des distributions statistiques.
3. Choix de la distribution s'ajustant le mieux aux données.

De nombreuses distributions sont utilisées pour modéliser le comportement des événements hydrologiques extrêmes. L'exponentielle, la GEV (Generalized Extreme Values), la Log-normal et la Weibull en sont quelques-unes. Selon la distribution choisie, les paramètres peuvent être estimés par diverses méthodes : maximum de vraisemblance, méthode des moments, méthode des moments pondérés, etc. Pour comparer les différentes distributions ajustées et choisir celle qui s'ajuste le mieux aux données, les critères d'information d'Aikake (AIC) et Bayésien (BIC) peuvent être utilisés. Ils sont calculés à l'aide des équations suivantes :

$$AIC = -2 \log(L) + 2k \quad \text{Équation 1}$$

$$BIC = -2 \log(L) + 2k \log(N) \quad \text{Équation 2}$$

Où  $L$  est la vraisemblance,  $k$ , le nombre de paramètres et  $N$ , la taille de l'échantillon.

Ces critères ont l'avantage d'être objectifs et automatiques, en plus de permettre de construire un classement de modèles statistiques tenant compte du principe de parcimonie.

### **2.1.2 Cas non stationnaire**

Une approche d'analyse fréquentielle locale dans un cadre non stationnaire est présentée dans El Adlouni et al. (2005). Cette étude avait pour objectif le développement de méthodes d'estimation permettant l'utilisation de la distribution GEV (Generalized

Extreme Values) pour l'estimation des quantiles dans un cadre non stationnaire. Les estimations des paramètres pour les modèles GEV non stationnaires sont généralement obtenues par la méthode du maximum de vraisemblance. Dans El Adlouni et al. (2005), il est suggéré d'utiliser la méthode du maximum de vraisemblance généralisée basée sur l'utilisation d'information a priori (Martins & Stedinger, 2000) et adaptée au cas non stationnaire. En effet, cette méthode d'estimation intègre une information a priori concernant le paramètre d'échelle. La distribution a priori utilisée permet d'éviter d'obtenir des valeurs impossibles pour le paramètre d'échelle du point de vue physique ou statistique. La distribution utilisée est la Beta avec  $p = 6$  et  $q = 9$  pour l'intervalle  $[-0.5, +0.5]$ . L'espérance du paramètre d'échelle est donc de 0.10 et la variance est de 0.015. Cette distribution permet d'obtenir de bons résultats pour le cas où le paramètre d'échelle est supposé négatif (Martins & Stedinger, 2000).

Des simulations ont été effectuées pour comparer la performance des deux méthodes d'estimations pour le cas GEV stationnaire (noté  $GEV_0$ ), le cas non stationnaire avec dépendance linéaire entre les paramètres et les covariables (noté  $GEV_1$ ) et finalement le cas non stationnaire avec dépendance quadratique entre les paramètres et les covariables ( $GEV_2$ ). Pour obtenir les estimations locales, cette méthode fait donc appel à un modèle GEV non stationnaire dans lequel les paramètres dépendent du temps ou d'autres covariables.

## ***2.2 Analyse canonique des corrélations***

Lors de l'application d'une méthode d'estimation régionale telle que la modélisation QdF régionale, il est nécessaire de définir au préalable des régions homogènes pour le site cible. Diverses approches existent pour ce faire. Par exemple, l'analyse canonique des corrélations (notée ACC) permet l'élaboration d'un voisinage hydrologique pour le site cible, c'est-à-dire un ensemble de stations hydrologiquement semblables.

L'ACC est donc fondée sur le principe de «voisinage hydrologique» et permet de décrire la relation de dépendance existant entre deux ensembles de variables aléatoires. Une



description générale de cette méthode peut être trouvée dans Muirhead (1982) ou Ouarda et al. (2001). L'ACC comporte les étapes suivantes :

1. On considère  $Y' = (Y_1, \dots, Y_p)$  et  $X' = (X_1, \dots, X_q)$  respectivement l'ensemble des  $p$  variables hydrologiques et l'ensemble des  $q$  variables physiographiques et/ou météorologiques caractérisant les bassins versants ( $p \leq q$ ).
2. On calcule les vecteurs  $W$  et  $V$  associés respectivement aux variables hydrologiques et aux variables physiographiques et/ou météorologiques.

$$W = \alpha_1 X_1 + \dots + \alpha_p X_p = \alpha X$$

$$V = \beta_1 Y_1 + \dots + \beta_q Y_q = \beta Y$$

Équation 3

Où  $\alpha$  et  $\beta$  sont choisis de telle sorte que :

$$\begin{cases} \maximize \text{Corr}(W_i, V_i) = \lambda_i, & i = 1, \dots, p \\ \text{Corr}(W_i, V_j) = 0, & i \neq j \\ \text{Var}(W_i) = \text{Var}(V_i), & i = 1, \dots, p \end{cases}$$

3. On obtient la matrice diagonale  $\Lambda$  formée des coefficients de corrélation canonique  $(\lambda_1, \dots, \lambda_p)$ .

On suppose que les vecteurs de variables canoniques  $W$  et  $V$  suivent une distribution normale ce qui fait en sorte que la distribution conditionnelle de  $W$  étant donné  $V$  est p-normale. De cette façon, des bassins avec un vecteur canonique physiographique commun  $V$  sont répartis autour de la position moyenne  $\Lambda V$  dans l'espace canonique hydrologique. La distance à cette position moyenne est représentée par une distance de Mahalanobis dont la distribution statistique est donnée par une  $\chi^2$  à  $p$  degrés de liberté (Muirhead, 1982).

Ainsi, le voisinage d'un bassin jaugé à un niveau de confiance  $(1 - \alpha)$  est défini comme l'ensemble des bassins dont la position  $W$  dans l'espace canonique hydrologique vérifie la relation :

$$(W - W_0)'(I_p - \Lambda\Lambda')^{-1}(W - W_0) \leq \chi_{\alpha,p}^2 \quad \text{Équation 4}$$

Où  $I_p$  est la matrice identité d'ordre  $p$  et  $W_0$  est le vecteur canonique hydrologique observé.

Pour un bassin non jaugé, la position moyenne dans l'espace hydrologique est déterminée en utilisant une estimation de  $\Lambda V$ , c'est-à-dire  $\Lambda V_0$ , où  $V_0$  est le vecteur canonique physiographique et/ou météorologique observé. Donc, dans le cas d'un bassin non jaugé, le voisinage à un niveau de confiance  $(1 - \alpha)$  est défini par l'ensemble des bassins dont la position  $W$  dans l'espace canonique hydrologique vérifie la relation suivante :

$$(W - \Lambda V_0)'(I_p - \Lambda\Lambda')^{-1}(W - \Lambda V_0) \leq \chi_{\alpha,p}^2 \quad \text{Équation 5}$$

Le paramètre  $\alpha$  contrôle donc la taille du voisinage et doit être choisi de façon à maximiser la probabilité d'inclure des sites similaires au site cible dans le voisinage tout en minimisant la probabilité d'inclure des sites dissimilaires au site cible dans le voisinage. Or, le choix plutôt subjectif d'un paramètre  $\alpha$  optimal constitue le principal problème relié à l'application de cette méthode. Une définition révisée d'un voisinage hydrologique homogène a été décrite par Girard et al. (2000) afin de contourner ce problème. Cette méthode permet la détermination d'un voisinage en se basant sur une règle dérivée de la théorie de la classification, c'est-à-dire en reformulant le problème de détermination du voisinage comme en étant un d'assignation d'une observation  $W$  (score canonique) à la population multi-normale appropriée. Cette approche peut se résumer sous la forme mathématique suivante, où l'on assignera une observation  $W$  au voisinage du site cible (dont la position dans l'espace physiographique est donnée par  $V_0$ ) si et seulement si (Girard et al., 2000) :

$$(W - \Lambda V_0)'(I_p - \Lambda \Lambda')^{-1}(W - \Lambda V_0) \leq (W - 0)'I_p^{-1}(W - 0) + \ln \left( \frac{|I_p|}{|I_p - \Lambda \Lambda'|} \right) \quad \text{Équation 6}$$

## 2.3 Estimation régionale débit-durée-fréquence (QdF)

### 2.3.1 Cas stationnaire

Javelle et al. (2002) présentent une approche débit-durée-fréquence (notée QdF), c'est-à-dire une approche permettant de représenter les quantiles de crues non seulement en fonction de la période de retour, mais aussi en fonction de la durée. Ces quantiles sont donc notés  $Q(d, T)$  où  $T$  représente la période de retour et  $d$  la durée. À partir d'une série de débit instantané, on peut obtenir les débits moyens sur certaines durées  $d$  (notés  $Q_d(t)$ ) en utilisant la technique de la moyenne mobile. À partir de ces séries, il est possible d'en extraire les maximums (notés  $Q_d^{\max}(t)$ ) sur la période d'intérêt (printemps, automne, etc.). Les séries  $Q_d^{\max}(t)$  sont utilisées pour relier les quantiles de crues à la période de retour ainsi qu'à la durée. L'approche régionale développée par Javelle et al. (2002) est basée sur le modèle QdF local développé par Javelle et al. (2000). Ce dernier repose sur deux hypothèses. La première concerne la convergence vers un seul point des distributions pour différentes durées. La deuxième est que pour une probabilité donnée l'évolution des quantiles  $Q(d, T)$  peut être décrite par une forme hyperbolique. Si ces hypothèses sont respectées, le modèle QdF local prend la forme suivante :

$$Q(d, T) = \frac{Q_0(d=0, T)}{1 + \frac{d}{\Delta}} \quad \text{Équation 7}$$

Où  $Q_0(d=0, T)$  est la distribution des débits maximaux instantanés,  $d$  est la durée de crue et  $\Delta$  est un paramètre décrivant la forme de l'hyperbole. Ce paramètre est relié à la dynamique des crues (Javelle et al., 2002). En effet, des grandes valeurs de  $\Delta$  sont associées avec des crues lentes tandis que les petites valeurs de  $\Delta$  sont associées à des crues plus rapides. Finalement, le modèle QdF régional (Javelle et al., 2002) a été obtenu en combinant l'approche locale à la méthode de l'indice de crue (Dalrymple, 1960). Cette méthode repose sur l'hypothèse que les sites faisant partie d'une même région homogène

suivent la même distribution à un facteur d'échelle près. Ce facteur d'échelle est l'indice de crue, c'est-à-dire une crue moyenne souvent estimée par la moyenne ou la médiane des séries de maximums annuels. L'estimation QdF régionale pour un site non jaugé  $i$  prend donc la forme suivante:

$$Q_i(d, T) = \mu_i \frac{Q_R(d=0, T)}{1 + \frac{d}{\Delta_i}} \quad \text{Équation 8}$$

Où  $Q_i(d, T)$  est l'estimation locale du quantile pour le site  $i$ , de durée  $d$  et de période de retour  $T$ ,  $\mu_i$  est l'indice de crue au site  $i$ ,  $Q_R(d=0, T)$  est la distribution régionale adimensionnelle et  $\Delta_i$  est le paramètre de dynamique des crues au site  $i$ . Les paramètres de la distribution régionale correspondent à la moyenne des paramètres des distributions locales. Si le site d'intérêt est non jaugé, l'indice de crue et le paramètre de dynamique de crue peuvent être estimés par régression à l'aide des caractéristiques physiographiques et/ou météorologiques du bassin versant considéré.

### 2.3.2 Cas non stationnaire

La procédure d'estimation régionale QdF dans un cadre non stationnaire utilisée pour cette étude est présentée en détails dans Cunderlik et Ouarda (2006). Cette approche s'inspire du modèle QdF stationnaire développé par Javelle et al. (2002). Elle représente en fait l'adaptation de ce modèle au cadre non stationnaire. Cette approche régionale, combinée à la méthode de l'indice de crue (Dalrymple, 1960), est basée sur l'hypothèse de non-stationnarité pour les deux premiers moments de la série, c'est-à-dire pour les paramètres de position et d'échelle. Un troisième paramètre, représentant la dynamique des crues ( $\Delta$ ), est aussi considéré comme étant non stationnaire. La significativité de la non-stationnarité de ces paramètres est vérifiée de façon régionale. En effet, à l'aide d'un test de ré-échantillonnage Bootstrap (Douglas et al., 2000), on vérifie si, dans une région donnée, la proportion de sites présentant une non-stationnarité significative localement est suffisante pour considérer la non-stationnarité comme étant significative régionalement. La vérification de la significativité de la non-stationnarité se fait à l'aide du test de Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975).

La méthodologie d'estimation des quantiles de crues pour un site non jaugé  $i$  par le modèle QdF régional non stationnaire comporte les étapes suivantes :

1. Détermination d'une région homogène.
2. Calcul, pour chaque site jaugé  $j$  de la région homogène, des séries de maximums annuels  $Q_{d_k,j}^{\max}(t)$  associées aux différentes durées  $d_k$  considérées.
3. Estimation du paramètre de durée caractéristique de crue,  $\Delta_j(t)$ , pour chaque site jaugé  $j$  de la région homogène et pour chaque temps  $t$ .
4. Vérification de la significativité régionale de la non-stationnarité dans les séries  $\Delta_j(t)$ .
5. Calcul du paramètre de durée caractéristique de crue pour le site non jaugé par régression à l'aide des caractéristiques physiographiques et/ou météorologique.
6. Calcul des séries de débits maximums annuels moyens standardisées par le paramètre de durée caractéristique de crue pour chaque site  $j$  de la région homogène et pour chaque temps  $t$  :

$$\bar{q}_{d,j}(t) = \frac{1}{D} \sum_{k=1}^D Q_{d_k,j}^{\max}(t) \left( 1 + \frac{d_k}{\Delta_j(t)} \right) \quad \text{Équation 9}$$

7. À partir de  $\bar{q}_{d,j}(t)$ , estimation de l'indice de crue,  $\mu_j(t)$ , pour chaque site jaugé  $j$  de la région homogène et pour chaque temps  $t$ .
8. Vérification de la significativité régionale de la non-stationnarité dans les séries  $\mu_j(t)$ .
9. Calcul de l'indice de crue pour le site non jaugé par régression à l'aide des caractéristiques physiographiques et/ou météorologiques.
10. Standardisation des séries  $\bar{q}_{d,j}(t)$  par l'indice de crue  $\mu_j(t)$ .
11. Estimation du paramètre d'échelle régional,  $\lambda_j(t)$ , pour chaque site jaugé  $j$  de la région homogène et pour chaque temps  $t$ .
12. Vérification de la significativité régionale de la non-stationnarité dans les séries  $\lambda_j(t)$ .

13. Ajustement et calcul des autres paramètres de la distribution régionale ( $Q_R(d=0, T, t)$ ) par la méthode des L-moments et à partir des séries  $\bar{q}_{d,j}(t)$  standardisées par l'indice de crue.
14. Estimation, pour le site non jaugé  $i$ , du quantile de crue de période de retour  $T$ , de durée  $d$  et au temps  $t$ , donné par l'équation suivante :

$$Q_i(d, T, t) = \mu_i(t) \frac{Q_R(d=0, T, t)}{1 + \frac{d}{\Delta_i(t)}} \quad \text{Équation 10}$$

Cette méthode a été appliquée à un ensemble de 8 stations hydrométriques situées dans la province de Québec, Canada. Le test de Hosking et Wallis (1997) a été utilisé pour vérifier si ce groupe de stations pouvait être considéré comme étant une région homogène. Des résultats ont été obtenus pour les cas stationnaire et non stationnaire.

## **2.4 Méthodologie adoptée pour l'étude**

Cette section présente la méthodologie adoptée et suivie lors de l'application aux stations sélectionnées pour l'étude. La méthodologie a été divisée en deux parties :

1. Estimation locale;
2. Régionalisation : détermination des régions homogènes et estimation régionale.

Concernant la première étape, l'analyse fréquentielle locale a été effectuée pour l'ensemble des stations hydrométriques à l'étude, et ce, dans le cas stationnaire ainsi que dans le cas non stationnaire. Les estimations des quantiles de crues de période de retour 5 et 100 ans ont été retenues. Pour la deuxième étape, des variables physiographiques et météorologiques ont tout d'abord été sélectionnées dans le but de les utiliser pour la définition des voisinages hydrologiques par l'analyse canonique des corrélations. Le choix des variables a tout d'abord été fait dans le but d'éviter de conserver des variables physiographiques et météorologiques fortement corrélées entre elles pour éviter la redondance de l'information. Ensuite, les variables les plus corrélées aux quantiles locaux ont été retenues. Par ailleurs, une procédure de type « Jack-knife » a été utilisée. Cette procédure s'applique aux stations hydrométriques considérées. Dans cette procédure, on

considère tour à tour chacun des sites jaugés comme étant non jaugés et on procède pour chacun des sites à la détermination du voisinage hydrologique et à l'estimation régionale des quantiles de crues. Dans le but de comparer les estimations régionales aux estimations locales, pour chaque site  $i$ , le biais relatif ( $BR_i$ ) et l'erreur quadratique relative ( $EQR_i$ ) sont calculés :

$$BR_i = \frac{E_R - E_L}{E_L} \quad \text{Équation 11}$$

$$EQR_i = \left( \frac{E_R - E_L}{E_L} \right)^2 \quad \text{Équation 12}$$

Où  $E_R$  est l'estimation régionale et  $E_L$  est l'estimation locale.

Finalement, à partir du biais relatif et de l'erreur quadratique relative calculés pour chaque site, on calcule le biais relatif moyen (BRM) ainsi que la racine de l'erreur quadratique relativement moyenne (rEQRM) :

$$BRM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n BR_i \quad \text{Équation 13}$$

$$rEQRM = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EQR_i} \quad \text{Équation 14}$$

Considérant la non-stationnarité présente dans les séries considérées, les estimations locales considérées comme étant les « vraies » valeurs sont celles obtenues par l'analyse fréquentielle locale non stationnaire. L'approche méthodologique est résumée à la figure suivante.

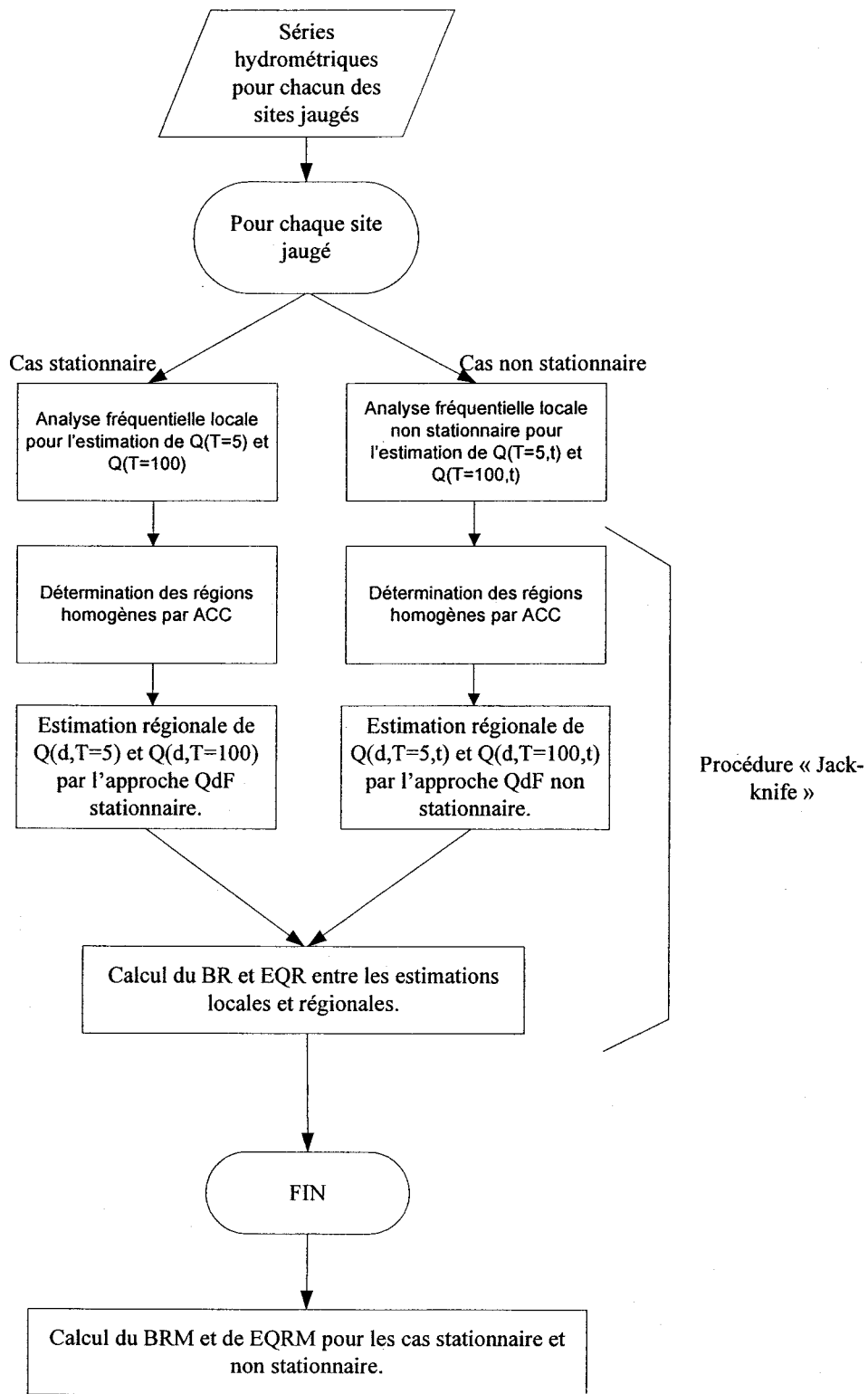


Figure 2-1 : Méthodologie adoptée





## 3 APPLICATION

---

Cette section a pour objectif l'application de la méthodologie présentée à la section 2.4 à un ensemble de stations situées sur le territoire nord-est américain. La construction de la base de données hydrométriques y est d'abord présentée. Ensuite, les résultats de l'étape préliminaire à la régionalisation, c'est-à-dire l'analyse fréquentielle locale, sont rapportés. On présente finalement les résultats obtenus par la régionalisation. On rapporte donc les résultats obtenus pour l'analyse canonique des corrélations, et ce, sur la base des quantiles locaux obtenus par analyse fréquentielle locale stationnaire et non stationnaire. Ensuite, les estimations régionales de types QdF obtenues à partir des voisinages hydrologiques sont présentées.

### ***3.1 Construction de la base de données hydrométriques***

La première étape d'un projet de régionalisation de variables hydrométriques consiste à faire l'acquisition des données hydrométriques nécessaires. La sélection d'un ensemble de stations hydrométriques a donc été faite. Dans le but de couvrir l'est du Canada ainsi que le système Saint-Laurent - Grands Lacs en plus de la côte Atlantique Nord, les deux sources de données suivantes ont été utilisées :

- Le CD-ROM HYDAT Version 2.04 de Relevés hydrologiques du Canada (Environnement Canada, 2004).
- Le Centre d'Expertise Hydrique du Québec (CEHQ) du Ministère du Développement durable, de l'Environnement et des Parcs (2003) pour les données jusqu'à la fin de 2003 pour les stations hydrométriques du Québec.
- Le site web du National Water Information System (NWIS) de U.S. Geological Survey (2005).

En ce qui concerne les débits moyens journaliers obtenus à partir de Relevés hydrologiques du Canada, un accès rapide à ces données est fourni à partir d'un CD-ROM produit chaque année par Environnement Canada. L'accès à ces Archives Nationales des données hydrologiques permet de consulter des renseignements

journaliers, mensuels et instantanés sur le débit pour les stations hydrométriques canadiennes.

Initialement, les stations hydrométriques de l'est du Canada ont été retenues. La sélection s'est faite à partir des bassins de drainage canadiens. En effet, les stations hydrométriques faisant partie des bassins des provinces Maritimes, du Saint-Laurent, du Nord du Québec et du sud-ouest de la Baie d'Hudson ont été considérées dans la base de données. Pour la province de l'Ontario, les stations faisant partie du bassin du fleuve Nelson ont aussi été retenues.

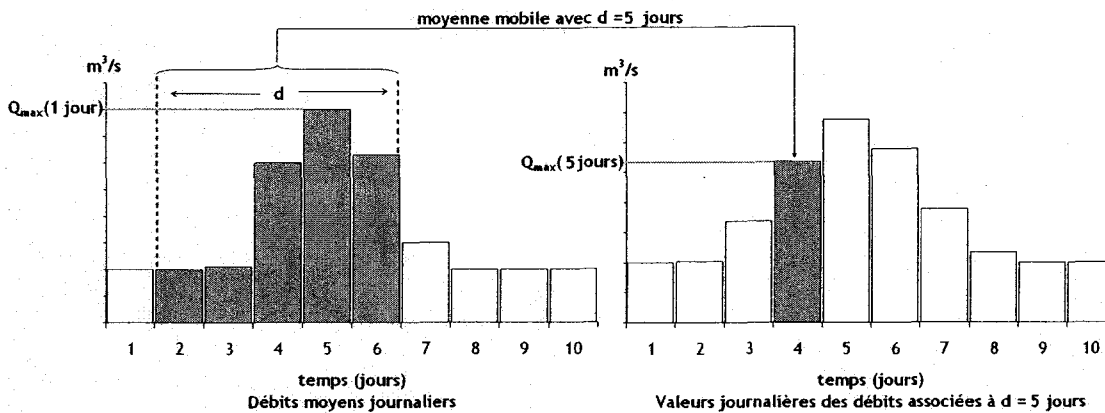
À partir du site du NWIS du U.S. Geological Survey, il est possible d'obtenir des données concernant la ressource en eau de nombreux sites parmi les 50 états américains, le département de Colombie (District of Columbia) et Puerto Rico. La sélection des stations hydrométriques dans cette base de données a été faite à partir des régions hydrologiques suivantes : Nouvelle-Angleterre, Mid Atlantic et Grands lacs.

Finalement, une présélection a été faite selon les critères suivants :

- Les stations sélectionnées devaient être situées sur des cours d'eau où le régime hydrologique est assez proche d'un régime naturel pour être considéré ainsi.
- Le nombre d'années d'enregistrement disponible pour les stations hydrométriques sélectionnées devait être supérieur ou égal à 20 années.

### ***3.1.1 Extraction des crues maximales printanières***

Dans le but de tenir compte de la variabilité temporelle des crues, pour chaque station hydrométrique, à partir de la série de débits moyens journaliers, des nouvelles séries chronologiques ont été calculées. Ces nouvelles séries associées à différentes durées  $d$  ont été calculées par la technique de la moyenne mobile de longueur  $d$ . Les durées considérées sont  $d = 1, 5, 7, 9, 13, 15$  jours. La figure suivante illustre, par un exemple simple, la méthode utilisée pour le calcul de ces séries.



**Figure 3-1 : Exemple de calcul des séries associées à différentes durées selon la technique de la moyenne mobile et extraction des maximums.**

À partir de ces séries, pour procéder à l'analyse statistique, on extrait souvent les maximums annuels, printaniers ou automnaux. Néanmoins, l'utilisation des maximums annuels peut conduire à un mélange de différents processus hydrologiques. En effet, selon les saisons, les crues observées dans la zone à l'étude ne sont pas causées par le même phénomène et n'ont donc pas nécessairement la même amplitude et la même durée. Puisque la zone à l'étude est principalement touchée par des crues dues à la fonte des neiges, l'analyse des débits maximaux annuels printaniers s'imposait. Ces crues printanières ont été extraites des séries de débits moyens journaliers en définissant tout d'abord les saisons hiver/printemps. En effet, ces saisons ont dû être définies selon la localisation géographique de la station hydrométrique, car le territoire à l'étude étant assez grand, la fonte des neiges ne se produit pas au même moment pour toutes les stations hydrométriques présélectionnées. La méthode décrite ci-dessous et proposée dans les travaux de Javelle et al. (2003) a donc été utilisée :

- Au sud du 45e parallèle : le maximum printanier correspond au maximum des débits moyens journaliers du 1er janvier au 31 mai;
- Entre le 45e et le 50e parallèle : le maximum printanier correspond au maximum des débits moyens journaliers du 1er janvier au 30 juin;
- Au nord du 50e parallèle : le maximum printanier correspond au maximum des débits moyens journaliers du 1er janvier au 31 juillet.

### 3.1.2 Sélection des stations hydrométriques

Finalement, un ensemble de 29 stations a été sélectionné. L'emplacement géographique de ces stations est présenté à la figure suivante.

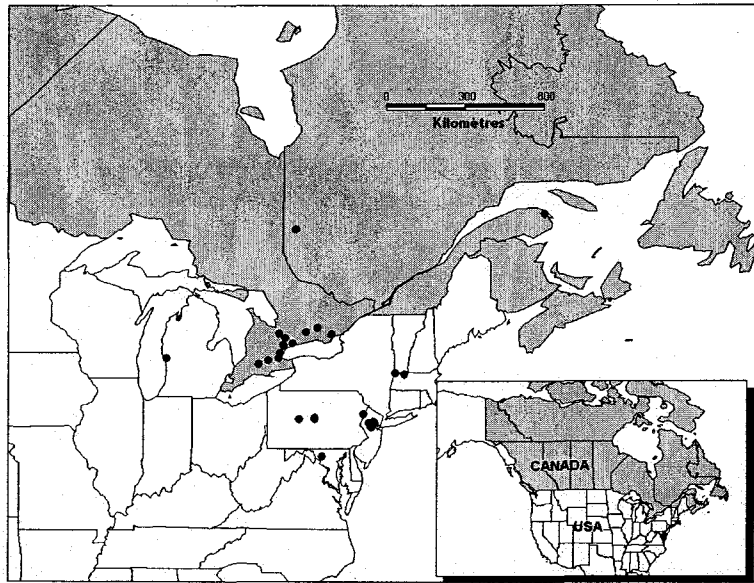


Figure 3-2 : Localisation géographique des 29 stations retenues

Pour l'ensemble des stations hydrométriques sélectionnées, une période temporelle commune sur laquelle est présente une non-stationnarité significative dans la série de crues printanières a été identifiée. La non-stationnarité a été testée à l'aide d'un test de Mann-Kendall modifié (Yue et Pilon, 2003). Ce test permet de tenir compte de la présence d'autocorrélation dans la série. Finalement, une tendance négative significative a été détectée pour l'ensemble des stations sur la période 1974 à 2003. C'est donc cette période d'enregistrement qui a été considérée pour chacune des stations à l'étude. Par exemple, la figure suivante présente les débits de crues printanières pour la station 01379000 sur la période temporelle considérée. On remarque qu'il semble effectivement y avoir une tendance à la baisse.

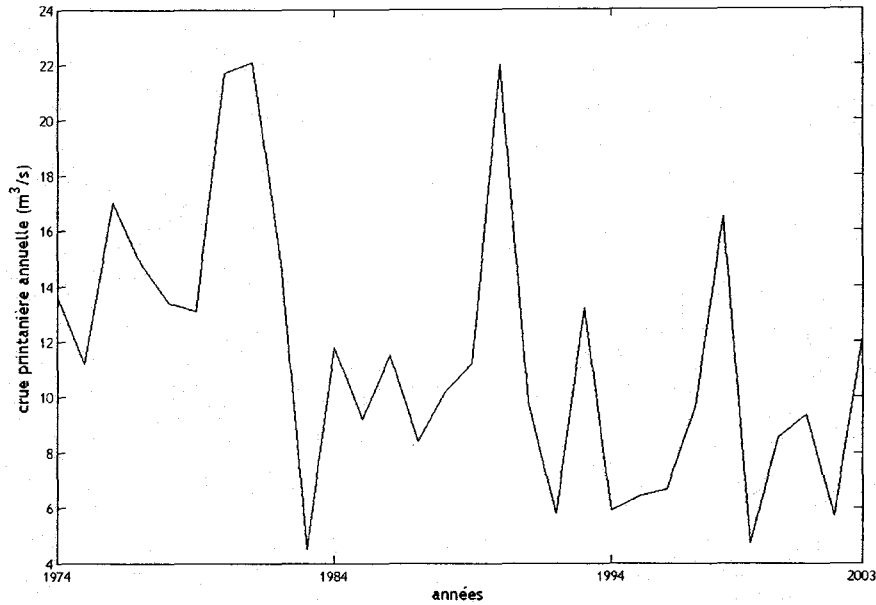


Figure 3-3 : Série chronologique des crues maximales printanières pour la station 02HJ001 (Jackson Creek, Peterborough, Ontario, Canada)

## 3.2 Analyse fréquentielle locale

### 3.2.1 Cas stationnaire

Les quantiles locaux estimés dans un cadre stationnaire ont été obtenus par l'analyse fréquentielle locale pour les périodes de retour  $T = 5$  ans et  $T = 100$  ans. Les estimations ont été calculées à l'aide du logiciel HYFRAN (Chaire en Hydrologie Statistique, INRS-Eau, Terre et Environnement, 1998). 15 distributions statistiques sont disponibles dans ce logiciel et elles ont toutes été considérées pour cette étude. Ces distributions ainsi que leur fonction de densité de probabilité sont données au Tableau 3-1.

Tableau 3-1 : Distributions considérées

| Loi                        | Fonction de densité de probabilité   | Paramètres           |
|----------------------------|--|----------------------|
| Exponentielle              | $f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left\{-\frac{x-m}{\alpha}\right\}$   | $\alpha, m$          |
| GEV                        | $f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - \frac{k}{\alpha}(x-u)\right]^{k-1} \exp\left\{-\left[1 - \frac{k}{\alpha}(x-u)\right]^{1/k}\right\}$    | $\alpha, u, k$       |
| Gumbel                     | $f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-u}{\alpha} - \exp\left(\frac{x-u}{\alpha}\right)\right]$                                       | $u, \alpha$          |
| Normal                     | $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$   | $\mu, \sigma$        |
| Log-Normal à 2 paramètres  | $f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$  | $\mu, \sigma$        |
| Log-Normal à 3 paramètres  | $f(x) = \frac{1}{(x-m)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[\ln(x-m) - \mu]^2}{2\sigma^2}\right\}$   | $m, \mu, \sigma$     |
| Weibull                    | $f(x) = \frac{c}{\alpha} \left(\frac{x}{\alpha}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\alpha}\right)^c\right]$                            | $\alpha, c$          |
| Gamma                      | $f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} x^{\lambda-1} e^{-\alpha x}$  | $\alpha, \lambda$    |
| Pearson type 3             | $f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} (x-m)^{\lambda-1} e^{-\alpha(x-m)}$   | $\alpha, \lambda, m$ |
| Gamma généralisée          | $f(x) = \frac{ \alpha ^\lambda}{\Gamma(\lambda)} x^{\lambda-1} e^{-(\alpha x)^\lambda}$  | $\alpha, \lambda, S$ |
| Gamma inverse              | $f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} \left(\frac{1}{x}\right)^{\lambda+1} e^{-\alpha/x}$   | $\alpha, \lambda$    |
| Log-Pearson type 3         | $f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{x\Gamma(\lambda)} (\ln x - m)^{\lambda-1} e^{-\alpha(\ln x - m)}$  | $\alpha, \lambda, m$ |
| Halphen (A)                | $f(x) = \frac{1}{2m^\nu K_\nu(2\alpha)} x^{\nu-1} \exp\left[-\alpha\left(\frac{x}{m} + \frac{m}{x}\right)\right]$                          | $\alpha, m, \nu$     |
| Halphen (B)                | $f(x) = \frac{2}{m^{2\nu} \text{ef}_\nu(\alpha)} x^{2\nu-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{m}\right)^2 + \alpha\left(\frac{x}{m}\right)\right]$ | $\alpha, m, \nu$     |
| Halphen (B <sup>-1</sup> ) | $f(x) = \frac{2m^{2\nu}}{\text{ef}_\nu(\alpha)} x^{-2\nu-1} \exp\left[-\left(\frac{m}{x}\right)^2 + \alpha\left(\frac{m}{x}\right)\right]$ | $\alpha, m, \nu$     |

Selon le critère d'information Bayésien (BIC), la distribution s'ajustant le mieux, pour chacune des stations, a été sélectionnée. La figure suivante présente la distribution des différentes lois sélectionnées.

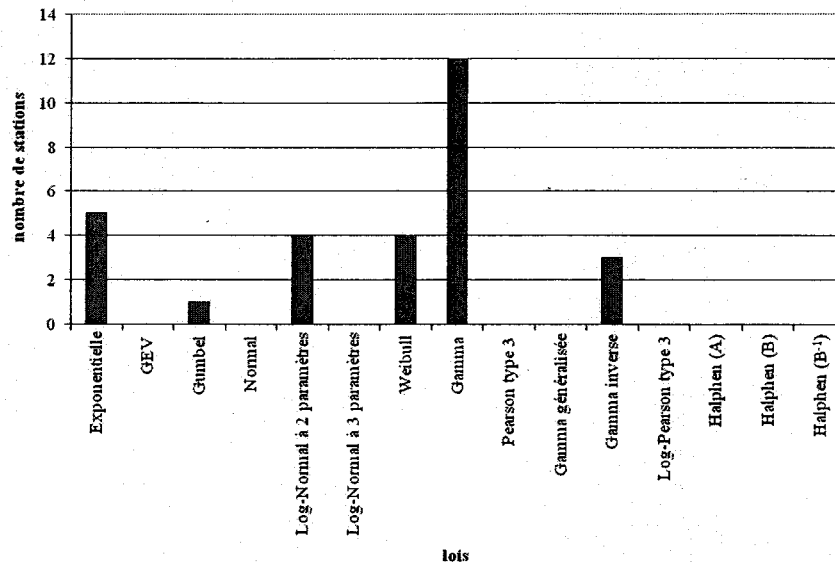


Figure 3-4 : Distribution des lois sélectionnées pour l'ensemble des 29 stations

### 3.2.2 Cas non stationnaire

L'analyse fréquentielle locale non stationnaire (El Adlouni, 2005) a été appliquée à l'ensemble des 29 stations sélectionnées. Trois modèles ont été ajustés dans le but d'obtenir les quantiles de période de retour  $T = 5$  et 100 ans. Ces trois modèles sont les suivants :

- $GEV_0$  : GEV stationnaire.
- $GEV_1$  : dépendance linéaire entre le paramètre de position et les covariables.
- $GEV_2$  : dépendance quadratique entre le paramètre de position et les covariables.

Pour la présente étude, la covariable utilisée est le temps.



Ces trois modèles ont été comparés à l'aide d'une statistique de déviance (Coles, 2001) qui permet de comparer un modèle  $M_1$  à un modèle  $M_0$ , tel que  $M_0 \subset M_1$  :

$$D = 2[l_n^*(M_1) - l_n^*(M_0)] \quad \text{Équation 15}$$

Où  $l_n^*(M)$  est la fonction de log-vraisemblance maximisée du modèle  $M$ . Les grandes valeurs de  $D$  indiquent que le modèle  $M_1$  est plus adéquat et explique mieux la variation dans les données que le modèle  $M_0$ . La statistique  $D$  suit la distribution  $\chi_\nu^2$  où  $\nu$  correspond à la différence entre la dimension (nombre de paramètres) des modèles  $M_1$  et  $M_0$ . Les valeurs de  $D$  supérieures au quantile de la  $\chi_\nu^2$  à un niveau de confiance donné sont considérées significativement différentes de 0. Dans ce cas, on peut conclure que le modèle  $M_1$  est significativement plus adéquat que le modèle  $M_0$ .

Finalement, le test de déviance a permis de conclure que pour les 29 stations hydrométriques sélectionnées le modèle  $GEV_1$  est à privilégier. On considère donc, pour l'ensemble des stations à l'étude, une dépendance linéaire entre le temps et le paramètre de position de la distribution  $GEV$ .

### 3.3 Régionalisation

Cette section vise tout d'abord la description et le choix des variables physiographiques et météorologiques servant à la détermination des régions homogènes. Ensuite, l'analyse canonique des corrélations est appliquée sur l'ensemble des stations hydrométriques sélectionnées et à partir des voisinages hydrologiques ainsi obtenus, des estimations régionales de type QdF dans le cadre stationnaire et non stationnaire sont calculées et présentées.

### **3.3.1 Variables physiographiques et météorologiques**

Les variables météorologiques disponibles sont des valeurs de précipitations et de température. Pour le Canada, les données proviennent du Canadian Daily Climate Data CDs (Environnement Canada, 2002). Ce dernier renferme les données quotidiennes de température, de précipitations et de neige au sol pour des stations situées en Ontario, au Québec, dans les provinces Atlantiques, au Territoire du Yukon, au Nunavut et dans les Territoires du Nord-Ouest. Les données sont disponibles pour toute la période des relevés et pour chaque station, et ce, jusqu'à la fin de 2002. Les données quotidiennes de température moyenne ainsi que de précipitations totales ont été téléchargées pour 368 stations météorologiques situées en Ontario, au Québec et dans les provinces de l'Atlantique. Les périodes d'enregistrement de ces stations s'étalaient sur au moins une vingtaine d'années pour la période à l'étude, c'est-à-dire entre 1974 et 2003. Les mois avec plus de 5 données quotidiennes manquantes ou avec 4 données quotidiennes manquantes consécutives ont été déclarés « manquants » et, dans un tel cas, la valeur mensuelle a été remplacée par un code de valeur manquante. Dans le cas des mois déclarés « non manquants », la valeur mensuelle est calculée en prenant le total des totaux ou la moyenne des moyennes.

Pour les États-unis, des données de précipitations totales et de température moyenne ont été téléchargées du site ftp du Carbon Dioxide Information Analysis Center (Carbon Dioxide Information Analysis Center, 2002) pour 1221 stations météorologiques des États-Unis. Les périodes d'enregistrement de ces stations incluent généralement la période allant de 1900 à 2002. Les stations météorologiques constituant un recouvrement du territoire d'étude des 29 stations hydrométriques ont été conservées.

Pour l'ensemble des stations hydrométriques à l'étude, les distances (en km) les séparant de chacune des stations météorologiques ont été calculées à l'aide des coordonnées géographiques. Pour chaque station hydrométrique, les données météorologiques utilisées sont celles de la station météorologique la plus proche en terme de distance.

Ensuite, des variables météorologiques ont été calculées à partir de ces données. En effet, considérant le fait que les crues maximales printanières sont étudiées dans le présent travail, des indicateurs printaniers de température et de précipitations ont été calculés. Ils sont présentés au tableau suivant.

**Tableau 3-2 : Variables météorologiques disponibles**

| <b>Variables</b>                             | <b>Nom</b> | <b>Unité</b> |
|--|------------|--------------|
| Précipitations totales moyennes printanières | PTMP       | mm           |
| Température moyenne printanière              | TMOYP      | °C           |
| Température minimum printanière              | TMINP      | °C           |
| Température maximum printanière              | TMAXP      | °C           |

De plus, 5 variables physiographiques sont disponibles. Elles sont présentées au tableau suivant.

**Tableau 3-3 : Variables physiographiques disponibles**

| <b>Variables</b>                  | <b>Nom</b> | <b>Unité</b>    | <b>Source</b>   |
|-----------------------------------|------------|-----------------|---|
| Latitude                          | LAT        | °               | <ul style="list-style-type: none"> <li>• HYDAT</li> <li>• USGS</li> </ul>   |
| Longitude                         | LONG       | °               | <ul style="list-style-type: none"> <li>• HYDAT</li> <li>• USGS</li> </ul>   |
| Superficie du bassin versant      | BV         | km <sup>2</sup> | <ul style="list-style-type: none"> <li>• HYDAT</li> <li>• USGS</li> <li>• Birikundavyi, Rousselle &amp; Nguyen, 1997.</li> </ul>  |
| Pente du cours d'eau principal    | PCP        | m/km            | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Birikundavyi, Rousselle &amp; Nguyen, 1997</li> <li>• Belzile &amp; al., 1997</li> <li>• Slack &amp; Landwehr, 1993</li> </ul> |
| Longueur du cours d'eau principal | LCP        | km              | <ul style="list-style-type: none"> <li>• Birikundavyi, Rousselle &amp; Nguyen, 1997</li> <li>• Belzile &amp; al., 1997</li> <li>• Slack &amp; Landwehr, 1993</li> </ul> |

### 3.3.1.1 Statistiques descriptives

Le présente les statistiques descriptives pour chacune des variables disponibles.

Tableau 3-4 : Statistiques descriptives des variables physiographiques et météorologiques

| VARIABLES | Moyenne | Médiane | Écart-type | Min    | Max    | Asymétrie | Aplatissement | Valeurs manquantes |
|-----------|---------|---------|------------|--------|--------|-----------|---------------|--------------------|
| LAT       | 42.762  | 43.059  | 2.24       | 39.40  | 48.98  | 1.02      | 4.13          | 0                  |
| LONG      | 77.202  | 77.787  | 3.75       | 64.70  | 86.22  | -0.89     | 6.08          | 0                  |
| BV        | 553.48  | 259     | 675.8      | 43.25  | 2575   | 1.75      | 5.04          | 0                  |
| PCP       | 3.6154  | 2.3615  | 3.11       | 0.29   | 12.42  | 1.50      | 4.51          | 9                  |
| LCP       | 42.716  | 39.5    | 23.97      | 14     | 123.80 | 1.87      | 7.60          | 9                  |
| PTMP      | 393.53  | 396.90  | 74.09      | 263.3  | 498.50 | 0.06      | 1.79          | 0                  |
| TMOYP     | 2.648   | 2.200   | 2.97       | -6.90  | 6.50   | -1.20     | 5.14          | 0                  |
| TMINP     | -2.828  | -2.800  | 3.06       | -14.50 | 0.80   | -2.14     | 8.84          | 0                  |
| TMAXP     | 8.041   | 7.200   | 3.15       | 0.60   | 12.20  | -0.34     | 2.44          | 0                  |

On remarque au tableau précédent que des valeurs sont manquantes seulement pour les variables PCP et LCP. Ces variables ne pourront donc pas être utilisées et seules les variables « complètes » seront considérées. Ces statistiques fournissent de l'information à propos de la distribution de chacune des variables. Par exemple, les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement sont de bons indicateurs de la normalité d'une variable. En effet, on peut dire qu'une variable suit une distribution normale si les valeurs des coefficients d'asymétrie et d'aplatissement sont respectivement près de 0 et 3. La normalité des différentes variables ainsi que le choix des transformations adéquates dans le but de les normaliser si nécessaire seront discutés plus en détails à la section suivante (3.3.1.2).

Les caractéristiques physiographiques et météorologiques des 29 stations sélectionnées sont présentées à l'Annexe 1.

### 3.3.1.2 Choix des variables

Dans le but de choisir les variables qui seront utilisées pour la formation des voisinages hydrologiques pour chacune des stations, les corrélations entre les variables physiographiques et météorologiques ont été calculées. Cela permet d'éviter la redondance dans le choix des variables explicatives et donc de retenir seulement les variables qui ont une contribution significative.

Tableau 3-5 : Corrélations entre les variables physiographiques et météorologiques

|       | PTMP | TMOYP | TMINP | TMAXP | LAT    | LONG   | BV     |
|-------|------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| PTMP  | 1    | 0.677 | 0.563 | 0.755 | -0.611 | -0.610 | -0.011 |
| TMOYP |      | 1     | 0.965 | 0.959 | -0.956 | -0.102 | -0.175 |
| TMINP |      |       | 1     | 0.863 | -0.892 | 0.003  | -0.311 |
| TMAXP |      |       |       | 1     | -0.947 | -0.204 | -0.054 |
| LAT   |      |       |       |       | 1      | -0.046 | 0.062  |
| LONG  |      |       |       |       |        | 1      | -0.043 |
| BV    |      |       |       |       |        |        | 1      |

À partir du Tableau 3-5, on peut souligner certaines particularités pertinentes aux choix des variables à considérer :

- Les variables météorologiques ainsi que les variables concernant la position géographique du bassin versant (LAT, LONG) sont corrélées entre elles.
- Les trois variables caractérisant la température sont très fortement corrélées entre elles.
- La superficie du bassin versant (BV) n'est pas fortement corrélée avec les autres variables.

De plus, dans le but de choisir des caractéristiques physiographiques et/ou météorologiques permettant d'expliquer la plus grande proportion possible de la variation du régime hydrologique, les corrélations entre les variables physiographiques et météorologiques et ces quantiles locaux « ordinaires » ( $Q(T, 2003)$ ) et spécifiques

$(QS(T, 2003) = \frac{Q(T, 2003)}{BV})$  ont été calculées. Ces corrélations sont présentées au tableau suivant. Correspondant aux valeurs associées à la dernière année d'enregistrement considérée, les quantiles au temps  $t = 2003$  sont ceux se rapprochant le plus du présent. C'est pour cette raison qu'ils ont été utilisés pour le calcul des corrélations.

**Tableau 3-6 : Corrélation entre les quantiles non stationnaires de période de retour 5 et 100 ans au temps  $t = 2003$  et les variables physiographiques et météorologiques**

| Variables               | $Q(T = 5, t = 2003)$ | $Q(T = 100, t = 2003)$ | $QS(T = 5, t = 2003)$ | $QS(T = 100, t = 2003)$ |
|-------------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
| PTMP                    | 0.188                | 0.184                  | 0.39013               | 0.2444                  |
| TMOYP                   | 0.013                | 0.068                  | 0.033936              | 0.14755                 |
| TMINP                   | -0.107               | -0.042                 | -0.0049145            | 0.14351                 |
| TMAXP                   | 0.112                | 0.149                  | 0.077292              | 0.1541                  |
| LAT                     | -0.087               | -0.144                 | 0.02377               | -0.15235                |
| LONG                    | -0.194               | -0.175                 | -0.53766              | -0.16489                |
| BV                      | 0.917                | 0.887                  | 0.053266              | -0.18885                |
| $Q(T = 5, t = 2003)$    | 1                    | 0.976                  | 0.30772               | -0.028299               |
| $Q(T = 100, t = 2003)$  |                      | 1                      | 0.27016               | 0.10291                 |
| $QS(T = 5, t = 2003)$   |                      |                        | 1                     | 0.448                   |
| $QS(T = 100, t = 2003)$ |                      |                        |                       | 1                       |

Puisque les variables météorologiques, surtout les variables caractérisant la température, sont corrélées entre elles, il est plus intéressant de n'en choisir qu'une seule. Au Tableau 3-6, on remarque que la variable PTMP est la plus corrélée aux quantiles locaux. Cette variable a donc été retenue comme variable météorologique pour les prochaines étapes de ce projet. Par ailleurs, parmi les trois variables physiographiques disponibles, la superficie du bassin versant est évidemment fortement corrélée aux quantiles. De plus, la longitude présente aussi des corrélations non négligeables avec ces mêmes quantiles. Ces deux variables ont donc aussi été retenues. En résumé, les variables PTMP, BV et LONG ont été choisies comme étant de bonnes variables pour décrire les variations du régime hydrologique des stations sélectionnées.

Finalement, la représentation sur papier normal des variables sélectionnées a été effectuée. Ces graphiques sont présentés à l'Annexe 2. Ils fournissent 2 indices concernant la normalité de chacune des variables. En effet, on y retrouve tout d'abord la statistique de Filliben. Si elle prend une valeur près de 1, on pourra conclure à la normalité de la variable. De plus, un nuage de points faisant ressortir une forme linéaire est aussi un indicateur de la normalité d'une variable. À l'aide de ces graphiques ainsi que des statistiques (asymétrie, aplatissement) calculées à la section 3.3.1.1, on conclut qu'une transformation logarithmique est nécessaire pour la variable BV. Il est aussi important de noter que chacun des quantiles a aussi subi une transformation logarithmique.

### **3.3.2 Détermination des régions homogènes**

La détermination des régions homogènes consiste à regrouper des stations ayant un comportement hydrologique semblable. Or, dans la présente étude, le comportement hydrologique des stations hydrométriques considérées n'est pas stationnaire. Il faut donc que les régions soient formées en se basant sur cette caractéristique. Pour l'analyse canonique des corrélations, les variables hydrologiques considérées sont donc les quantiles locaux de période de retour  $T = 5$  et  $100$  ans au temps  $t = 2003$  estimés par l'analyse fréquentielle locale non stationnaire. Cette analyse canonique des corrélations dans un cadre non stationnaire est notée ACC\_NS. L'utilisation des quantiles spécifiques a été testée, mais s'est avérée moins performante que l'utilisation des quantiles ordinaires.

Par ailleurs, puisque les modèles QdF sont aussi appliqués dans un cadre stationnaire à des fins comparatives, des voisinages hydrologiques ont aussi été obtenus sur la base des quantiles obtenus par analyse fréquentielle locale stationnaire. Cette analyse canonique des corrélations stationnaire est notée ACC\_S.

Finalement, les variables physiographiques et météorologiques considérées pour la détermination des régions homogènes sont celles choisies à la section 3.3.1.2 soit PTMP, BV ainsi que LONG.

Pour l'ACC\_NS et l'ACC\_S respectivement, la taille moyenne du voisinage hydrologique est de 7 et 8 stations hydrométriques. De plus, pour l'ACC\_NS et l'ACC\_S respectivement, on dénombre 4 et 5 stations pour lesquelles la taille du voisinage est inférieure ou égale à 4. Il est important de noter que cette taille de voisinage est jugée trop petite pour obtenir des estimations fiables. Les estimations des quantiles n'ont donc pas été calculées pour ces stations.

### 3.3.3 Estimations régionales des variables hydrologiques

Les résultats obtenus par l'application des méthodes d'estimation régionale (notée MER) QdF stationnaire et non stationnaire sur la base des régions homogènes (notée RH) établies par l'ACC sont présentés aux tableaux suivants. Seuls les résultats associés aux estimations des quantiles de périodes de retour  $T = 5$  et 100 ans, de durée 7 jours et au temps  $t = 2003$  (dernière année de la période considérée) sont présentés. De plus, dans le but de quantifier l'apport de la technique d'analyse canonique des corrélations, des estimations ont aussi été obtenues pour chacune des stations en considérant comme région homogène, pour chacune des stations, l'ensemble des autres stations (notée toutes). Il est important de noter que les biais relatifs ainsi que les erreurs quadratiques relatives ont été calculés comme étant des différences entre l'estimation considérée (QdF\_S ou QdF\_NS) et la « vraie » valeur, c'est-à-dire l'estimation des quantiles obtenue par l'ajustement de la distribution GEV non stationnaire.

Tableau 3-7 : Erreur moyenne en % (médiane) pour l'estimation des quantiles non stationnaires de durée 7 jours et de période de retour 5 ans au temps  $t = 2003$

| DRH    | MER    | BRM        | rEQRM     |
|--------|--------|------------|-----------|
| toutes | QdF_S  | -91 (58)   | 770 (148) |
|        | QdF_NS | -125 (-95) | 223 (95)  |
| ACC_S  | QdF_S  | 66 (64)    | 85 (64)   |
| ACC_NS | QdF_NS | 12 (14)    | 35 (27)   |



**Tableau 3-8 : Erreur moyenne en % (médiane) pour l'estimation du quantiles non stationnaires de durée 7 jours et de période de retour 100 ans au temps t = 2003**

| DRH    | MER    | BRM        | rEQRM     |
|--------|--------|------------|-----------|
| toutes | QdF_S  | -51 (37)   | 557 (142) |
|        | QdF_NS | -120 (-94) | 193 (96)  |
| ACC_S  | QdF_S  | 57 (46)    | 80 (48)   |
| ACC_NS | QdF_NS | 2 (-5)     | 32 (19)   |

## 4 ANALYSE COMPARATIVE

---

Cette section a pour but la comparaison des différents résultats présentés au Tableau 3-7 et au Tableau 3-8 pour répondre aux objectifs fixés à la section 1.3. Tout d'abord, l'apport de l'analyse canonique des corrélations en terme de qualité d'estimation sera évalué en comparant les résultats obtenus avec et sans l'utilisation de cette méthode de détermination des régions homogènes. Ensuite, pour évaluer l'erreur faite en utilisant des modèles stationnaires en présence de non-stationnarité, les résultats obtenus par la modélisation QdF stationnaire et non stationnaire seront comparés.

### ***4.1 Apport de l'Analyse canonique des corrélations***

On compare ici les résultats obtenus par le modèle QdF combiné à l'ACC dans le cas stationnaire et non stationnaire (notés respectivement ACC\_S+QdF\_S et ACC\_NS+QdF\_NS) à ceux obtenus en considérant l'ensemble des stations restantes comme région homogène (notés respectivement toutes+QdF\_S et toutes+QdF\_NS). Tout d'abord, on remarque que l'utilisation de l'analyse canonique des corrélations semble permettre d'améliorer la qualité des estimations, car les rEQRM pour toutes+QdF\_S et pour toutes+QdF\_NS sont respectivement supérieures à celles pour ACC\_S+QdF\_S et ACC\_NS + QdF\_NS. En effet, d'une part, pour T = 5, les rEQR médianes pour toutes+QdF\_S et pour toutes+QdF\_NS sont respectivement égales à 148% et 95% tandis que celles pour ACC\_S+QdF\_S et ACC\_NS + QdF\_NS sont respectivement égales à 64% et 27%. D'autre part, pour T = 100, les rEQR médianes pour toutes+QdF\_S et pour toutes+QdF\_NS sont respectivement égales à 142% et 96% tandis que celles pour ACC\_S+QdF\_S et ACC\_NS + QdF\_NS sont respectivement égales à 48% et 19%. En ce qui concerne le BRM, dans le cas non stationnaire, on en vient aux mêmes conclusions que par l'examen de la rEQRM. Cependant, dans le cas stationnaire, les biais relatifs médians pour toutes+QdF\_S sont légèrement inférieurs à ceux obtenus pour ACC\_S +QdF\_S. Les erreurs relatives calculées pour chaque station et présentées à la Figure 4-1 ainsi qu'à la Figure 4-2 démontrent que l'utilisation de toutes les stations comme région homogène conduit à des erreurs très extrêmes ou du moins supérieures à 100% ou même plus, et ce, pour plusieurs stations. Des résultats aussi extrêmes ne sont pas observés pour

le cas ACC\_S +QdF\_S. Vu la plus grande stabilité des résultats obtenus dans le cas ACC\_S+QdF\_S que dans le cas toutes+QdF\_S, on peut donc dire que l'utilisation de l'analyse canonique des corrélations permet tout de même d'obtenir des résultats plus fiables.

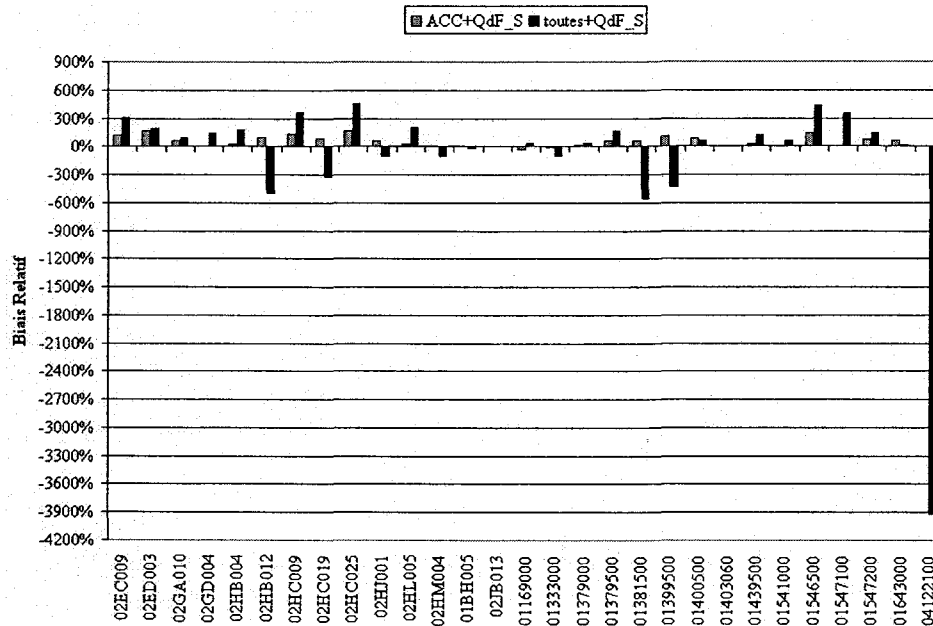


Figure 4-1 : BR des estimations pour toutes+QdF\_S et pour ACC+QdF\_S, pour le quantile de période de retour 5 ans et de durée 7 jours au temps t = 2003

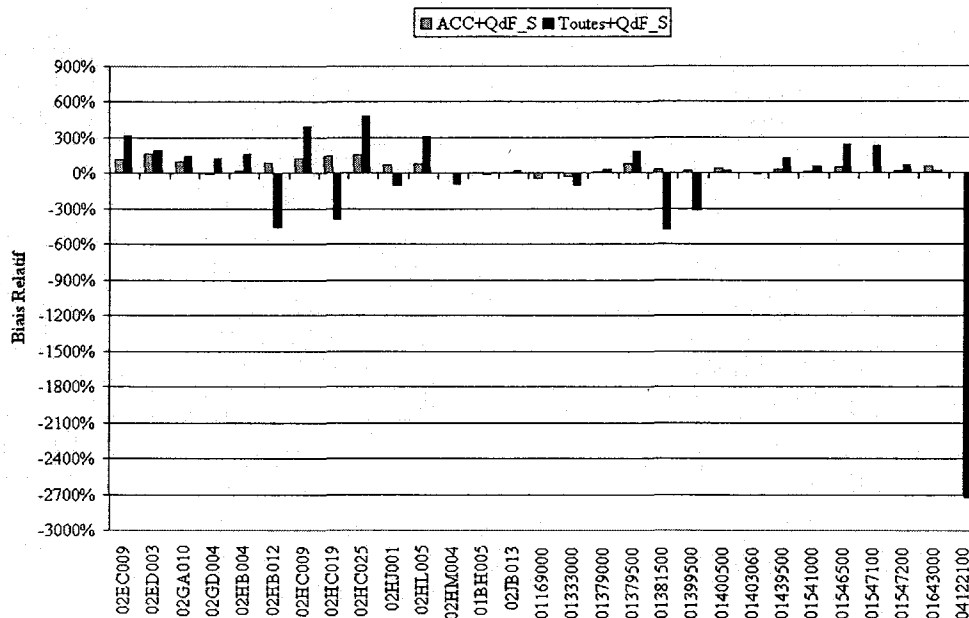


Figure 4-2 : BR des estimations pour toutes+QdF\_S et pour ACC+QdF\_S, pour le quantile de période de retour 100 ans et de durée 7 jours au temps t = 2003

## 4.2 Apport des modèles non stationnaires en présence de non-stationnarité

Par ailleurs, par la comparaison des résultats obtenus par la combinaison de l'analyse canonique des corrélations aux modèles QdF stationnaire et non stationnaire, on remarque que le fait de tenir compte de la présence d'une non-stationnarité semble permettre d'améliorer la qualité des estimations régionales. En effet, pour T = 5 ans, on remarque que la rEQRM pour ACC\_S + QdF\_S est égale à 85% ce qui est supérieure à la rEQRM pour ACC\_NS+QdF\_NS qui est égale à 35%. Par ailleurs, pour T = 100 ans, on remarque que la rEQRM pour ACC\_S + QdF\_S est égale à 80% ce qui est supérieure à la rEQRM pour ACC\_NS+QdF\_NS qui est égale à 32%. La comparaison des BRM permet d'en venir aux mêmes conclusions.

Par ailleurs, les figures suivantes présentent un exemple de l'évolution dans le temps des estimations locales non stationnaires, régionales stationnaires et non stationnaires pour la station 02HJ001. Elles permettent de comparer les estimations stationnaires et non

stationnaires sur toute la période considérée, c'est-à-dire de 1974 à 2003 et non seulement pour l'année 2003.

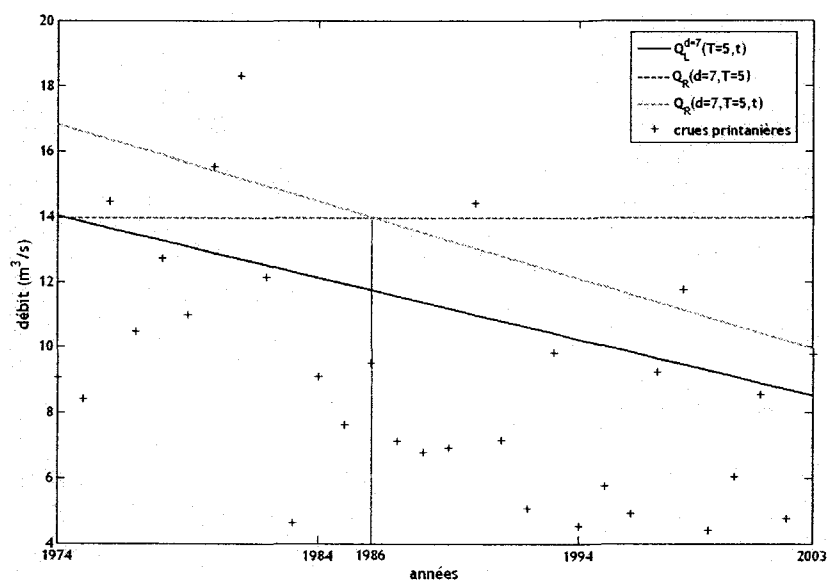


Figure 4-3 : Estimations locales non stationnaires ( $Q_L^{d=7}(T=5,t)$ ), Régionales stationnaires ( $Q_R(d=7,T=5)$ ) et non stationnaires ( $Q_R(d=7,T=5,t)$ ) du quantile de période de retour  $T=5$  ans et de durée  $d=7$  jours pour la station 02HJ001 (Jackson Creek, Peterborough, Ontario, Canada)

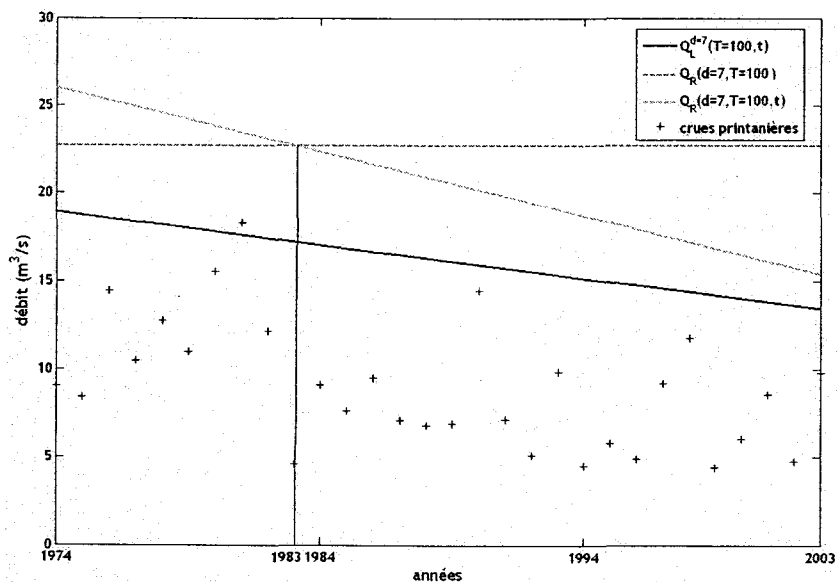


Figure 4-4 : Estimation locale non stationnaires ( $Q_L^{d=7}(T=100,t)$ ), Régionales stationnaires ( $Q_R(d=7,T=100)$ ) et non stationnaires ( $Q_R(d=7,T=100,t)$ ) du quantile de période de retour  $T=100$  ans et de durée  $d=7$  jours pour la station 02HJ001 (Jackson Creek, Peterborough, Ontario, Canada)

Tout d'abord, pour  $T = 5$  ans, à la Figure 4-3, on remarque que de 1974 à 1986, c'est l'estimation régionale stationnaire qui est la plus proche de ce qu'on considère la « vraie » valeur, c'est-à-dire l'estimation locale non stationnaire. Cependant, à partir de 1986, c'est plutôt l'estimation régionale non stationnaire qui est la plus proche de la vraie valeur. Cela veut dire qu'en 2003, dernière année de la période considérée, si l'on utilise un modèle QdF stationnaire en présence de non-stationnarité, les estimations obtenues seront basées sur les conditions ayant cours en 1986 et ne tiendront donc pas compte des conditions actuelles. Pour  $T = 100$ , on peut faire sensiblement les mêmes observations, à l'exception faite que le changement entre les deux types d'estimation régionale se produit en 1983.



## 5 CONCLUSIONS

---

Une version améliorée de la modélisation régionale de type débit-durée-fréquence (QdF) adaptée au cadre non stationnaire et développée par Cunderlik et Ouarda (2006) a été présentée et appliquée à un ensemble de 29 stations hydrométriques présentant une non-stationnarité (tendance négative) dans la série de crues printanières. L'amélioration apportée consistait en la combinaison du modèle développé par Cunderlik et Ouarda (2006) à une méthode de détermination des régions homogènes soit l'analyse canonique des corrélations. De plus, un modèle QdF régional stationnaire (Javelle et al., 2002) a aussi été appliqué à l'ensemble des 29 stations hydrométriques dans le but d'évaluer l'erreur faite par l'utilisation d'un modèle non stationnaire en présence de non-stationnarité. Les résultats démontrent que la version améliorée du modèle QdF régional non stationnaire a permis d'obtenir de meilleurs résultats que dans le cas où aucune méthode de détermination des régions homogènes n'est utilisée. Par ailleurs, il a aussi été démontré qu'en présence de non-stationnarité dans les séries hydrologiques, le modèle QdF régional non stationnaire performe mieux que le modèle QdF régional stationnaire. En effet, pour les stations hydrométriques considérées, c'est-à-dire des stations présentant une tendance négative, les estimations obtenues par le modèle stationnaire au moment présent se basent sur des conditions ayant cours dans le passé ce qui entraîne d'importantes surestimations des quantiles.

Par ailleurs, les stations hydrométriques utilisées sont situées sur le territoire nord-est américain. Il n'est cependant pas supposé que cette région présente une non-stationnarité de façon globale. En fait, l'ensemble des stations considérées ne constitue seulement qu'une liste de stations géographiquement non contiguës et présentant une non-stationnarité semblable. On suppose que les résultats pourraient être encore meilleurs si le modèle était appliqué à une vraie région géographique pour laquelle une non-stationnarité est observée de façon globale et régionale. La bonne qualité des résultats obtenus dans la présente étude s'explique par le fait que la procédure régionale détecte les éléments (caractéristiques physiographiques et/ou météorologiques) qui confèrent aux crues leur signature pour estimer les quantiles. Dans le cas où une non-stationnarité serait observée



de façon globale et régionale pour une zone géographique donnée, ces caractéristiques caractérisant la non-stationnarité pourrait être utilisées dans le transfert d'information ce qui pourrait aider à améliorer la qualité des estimations des quantiles.

## 6 RÉFÉRENCES

---

1. Ashkar F. 1980. Partial duration series models for flood analysis. *PhD thesis, École polytechnique de Montréal, Montréal, Canada*: 172 p.
2. Belzile L., Bérubé P., Hoang V.D., Leclerc M. 1997. Méthode écohydrologique de détermination des débits réservés pour la protection des habitats de poisson dans les rivières du Québec. *Rapport présenté par l'INRS-Eau et le Groupe-conseil Génivar inc. au Ministère de l'environnement et de la Faune et à Pêches et Océans Canada*: 83 p.
3. Birikundavyi S., Rousselle J., Nguyen V.T.V. 1997. Regional estimation of flood quantiles by correspondence analysis. *Canadian Journal of Civil engineering* 24(3) : 438-447
4. Carbon Dioxide Information Analysis Center. 2002. [http://cdiac.ornl.gov/fip/ushcn\\_monthly](http://cdiac.ornl.gov/fip/ushcn_monthly)
5. Chaire en Hydrologie Statistique, INRS-Eau, Terre et Environnement, 1998. [http://www.inrs-ete.quebec.ca/activites/groupes/chaire\\_hydrol/hyfran.html](http://www.inrs-ete.quebec.ca/activites/groupes/chaire_hydrol/hyfran.html)
6. Coles G.S. 2001. An introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. *Springer*: 208 p.
7. Cunderlik J.M., Burn D.H. 2003. Non-stationary pooled flood frequency analysis. *Journal of Hydrology* 276 : 210-223
8. Cunderlik J.M., Jourdain V., Ouarda T.B.M.J., Bobée B. 2006. Non-stationary flood-duration-frequency modeling. *Soumis pour publication à Water Resources Research*
9. Cunderlik J.M., Ouarda T.B.M.J. 2006. Regional flood-duration-frequency modeling in the changing environment. *Journal of Hydrology* 318(1-4): 276-291.
10. Cunnane C. 1989. Statistical distributions for flood frequency analysis. *Operational Hydrology Report No. 33, World Meteorological Organization*: 44 p.
11. Dalrymple T. 1960. Flood-frequency analyses, Manual of Hydrology: Part 3. *US Geological Survey Water Supply Paper 1543A*: 80 p.
12. Douglas E.M., Vogel R.M., Kroll C.N. 2000. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology* 240 : 90-105
13. Durrans S.R., Tomic S. 1996. Regionalization of low-flow frequency estimations: an Alabama Case Study. *Water Resources Bulletin* 32(1) : 23-37

14. El Adlouni S., Ouarda T.B.M.J., Zhang X., Roy R., Bobée B. 2005. Generalized Maximum Likelihood Estimators for the non-stationary GEV model. *soumis à Water Resources Research*.
15. Environnement Canada. 2002. Canadian Daily Climate Data CDs. [http://www.climat.meteo.ec.gc.ca/prods\\_servs/cdcd\\_iso\\_f.html](http://www.climat.meteo.ec.gc.ca/prods_servs/cdcd_iso_f.html)
16. Environnement Canada. 2004. CD-ROM HYDAT Version 2.04. Données sur les eaux de surface jusqu'à 2003, sauf pour le Québec. *Relevés hydrologiques du Canada/Water Survey of Canada*.
17. Galéa G., Prudhomme C. 1994. Characterization of ungauged basin flood behavior by upstreaming QdF models. *International Association of Hydrological Sciences Publications 221 : 229-239*
18. Galéa G., Prudhomme C. 1997. Notions de base et concepts utiles pour la compréhension de la modélisation synthétique des régimes de crue des bassins versants au sens des modèles QdF. *Revue des sciences de l'eau 1 : 83-101*
19. Galéa G., Sourisseau J. 1997. Représentativité des modèles QdF: Application à la regionalization des régimes de crue du bassin versant de la Loire (France). *International Association of Hydrological Sciences Publications 246 :277-285*
20. Girard C., Ouarda T.B.M.J., Bobée B. 2000. Une approche par classification à la constitution de voisinages homogènes basée sur l'analyse canonique des corrélations. *INRS-ETE Rapport de recherche No R-576: 16 p.*
21. Grisollet H., Guilmet B., Arlery R. 1962. Climatologie - Méthodes et pratiques. *Gauthier-Villars, Paris: 401 p.*
22. Hosking J.R.M., Wallis J.R. 1988. The effect of intersite dependence on regional flood frequency analysis. *Water Resources Research 24 :588-600*
23. Hosking J.R.M., Wallis J.R. 1997. Regional frequency analysis. *Cambridge University Press: 240 p.*
24. Javelle P., Grésillon J.M., Galéa G. 1999. Modélisation des courbes débit-durée-fréquence en crues et invariance d'échelle. *Comptes Rendus de l'Académie des Sciences, Sciences de la terre et des planètes 329 :39-44*
25. Javelle P., Galéa G., Grésillon J.M. 2000. L'approche débit-durée-fréquence: historique et avancées. *Revue des sciences de l'eau 13(3) : 303-321.*
26. Javelle P., Ouarda T.B.M.J., Lang M., BB, Galéa G., Grésillon J.M. 2002. Development of regional flood-duration-frequency curves based on the index-flood method. *Journal of Hydrology 258 :249-259*

27. Javelle P., Ouarda T.B.M.J., Bobée B. 2003. Spring flood analysis using the flood-duration-frequency approach: application to the provinces of Quebec and Ontario, Canada. *Hydrological Processes* 17 :3717-3736
28. Kendall M.G. 1975. Rank correlation measures. *Charles Griffin, London, U.K.* : 199 p.
29. Lettenmaier D.P., Potter K.W. 1985. Testing flood frequency estimation methods using a regional flood generation model. *Water Resources Research* 9 :1534-1542
30. Lettenmaier D.P., Wallis J.R., Wood E.F. 1987. Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation. *Water Resources Research* 23 :313-323
31. Lins H.F., Slack J.R. 1999. Streamflow trends in the United States. *Geophysical Research Letters* 26(2) :227-230
32. Mann Henry B. 1945. Non-parametric tests against trend. *Econometrica*. 13: 245-259.
33. Mann Henry B., Whitney D.R. 1947. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. *Ann. Math. Statist.* 18 :50-60
34. Mar L., Gineste P., Hamattan M., Tounkara A., Tapsoba L., Javelle P. 2002. Flood-duration-frequency modeling applied to big catchments in Burkina Faso. *Fourth FRIEND international Conference, 18-22 March 2002, Cape Town, South Africa*
35. Martins E.S., Stedinger J.R. 2000. Generalized Maximum Likelihood GEV quantile estimators for hydrologic data. *Water Resources Research*. 36(3) : 737-744.
36. McCabe G.J., Wolock D.M. 2002. A step increase in streamflow in the conterminous United States. *Geophysical Research Letters* 29(24)
37. Meunier M. 2001. Regional flow-duration-frequency model for the tropical island of Martinique. *Journal of Hydrology* 247 :31-53
38. Mic R., Galéa G., Javelle P. 2002. Floods regionalization of the Cris catchments: application of the converging QdF modeling concept to the Pearson III law. *Conference of the Danube countries, 2-6 september 2002, Bucharest, Romania*
39. Ministère du Développement durable, de l'Environnement et des Parcs. 2003. Centre d'Expertise Hydrique du Québec (CEHQ). <http://www.cehq.gouv.qc.ca/>
40. Muirhead R.J. 1982. Aspects of multivariate statistical theory. *J.Wiley*: 673 pp.
41. Ouarda T.B.M.J., Girard C., Cavadias G.S., Bobée B. 2001. Regional flood frequency estimation with canonical correlation analysis. *Journal of Hydrology* 254 :157-173

42. Potter K.W., Lettenmaier D.P. 1990. A comparison of regional flood frequency estimation methods using a resampling method. *Water Resources Research* 16(3) :415-424
43. Prudhomme C., Gal ea G. 1997. Non-stationary regimes: The QdF models behavior. *International Association of Hydrological Sciences Publications* 246 :267-276
44. Singh, RD, Mishra S.K., Chowdhary H. 2001. Regional flow-duration models for large number of ungauged Himalayan catchments for planning microhydro projects. *Journal of Hydrologic Engineering* 6(4) :310-316
45. Slack J.R., Landwehr J.M. Hydro-Climatic data network (HCDN): A US Geological Survey streamflow data set for the United States for the study of climates variations. *U.S. Geological Survey open-file report 92-129*, [http://pubs.usgs.gov/of/1992/ofr92\\_129](http://pubs.usgs.gov/of/1992/ofr92_129)
46. Strupczewski W.G., Singh V.P., Feluch W. 2001. Non-stationary approach to at-site flood frequency modeling I. Maximum likelihood estimation. *Journal of Hydrology* 248 :123-142
47. Strupczewski W.G., Kaczmarek Z. 2001. Non-stationary approach to at-site flood frequency modeling II. Weighted least squares estimation. *Journal of Hydrology* 248 :143-151
48. Strupczewski W.G., Singh V.P., Mitosek H.T. 2001. Non-stationary approach to at-site flood frequency modeling III. Flood analysis of Polish rivers. *Journal of Hydrology* 248 :152-167
49. U.S. Geological Survey. 2005. National Water Information System (NWIS). <http://waterdata.usgs.gov/nwis>
50. Wald A., Wolfowitz J. 1943. An exact test for randomness in the non-parametric case based on serial correlation. *Annals of Mathematical Statistics* 14(4) :378-388
51. Yue S., Pilon P. 2003. Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and cross-correlation. *Hydrological Sciences Journal des Sciences Hydrologiques* 48(1) :51-62
52. Zhang X., Harvey K.D., Hogg W.D., Yuzyk T.R. 2001. Trends in Canadian streamflow. *Water Resources Research* 37(4) :987-998

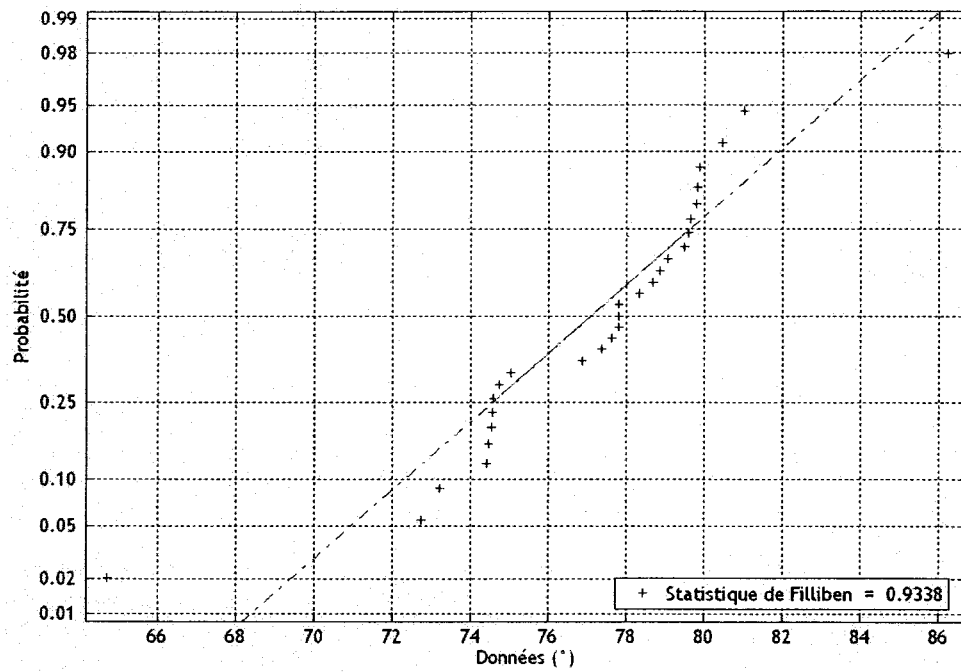
## 7 ANNEXES

### Annexe 1 : Caractéristiques physiographiques et météorologiques pour chacun des bassins versants

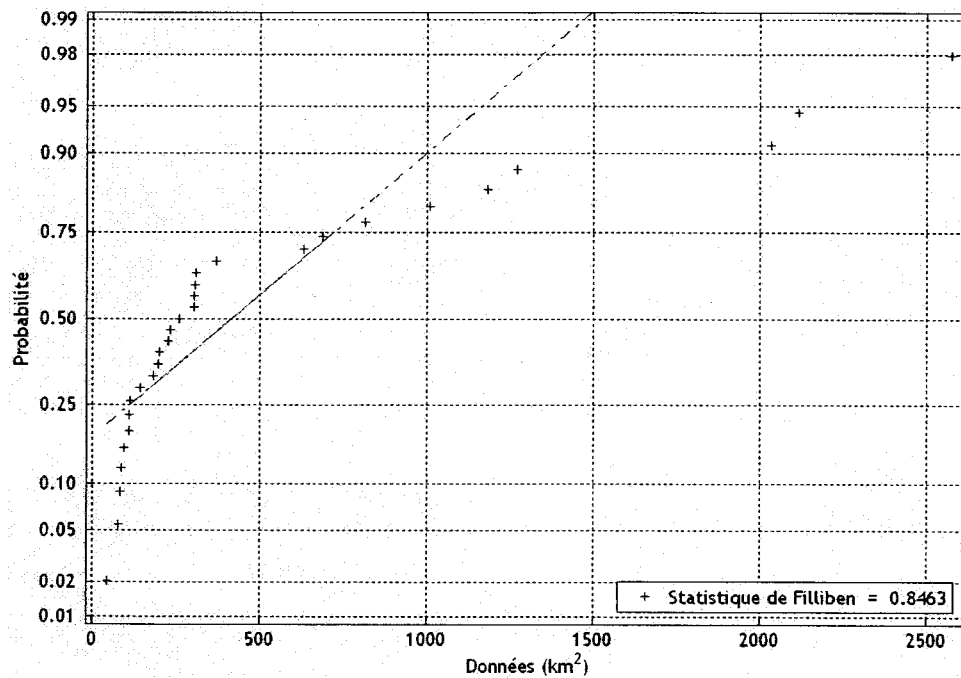
| ID      | nom   | Province/État (pays) | LAT (°) | LONG (°) | BV (km <sup>2</sup> ) | PCP (m/km) | LCP (km) | PTMP (mm) | TMOYP (°C) | TMINP (°C) | TMAXP (°C) |
|---------|---|----------------------|---------|----------|-----------------------|------------|----------|-----------|------------|------------|------------|
| 02EC009 | Holland River At Holland Landing                        | Ontario (Canada)     | 44.095  | 79.4894  | 181                   | 2.281      | 32.5     | 299.8     | 0.6        | -3.8       | 5          |
| 02ED003 | Nottawasaga River Near Baxter                           | Ontario (Canada)     | 44.2497 | 79.8214  | 1180                  | 1.9        | 61.75    | 317.4     | 0.5        | -4.7       | 5.7        |
| 02GA010 | Nith River Near Canning                                 | Ontario (Canada)     | 43.1897 | 80.455   | 1008                  | 0.95       | 39.4     | 346.9     | 2.2        | -3.7       | 5.5        |
| 02GD004 | Middle Thames River At Thamesford                       | Ontario (Canada)     | 43.0592 | 80.9947  | 306                   | -99        | -99      | 405.5     | 1.7        | -3         | 6.4        |
| 02HB004 | East Oakville Creek Near Omagh                          | Ontario (Canada)     | 43.4989 | 79.7769  | 199                   | 2.65       | 34.05    | 347.7     | 1.7        | -3.1       | 6.6        |
| 02HB012 | Grindstone Creek Near Aldershot                         | Ontario (Canada)     | 43.3006 | 79.8689  | 83                    | 2.314      | 14       | 386.2     | 1.7        | -2.8       | 6.3        |
| 02HC009 | East Humber River Near Pine Grove                       | Ontario (Canada)     | 43.79   | 79.5844  | 197                   | 2.409      | 51       | 290       | 1.4        | -3.7       | 6.4        |
| 02HC019 | Duffins Creek Above Pickering                           | Ontario (Canada)     | 43.8914 | 79.0592  | 94                    | 9.42       | 17.48    | 330.9     | 2.1        | -2         | 6.1        |
| 02HC025 | Humber River At Elder Mills                             | Ontario (Canada)     | 43.8114 | 79.6278  | 303                   | 1.571      | 45       | 290       | 1.4        | -3.7       | 6.4        |
| 02HJ001 | Jackson Creek At Peterborough                           | Ontario (Canada)     | 44.3025 | 78.3211  | 110                   | 2.714      | 18.5     | 321.5     | 0.4        | -4.7       | 5.5        |
| 02HL005 | Moira River Near Deloro                                 | Ontario (Canada)     | 44.4997 | 77.6183  | 308                   | 1.71       | 53.25    | 351.4     | 1.6        | -3         | 6.2        |
| 02HM004 | Wilton Creek Near Napanee                               | Ontario (Canada)     | 44.2394 | 76.8494  | 112                   | 1.079      | 34.5     | 389.5     | 1.2        | -2.8       | 5.3        |
| 01BH005 | Dartmouth (Rivière) En Anont Du Ruisseau Du Pas De Dame | Québec (Canada)      | 48.9797 | 64.6986  | 630                   | 6.44       | 61.1     | 441.3     | -3.6       | -9.3       | 2          |

|          |   |                               |         |         |         |       |       |       |      |       |      |
|----------|---|-------------------------------|---------|---------|---------|-------|-------|-------|------|-------|------|
| 02JB013  | Kinojevis<br>(Riviere) A<br>Clericy                   | Québec<br>(Canada)            | 48.3667 | 78.8533 | 2575    | 0.29  | 123.8 | 263.3 | -6.9 | -14.5 | 0.6  |
| 01169000 | North River At<br>Shattuckville                       | Massachusetts<br>(Etats-Unis) | 42.6383 | 72.7256 | 230.51  | 12.42 | 33.8  | 461.4 | 3    | -3.4  | 9.4  |
| 01333000 | Green River At<br>Williamstown                        | Massachusetts<br>(Etats-Unis) | 42.7089 | 73.1972 | 110.334 | 6.25  | 44.2  | 357   | 3.5  | -2.4  | 9.4  |
| 01379000 | Passaic River<br>Near Millington                      | New Jersey<br>(Etats-Unis)    | 40.68   | 74.5289 | 143.486 | -99   | -99   | 490.4 | 6.2  | 0.3   | 12.2 |
| 01379500 | Passaic River<br>Near Chatham                         | New Jersey<br>(Etats-Unis)    | 40.7261 | 74.3897 | 259     | 2.14  | 39.6  | 490.4 | 6.2  | 0.3   | 12.2 |
| 01381500 | Whippany River<br>At Morristown                       | New Jersey<br>(Etats-Unis)    | 40.8072 | 74.4569 | 76.146  | 3.03  | 19.6  | 490.4 | 5.1  | -0.7  | 10.9 |
| 01399500 | Lamington<br>(Black) River<br>Near Pottersville       | New Jersey<br>(Etats-Unis)    | 40.7275 | 74.7303 | 84.952  | 4.41  | 25.4  | 498.5 | 5.5  | -0.7  | 11.8 |
| 01400500 | Raritan River At<br>Manville                          | New Jersey<br>(Etats-Unis)    | 40.555  | 74.5836 | 1269.1  | -99   | -99   | 497.4 | 5.9  | -0.1  | 12   |
| 01403060 | Raritan River<br>Below Calco<br>Dam At Bound<br>Brook | New Jersey<br>(Etats-Unis)    | 40.5511 | 74.5483 | 2033.15 | -99   | -99   | 497.4 | 5.9  | -0.1  | 12   |
| 01439500 | Bush Kill at<br>Shoemakers                            | Pennsylvanie<br>(Etats-Unis)  | 41.0881 | 75.0381 | 303.03  | 6.61  | 48.6  | 493.6 | 4.7  | -1.6  | 11   |
| 01541000 | West Branch<br>Susquehanna<br>River at Bower          | Pennsylvanie<br>(Etats-Unis)  | 40.8969 | 78.6772 | 815.85  | 1.72  | 56.8  | 412.9 | 2.5  | -4.1  | 9.2  |
| 01546500 | Spring Creek near<br>Axemann                          | Pennsylvanie<br>(Etats-Unis)  | 40.8897 | 77.7944 | 225.848 | -99   | -99   | 396.9 | 4.7  | -0.8  | 9.9  |
| 01547100 | Spring Creek at<br>Milesburg                          | Pennsylvanie<br>(Etats-Unis)  | 40.9317 | 77.7869 | 367.78  | -99   | -99   | 396.9 | 4.7  | -0.8  | 9.9  |
| 01547200 | Bald Eagle Creek<br>bl Spring Creek at<br>Milesburg   | Pennsylvanie<br>(Etats-Unis)  | 40.9431 | 77.7867 | 686.35  | -99   | -99   | 396.9 | 4.7  | -0.8  | 9.9  |
| 01643000 | Monocacy River<br>At Jug Bridge<br>Near Frederick     | Maryland<br>(Etats-Unis)      | 39.4028 | 77.3661 | 2116.03 | -99   | -99   | 427   | 6.5  | 0.8   | 12.2 |
| 04122100 | Bear Creek Near<br>Muskegon                           | Michigan<br>(Etats-Unis)      | 43.2886 | 86.2228 | 43.253  | -99   | -99   | 324   | 1.7  | -3.1  | 7.2  |

**Annexe 2 : Vérification de l'hypothèse de normalité pour les variables physiologiques et météorologiques**



**Figure 7-1 : Visualisation de la variable LONG sur papier normal**



**Figure 7-2 : Visualisation de la variable BV sur papier normal**



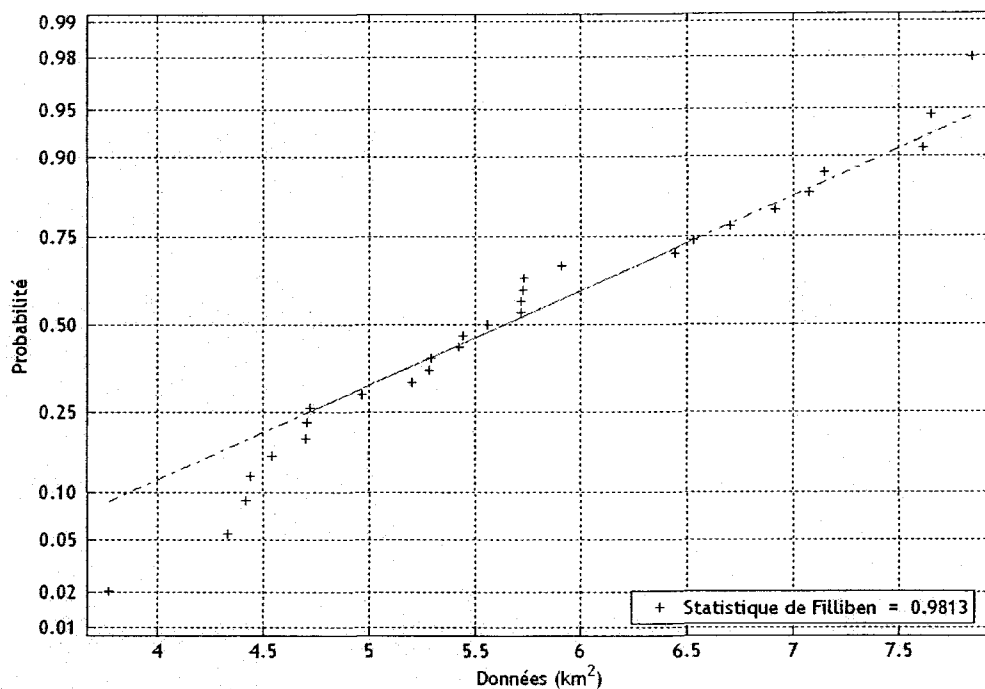


Figure 7-3 : Visualisation de la variable  $\log(BV)$  sur papier normal

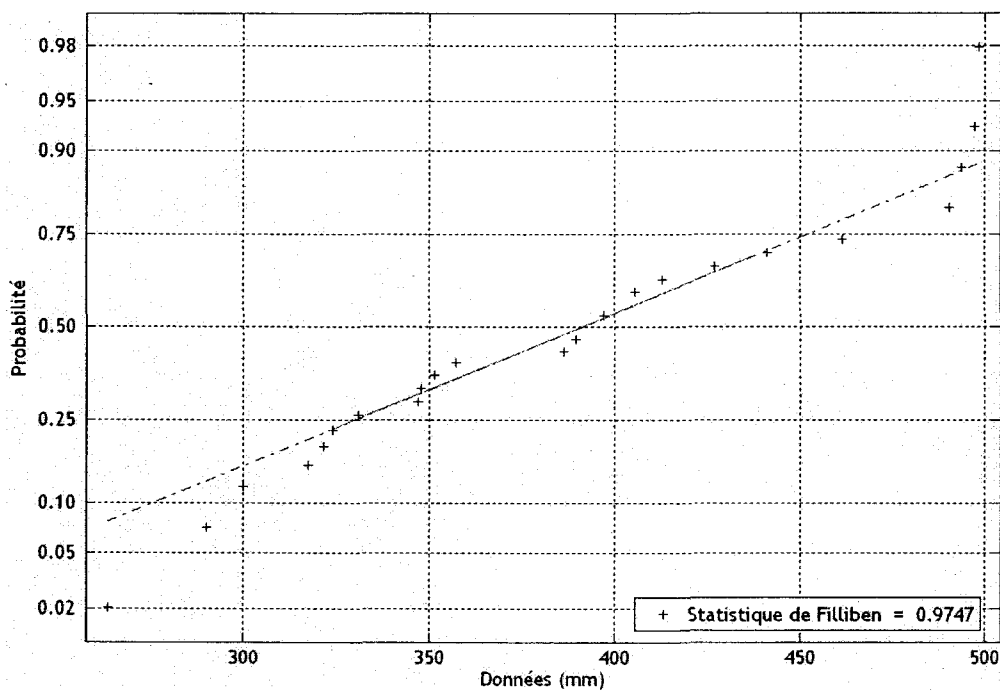


Figure 7-4 : Visualisation de la variable PTMP sur papier normal