

Record Number: 12290
Author, Monographic: Perreault, L./Haché, M./Rémillard, L./Bobée, B.
Author Role:
Title, Monographic: Analyse de fréquence des volumes de crue et des apports maximums
Translated Title:
Reprint Status:
Edition:
Author, Subsidiary:
Author Role:
Place of Publication: Québec
Publisher Name: INRS-Eau
Date of Publication: 1996
Original Publication Date: Novembre 1996
Volume Identification:
Extent of Work: x,114
Packaging Method: pages incluant 2 annexes
Series Editor:
Series Editor Role:
Series Title: INRS-Eau, rapport de recherche
Series Volume ID: 486
Location/URL:
ISBN: 2-89146-411-7
Notes: Rapport annuel 1996-1997
Abstract: Rapport rédigé pour la Société d'électrolyse et de chimie Alcan Lté, groupe Ressources hydriques.
17.00\$
Call Number: R000486
Keywords: rapport/ ok/ dl

**ANALYSE DE FRÉQUENCE DES
VOLUMES DE CRUE ET DES
APPORTS MAXIMUMS SAISONNIERS**

**ANALYSE DE FRÉQUENCE DES VOLUMES DE CRUE
ET DES APPORTS MAXIMUMS SAISONNIERS**

Rapport rédigé pour

Société d'électrolyse et de chimie
Alcan limitée
Groupe Ressources hydriques

par

Luc Perreault
Mario Haché
Louise Rémillard
Bernard Bobée

Chaire en Hydrologie statistique CRSNG / Hydro-Québec
Institut national de la recherche scientifique, INRS-Eau
2800, rue Einstein, Case postale 7500, SAINTE-FOY (Québec), G1V 4C7

Rapport de recherche N° R-486

Novembre 1996

ÉQUIPE DE RECHERCHE

CHARGÉ DE PROJET	INRS-Eau	LUC PERREAULT
CHARGÉ DE PROJET	Alcan	LOUISE RÉMILLARD
COLLABORATEURS	INRS-Eau	MARIO HACHÉ
		SÉBASTIEN LAVOIE
	Alcan	JANNINE DUFOUR
TITULAIRE DE LA CHAIRE	INRS-Eau	BERNARD BOBÉE

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	vii
LISTE DES FIGURES	ix
CHAPITRE 1 : Introduction.....	1
1.1 Problématique.....	1
1.2 Description du projet.....	2
1.3 Description des données.....	5
1.4 Contenu du rapport	7
CHAPITRE 2 : Notions de base de l'ajustement.....	9
2.1 Principe de l'ajustement.....	9
2.2 Lois de probabilité considérées	10
2.3 Vérification des hypothèses de base.....	14
2.3.1. Indépendance : test de Wald-Wolfowitz.....	14
2.3.2. Homogénéité : test de Wilcoxon	15
2.3.3. Stationnarité : test de Kendall	16
2.4 Autres tests statistiques utilisés dans l'étude.....	18
2.4.1 Test de Shapiro-Wilk.....	18
2.4.2 Test de Levene	19
2.4.3 Test de Kolmogorov-Smirnov.....	20
2.5 Critères de sélection d'une loi de probabilité	21
2.5.1 Critères statistiques.....	21
2.5.1.1 Représentation graphique.....	22
2.5.1.2 Critère de l'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA)	22
2.5.1.3 Parcimonie.....	23
2.5.1.4 Critère d'information d'Akaike (CIA)	23
2.5.2 Critères hydrologiques.....	24
2.5.2.1 Information régionale.....	24

2.5.2.2 Cohérence spatiale.....	24
2.5.2.3 Crue maximale probable (CMP)	25
2.5.3 Procédure de sélection	25
CHAPITRE 3 : Ajustement des volumes de crue	27
3.1 Analyse préliminaire des données	27
3.2 Vérification des hypothèses de base	31
3.3 Comparaison des ajustements	32
3.4 Distributions choisies	37
CHAPITRE 4 : Ajustement des apports du printemps	47
4.1 Analyse préliminaire des données	47
4.2 Vérification des hypothèses de base	51
4.3 Comparaison des ajustements	52
4.4 Distributions choisies	56
CHAPITRE 5 : Ajustement des apports été/automne	65
5.1 Analyse préliminaire des données	65
5.2 Comparaison des saisons été et automne	69
5.3 Vérification des hypothèses de base	70
5.4 Comparaison des ajustements	70
5.5 Distributions choisie.....	74
CHAPITRE 6 : Conclusion	83
CHAPITRE 7 : Références bibliographiques	85
ANNEXE A : Données validées	87
ANNEXE B : Diagramme en boîte.....	111

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1.1. Description des échantillons	5
Tableau 2.1. Lois de probabilité considérées dans l'étude	13
Tableau 2.2. Crues maximales probables (CMP) en m ³ /s (tiré de SNC, 1994)	25
Tableau 3.1. Statistiques descriptives des séries annuelles de volumes de crue	30
Tableau 3.2. Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk - volumes de crue.....	31
Tableau 3.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K)	31
Tableau 3.4. CIA obtenu pour chacune des lois ajustées aux volumes	34
Tableau 3.5. ÉMVA obtenu pour chacune des lois ajustées aux volumes	34
Tableau 3.6. Rangs correspondant aux CIA (classement I et II) - volumes de crue.....	35
Tableau 3.7. Rangs correspondant aux ÉMVA (classement I et II) - volumes de crue	36
Tableau 4.1. Statistiques descriptives des séries d'apports maximums du printemps.....	50
Tableau 4.2. Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk.....	51
Tableau 4.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K)	51
Tableau 4.4. CIA obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports du printemps	53
Tableau 4.5. ÉMVA obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports de printemps	53
Tableau 4.6. Rangs correspondant aux CIA (classement I et II) - apports de printemps...	54
Tableau 4.7. Rangs correspondant aux ÉMVA (classement I et II) - apports de printemps	55
Tableau 4.8. Lois choisies pour représenter les apports maximums du printemps	57
Tableau 5.1. Statistiques descriptives des séries d'apports maximums d'été et d'automne.	68
Tableau 5.2. Comparaison de la moyenne, de la variance et de la distribution des saisons été et automne.....	69
Tableau 5.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K)	70
Tableau 5.4. AIC obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports été/automne.....	71
Tableau 5.5. ÉMVA obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports été/automne.....	71
Tableau 5.6. Rangs correspondant au CIA (classement I et II) - apports été/automne	72
Tableau 5.7. Rangs correspondant à l'ÉMVA (classement I et II) - apports été/automne.	73
Tableau 5.8. Lois choisies pour représenter les apports maximums du printemps	75

LISTE DES FIGURES

Figure 1.1. Bassins versants considérés dans l'étude.....	6
Figure 2.1. Formes classiques de fonctions de densité de probabilité continues.....	12
Figure 3.1. Volumes annuels du printemps - Lac Manouane.....	27
Figure 3.2. Volumes annuels du printemps - Passes Dangereuses.....	27
Figure 3.3. Volumes annuels du printemps - Amont.....	28
Figure 3.4. Volumes annuels du printemps - Chute du Diable.....	28
Figure 3.5. Volumes annuels du printemps - Lac St-Jean.....	28
Figure 3.6. Volumes annuels du printemps - Aval.....	29
Figure 3.7. Volumes annuels du printemps - Total.....	29
Figure 3.8. Distribution des volumes annuels de crue des sept bassins versants.....	30
Figure 3.9. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Lac Manouane.....	39
Figure 3.10. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Passes Dangereuses.....	40
Figure 3.11. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Amont.....	41
Figure 3.12. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Chute du Diable.....	42
Figure 3.13. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Lac St-Jean.....	43
Figure 3.14. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Aval.....	44
Figure 3.15. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Total.....	45
Figure 4.1. Apports non contrôlés maximums du printemps - Lac Manouane.....	47
Figure 4.2. Apports non contrôlés maximums du printemps - Passes Dangereuses.....	47
Figure 4.3. Apports non contrôlés maximums du printemps - Amont.....	48
Figure 4.4. Apports non contrôlés maximums du printemps - Chute du Diable.....	48
Figure 4.5. Apports non contrôlés maximums du printemps - Lac St-Jean.....	48
Figure 4.6. Apports non contrôlés maximums du printemps - Aval.....	49
Figure 4.7. Apports non contrôlés maximums du printemps - Total.....	49
Figure 4.8. Distribution des apports maximums du printemps des sept bassins versants.....	50

Figure 4.9. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson Type 3 aux apports maximums printaniers du bassin Lac Manouane	58
Figure 4.10. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson Type 3 aux apports maximums printaniers du bassin Passes Dangereuses	59
Figure 4.11. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson Type 3 aux apports maximums printaniers du bassin Amont	60
Figure 4.12. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Chute du Diable.....	61
Figure 4.13. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Lac St-Jean	62
Figure 4.14. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Aval	63
Figure 4.15. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Total	64
Figure 5.1. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Lac Manouane.....	65
Figure 5.2. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Passes Dangereuses ..	65
Figure 5.3. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Amont.....	66
Figure 5.4. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Chute du Diable.....	66
Figure 5.5. Apports non contrôlés d'été et d'automne - Lac St-Jean.....	66
Figure 5.6. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Aval	67
Figure 5.7. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Total	67
Figure 5.8. Résultats de l'ajustement de la loi GEV aux apports maximums été/automne du bassin Lac Manouane	76
Figure 5.9. Résultats de l'ajustement de la loi gamma inverse aux apports maximums été/automne du bassin Passes Dangereuses.....	77
Figure 5.10. Résultats de l'ajustement de la loi GEV aux apports maximums été/automne du bassin Amont	78
Figure 5.11. Résultats de l'ajustement de la loi Gumbel paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Chute du Diable	79
Figure 5.12. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 3 paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Lac St-Jean.....	80
Figure 5.13. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 3 paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Aval.....	81
Figure 5.14. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 3 paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Total.....	82

1 INTRODUCTION

Le groupe Ressources hydriques (GRH) de la société d'électrolyse et chimie Alcan Ltée (SÉCAL) a donné à la chaire en hydrologie statistique Hydro-Québec/CRSNG établie à l'INRS-Eau le mandat de réaliser trois études techniques portant sur:

- A. L'ajustement des apports non contrôlés saisonniers et des volumes de printemps
- B. L'ajustement des précipitations saisonnières
- C. L'ajustement des équivalents en eau des mois de janvier, février et mars

Ce rapport vise à présenter les travaux réalisés dans le cadre de la première étude intitulée "Analyse de fréquence des apports non contrôlés extrêmes saisonniers et des volumes de crue des bassins du réseau hydrométrique d'Alcan".

1.1 Problématique

La connaissance de la probabilité d'occurrence d'événements comme les apports non contrôlés extrêmes saisonniers et les volumes de crue pour les principaux bassins de son système hydrique est très importante pour Alcan. En effet, cette information permet de mieux connaître les risques associés aux événements de crue de façon à gérer de manière plus sécuritaire les ressources hydriques dont la compagnie dispose, afin en particulier :

- d'évaluer la capacité des ouvrages;
- de minimiser les risques reliés à l'entretien des réservoirs;
- de valider certaines règles de gestion des réservoirs;
- de guider la stratégie de prévention et des plans de mesures d'urgence.

Un des outils privilégié par les hydrologues pour estimer les apports non contrôlés extrêmes et les volumes correspondant à un risque donné (c'est-à-dire à une probabilité au dépassement donnée) est l'analyse de fréquence. Cette approche a pour objectif l'utilisation de mesures d'événements hydrologiques passés pour estimer les probabilités futures d'occurrence. On tente en particulier d'estimer l'événement extrême x_T de période de retour T (quantile de période de retour T ou de probabilité au dépassement $1/T$). L'estimation \hat{x}_T de la valeur théorique du quantile inconnu x_T peut être obtenue en ajustant une loi de probabilité $F(x; \theta)$ à un échantillon d'apports extrêmes ou de volumes observés

historiquement (estimation des paramètres), où θ désigne le vecteur de paramètres associé à la distribution F .

L'estimation des quantiles dépend donc directement de la loi de probabilité et de la méthode d'estimation des paramètres utilisées. En général, pour chacune des lois employées en hydrologie, il est possible, sur une base théorique ou à partir de simulations, d'identifier une méthode d'estimation efficace selon l'objectif visé (description, prédiction). La sélection de la loi de probabilité a alors une influence plus importante sur les résultats. Le choix d'une distribution pour représenter une variable aléatoire est souvent difficile à réaliser. On se base en général sur la qualité de l'adéquation de la loi aux données observées. Il importe donc, pour les principaux bassins du réseau, d'effectuer de nombreux ajustements de différentes lois de probabilité et de faire une comparaison globale des résultats.

1.2 Description du projet

Les deux objectifs du projet étaient de fournir à Alcan, pour chacun de ses bassins versants, des recommandations concernant les lois de probabilité les plus aptes à représenter:

- pour chaque saison, les apports non contrôlés extrêmes;
- les volumes de crue de printemps.

Ce projet a été divisé en quatre sous-projets :

- A. Détermination des saisons statistiquement homogènes pour les apports non contrôlés extrêmes
- B. Modélisation des séries d'apports extrêmes saisonniers
- C. Modélisation des séries de volumes de crue de printemps
- D. Comparaison des ajustements effectués sur les séries d'apports et de volumes et recommandations d'une loi de probabilité

L'état d'un réservoir (niveau, etc.) change considérablement durant l'année. Ainsi, l'importance du risque associé aux événements d'apports extrêmes, qui dépend de l'état des réserves, varie avec les saisons. L'exploitation de l'ensemble du réservoir et en particulier la gestion des ouvrages hydrauliques doit tenir compte des variations saisonnières. Par exemple, certaines opérations d'entretien doivent être exécutées à des périodes où le risque de débordement est minimum : la réfection des évacuateurs est effectuée en été plutôt qu'au

printemps parce qu'un plus grand nombre de vanes peuvent être libérées (le risque de débordement étant moins grand). Pour tenir compte des conditions hydrométéorologiques et pour adapter la gestion du réservoir aux variations saisonnières, il est donc important de déterminer les apports non contrôlés extrêmes de période de retour T pour chacune des saisons.

Le sous-projet A a donc été consacré à la partition de l'année en saisons hydrologiques. Les apports extrêmes sont le résultat de facteurs hydrométéorologiques qui diffèrent selon la période de l'année et les hydrogrammes saisonniers résultant sont alors de formes distinctes. En particulier, les apports extrêmes printaniers sont générés par la combinaison de précipitations et de la fonte des neiges alors que ceux observés à l'automne sont dus uniquement à des événements de fortes précipitations. L'année a été divisée en trois saisons: printemps, été et automne. Les spécialistes d'Alcan ont une idée assez précise des dates de transition entre les saisons. Cependant, quelques analyses statistiques (graphiques et tests) ont été réalisées afin de faire ressortir les différences saisonnières dans les caractéristiques statistiques des séries d'apports non contrôlés extrêmes (moyennes, écart-types, distributions, etc.). Ces analyses ont porté uniquement sur la partition été/automne puisque ces deux périodes sont plus difficiles à distinguer.

Les sous-projets B et C ont été respectivement consacrés à la modélisation des séries d'apports extrêmes saisonniers et de volumes de crue de printemps pour chacun des bassins considérés dans la présente étude. La réalisation de ces deux sous-projets a été effectuée en 3 étapes à l'aide du logiciel *AJUST* développé à l'INRS-Eau (Perreault et Bobée, 1996a; Perron *et al.*, 1996) :

1. Analyse préliminaire des données;
2. Vérification des hypothèses statistiques, préalables à l'ajustement;
3. Ajustement des lois de probabilité.

L'étape 1 consistait à faire une analyse statistique descriptive de chacune des séries. Les principales caractéristiques statistiques ont été calculées (moyenne, écart-type, quantiles empiriques, coefficients de variation, d'asymétrie et d'aplatissement, etc.) et un examen de quelques représentations graphiques a été effectué (histogramme, tracé sur différents papiers de probabilité). Cette analyse préliminaire a permis, en particulier, d'éliminer a priori certaines lois non compatibles avec les données et leurs caractéristiques.

L'étape 2 avait pour objet de vérifier des hypothèses statistiques de base sur lesquelles repose l'ajustement d'une loi de probabilité. Les hypothèses d'homogénéité, de stationnarité et d'indépendance ont testées respectivement à l'aide des tests de Wilcoxon, de Kendall et de Wald-Wolfowitz (section 2.2). Les séries pour lesquelles au moins l'une de ces hypothèses n'était pas vérifiée ont quand même fait l'objet d'un ajustement de loi, mais à titre indicatif seulement.

Enfin, les ajustements de lois de probabilité ont été effectués à l'étape 3. Toutes les distributions admissibles (non éliminées lors de l'étape 1) et disponibles dans le logiciel *AJUST* ont été ajustées à chaque série d'observations. Les paramètres des lois, les quantiles estimés \hat{x}_T , leur variance asymptotiques ainsi que leurs intervalles de confiance ont été calculés.

Le sous-projet D consistait enfin à comparer les résultats des ajustements obtenus aux sous-projets B et C et à fournir, pour chaque série (variable/site/saison), des recommandations concernant les lois de probabilité les plus adéquates. Le choix d'une loi de probabilité pour représenter les apports non contrôlés extrêmes ou les volumes de crue dépend de plusieurs facteurs :

- la méthode de calcul de la variable étudiée : la définition d'une variable peut orienter le choix d'une loi;
- l'adéquation de la courbe de fréquence aux données, qui indique la validité de la loi pour représenter approximativement les données;
- les périodes de retour T qui intéressent plus particulièrement la compagnie Alcan (description ou prédiction);
- la variance des estimateurs des quantiles et la largeur des intervalles de confiance;
- le nombre de paramètres de la loi.

Puisque la distribution théorique des apports extrêmes et des volumes de crue est inconnue, les lois de probabilité sont considérées comme des modèles approximatifs de la vraie population. Ainsi, si aucune raison théorique permet de choisir une loi en particulier (par exemple, la méthode de calcul de la variable), le principal critère de sélection de distributions est la qualité de l'adéquation aux données observées. L'adéquation des lois a été étudiée, en particulier, visuellement à l'aide des graphiques fournis par le logiciel *AJUST* (représentation des courbes d'ajustement et des données observées sur papier de probabilité). En effet, les tests statistiques d'adéquation (par exemple, le test du khi-deux) sont généralement peu

puissants pour caractériser la qualité de la représentation. Outre cet examen graphique, divers critères ont été utilisés pour discriminer entre les ajustements des distributions statistiques considérées. En particulier, les résultats d'études de crue maximum probable (CMP) déjà réalisées par Alcan ont été pris en compte.

1.3 Description des données

Dans la présente étude sept bassins versants du réseau hydrométrique d'Alcan ont été considérés: Lac Manouane, Passes-Dangereuses, Chute du Diable, Lac St-Jean, Amont, Aval et Total. La figure 1.1 présente une carte illustrant ces bassins versants. Les apports non contrôlés sont calculés pour chaque bassin par bilan hydrique sur une base journalière. La période d'observation et la taille des bassins versants sont données au tableau 1.1

Tableau 1.1. Description des échantillons de volumes et d'apports.

BASSIN VERSANT (BV)	PÉRIODE	TAILLE D'ÉCHANTILLON	SUPERFICIE DU BV (KM ²)
Lac Manouane (LM)	1943 - 1995	53	5 000
Passes-Dangereuses (PD)	1943 - 1995	53	11 000
Amont (AM)	1943 - 1995	53	16 000
Chute du Diable (CD)	1953 - 1995	43	9 700
Lac St-Jean (LSJ)	1953 - 1995	43	46 000
Aval (AV)	1943 - 1995	53	57 000
Total (TOT)	1913 - 1995	83	73 000

Alcan a fourni à l'INRS-Eau une banque de données contenant les apports non contrôlés maximums saisonniers ainsi que les volumes de crue pour chacun des sept bassins versants considérés. Les saisons ont été définies au préalable par Alcan de la manière suivante:

- Printemps : 01/04 - 30/06
- Été : 01/07 - 31/08
- Automne : 01/09 - 31/12

Les données journalières des saisons été et automne ont d'abord été validées en les filtrant à l'aide d'une moyenne mobile de trois jours. Cette validation a permis de diminuer les fluctuations improbables de courte période. Toutefois, une attention particulière a été apportée aux pointes de manière à ne pas trop les atténuer. Toutes les données validées employées dans la présente étude sont présentées en annexe A.

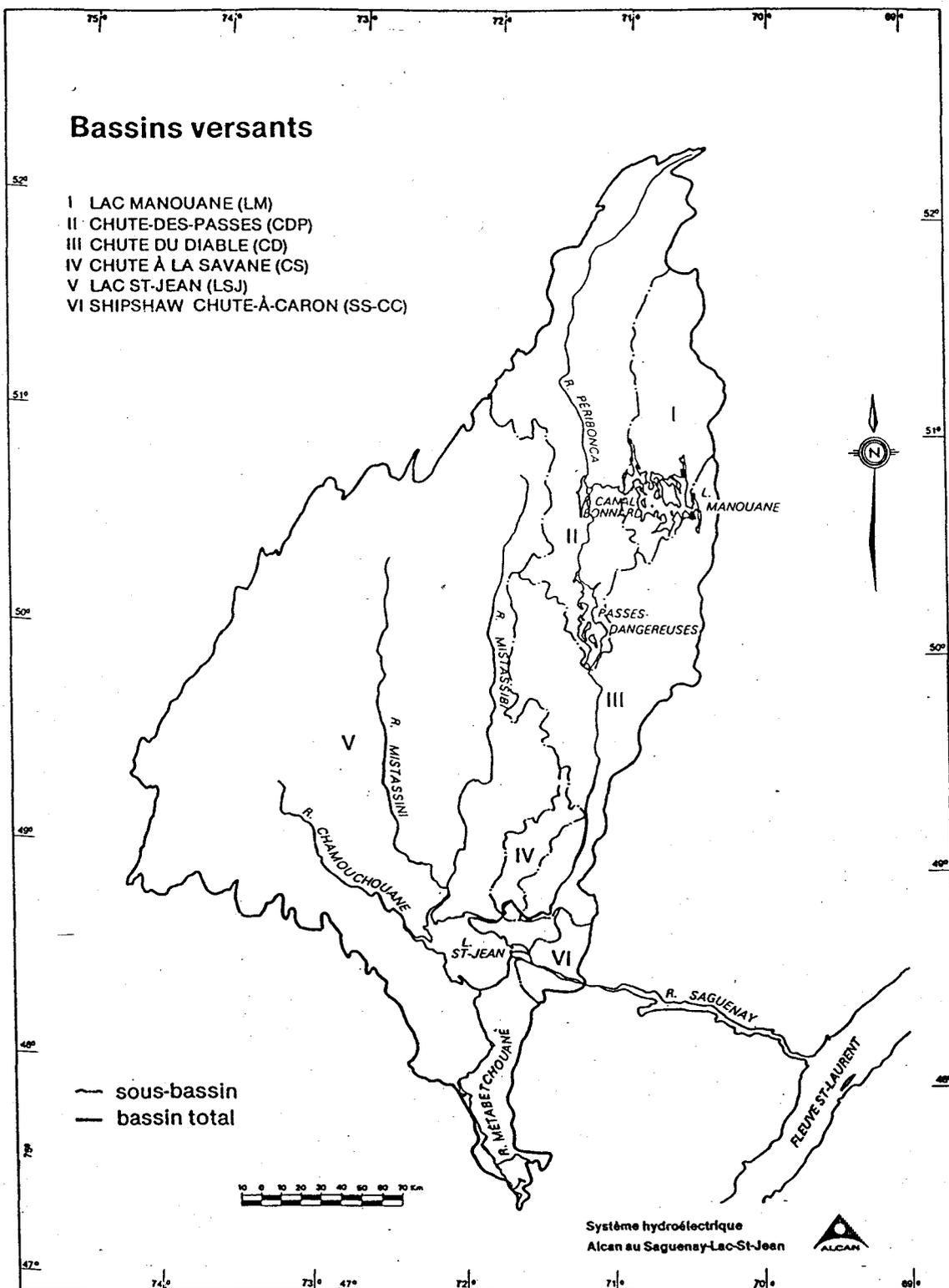
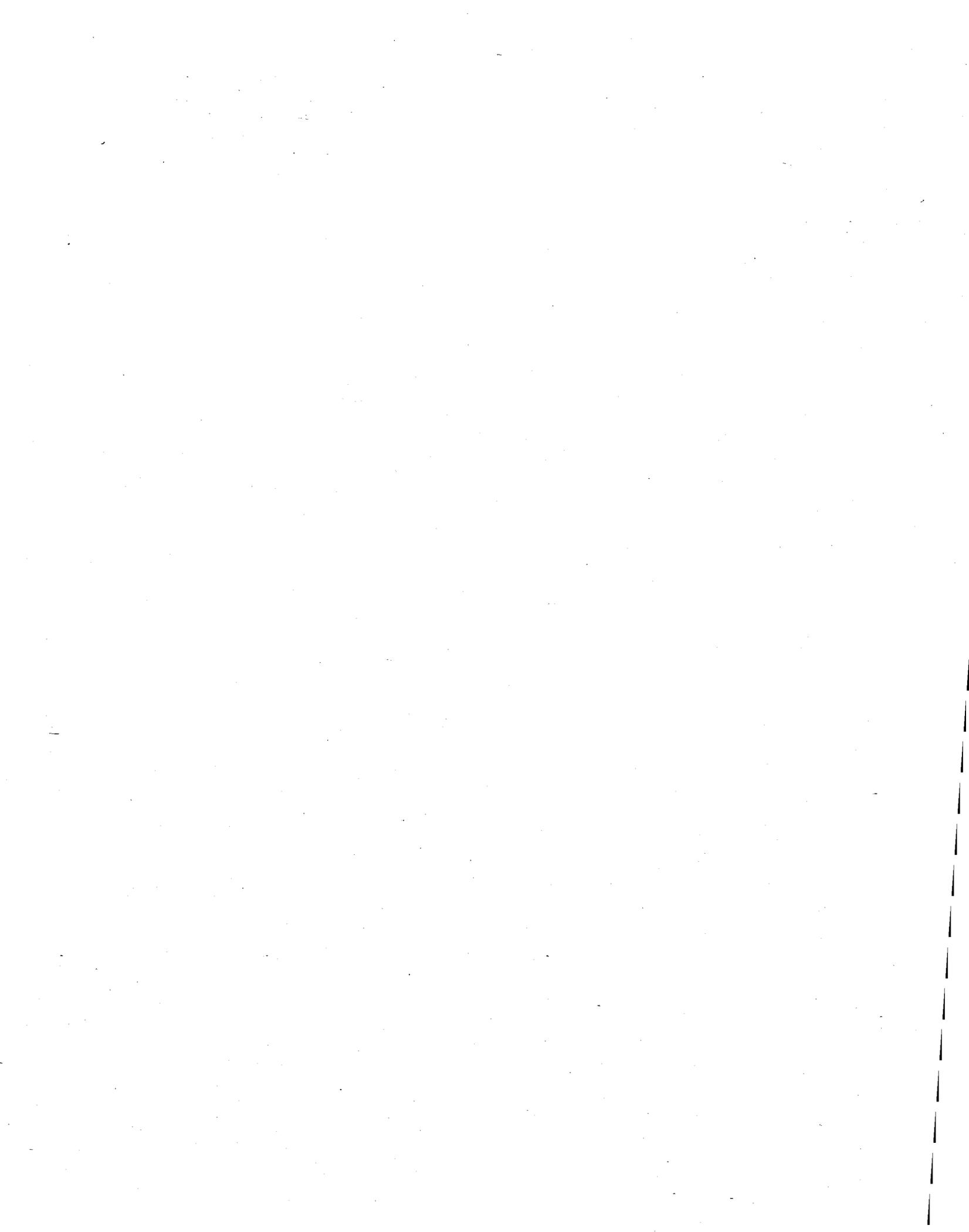


Figure 1.1. Bassins versants considérés dans l'étude.

1.4 Contenu du rapport

Ce rapport présente donc les principaux résultats de l'analyse de fréquence des apports non contrôlés pour différentes saisons et des volumes de crue de printemps des principaux bassins versants du réseau d'Alcan.

Le chapitre 2 est consacré à la description sommaire des principales notions de base de la théorie de l'ajustement. En particulier, les tests statistiques de vérification des hypothèses de base ainsi que les critères de comparaison des ajustements y sont présentés. Les résultats des ajustements pour les apports et les volumes sont présentés aux chapitres 3, 4 et 5.



2 NOTIONS DE BASE DE L'AJUSTEMENT

Ce chapitre a pour objet d'établir les bases théoriques de l'étude. Dans un premier temps, les principes généraux ainsi que les étapes de l'analyse de fréquence y sont brièvement présentés. Ensuite, on discute des hypothèses de base que doivent respecter les échantillons afin de pouvoir leur ajuster une loi de probabilité et des tests appropriés permettant de les valider. D'autres tests statistiques, utilisés en particulier pour comparer les apports non contrôlés d'été et d'automne, sont aussi décrits. Enfin, les critères de comparaison des ajustements considérés ainsi que la procédure de sélection de la loi utilisée dans cette étude y sont présentés.

2.1 Principes de l'ajustement

Plusieurs processus hydrologiques peuvent être analysés et expliqués en termes de probabilités en raison de leur caractère aléatoire. Des méthodes statistiques sont disponibles pour organiser, présenter et réduire de tels ensembles de données de façon à faciliter leur interprétation et leur évaluation. L'une de ces approches, l'analyse hydrologique de fréquence (AHF), est employée en particulier pour optimiser la conception des aménagements hydroélectriques et leur gestion. Cette méthode statistique a comme objectif principal d'établir la relation existant entre des événements hydrologiques (crues, étiages, volumes, etc.) et leurs probabilités de dépassement ou de non-dépassement. L'AHF repose sur certaines notions statistiques de base qu'il est nécessaire de connaître afin d'appliquer cette approche. Nous ne présentons ici que les principes de base qui sont décrits plus en détail dans Perreault et Bobée (1996a).

L'AHF est utilisée, en particulier, pour estimer l'événement annuel x_T de période de retour T (quantile de période de retour T ou de probabilité au dépassement $1/T$). L'estimation \hat{x}_T de la valeur théorique du quantile inconnu x_T peut être obtenue en ajustant une loi de probabilité $F(x; \underline{\theta})$ à un échantillon d'apports extrêmes ou de volumes observés historiquement, où $\underline{\theta}$ désigne le vecteur de paramètres associé à la distribution F . Si une série de n valeurs (l'apport maximum annuel observé pour n années par exemple) vérifie certaines hypothèses de base (indépendamment et identiquement distribuées selon la loi F), les paramètres $\underline{\theta}$ peuvent être estimés en ajustant la distribution $F(x; \underline{\theta})$ aux n observations. On peut montrer que le risque hydrologique associé à la valeur x_T est donné par

$\Pr(X \geq x_T) = 1/T$ et que si $F(x; \hat{\theta})$ désigne la fonction de répartition (cf. section 2.2) avec les paramètres estimés $\hat{\theta}$, alors le quantile estimé de période de retour T est donné par :

$$\hat{x}_T = F^{-1}\left(1 - 1/T; \hat{\theta}\right) \quad (2.1)$$

Les quatre étapes principales de mise en oeuvre de cette procédure sont :

- la sélection d'un échantillon de mesures satisfaisant certaines hypothèses statistiques de base;
- le choix d'un modèle paramétrique considéré comme une approximation de la distribution théorique inconnue pouvant représenter adéquatement un échantillon donné;
- l'ajustement du modèle aux données à l'aide de la méthode d'estimation la plus adéquate compte tenu des objectifs visés (description, prédiction);
- l'estimation des événements x_T de période de retour T (quantiles de la loi) pour faire une inférence statistique.

2.2 Lois de probabilité considérées

Considérons une variable aléatoire continue X . Une telle variable peut prendre toutes les valeurs comprises dans un intervalle donné. Ces valeurs constituent le domaine de variation D de la variable aléatoire et sont non dénombrables. Cette caractéristique nous permet de donner une définition plus mathématique d'une variable aléatoire continue : une variable aléatoire X est dite continue si $\text{Prob}\{X = x\} = 0$ pour tout x . Puisque pour une variable aléatoire continue on ne peut considérer les événements ponctuels, il est plus approprié d'introduire d'abord la fonction de répartition F plutôt que la fonction de densité de probabilité f .

La fonction F définie par $F(x) = \text{Prob}\{X \leq x\}$ pour tout x dans le domaine $D = (c, d)$ (probabilité au non-dépassement) est appelée la fonction de répartition continue et répond aux axiomes suivants :

- (i) $0 \leq F(x) \leq 1$, pour tout x
- (ii) F est une fonction non décroissante de x
- (iii) $F(c) = 0$ et $F(d) = 1$

La fonction de répartition représente la somme des probabilités des valeurs de la variable comprises dans l'intervalle $(-\infty, x]$ et est utile pour calculer différentes probabilités associées à la variable aléatoire X . Par exemple, on déduit de la définition que :

$$\text{Prob}\{a < X \leq b\} = F(b) - F(a), \quad a \leq b \quad (2.2)$$

Toutefois, en pratique, les lois de probabilité continues sont généralement définies en terme de fonction de densité de probabilité. Une fonction de densité de probabilité continue est une fonction f admettant que des valeurs positives, et telle que :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \quad (2.3)$$

On peut maintenant aisément faire la correspondance entre la fonction de répartition F et la densité f . Ainsi, si f est une fonction de densité de probabilité, alors la fonction F définie par:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(y) dy, \quad -\infty < x < +\infty \quad (2.4)$$

est la fonction de répartition correspondante car elle satisfait aux axiomes (i)-(iii).

Il existe une infinité de formes de fonction de densité de probabilité. La figure 2.1 en indique quelques formes classiques.

Plusieurs lois de probabilité sont susceptibles de représenter adéquatement les différentes variables hydrologiques (apports non contrôlés, volumes, etc.). Quinze distributions, incluses dans le logiciel *AJUSTE*, ont été considérées dans la présente étude. Le Tableau 2.1 donne pour chaque distribution¹ l'expression de la fonction de densité de probabilité $f(x)$ et quelques références.

Enfin, dans la présente étude, nous avons considéré en priorité, pour estimer les paramètres et les quantiles de ces distributions, la méthode du maximum de vraisemblance. Les propriétés théoriques de cette méthode sont bien connues (Bickel et Doksum, 1977), du

¹ Nous utilisons, au tableau 2.1, les abréviations suivantes pour les distributions considérées dans la présente étude: gamma (GA), Pearson Type 3 (P3), log-Pearson Type 3 (LP3), gamma généralisée (GG), gamma inverse (GI), valeur extrême généralisée (GEV), Gumbel (GU), Weibull (WE), normale (NO), log-normale à 2 paramètres (LN2), log-normale à 3 paramètres (LN3), exponentielle (EXP), Halphen Type A (HA), Halphen Type B (HB) et Halphen Type B⁻¹ (HB⁻¹).

moins pour des échantillons d'assez grande taille. Toutefois, pour certains ajustements, cette approche n'admet pas de solution ou n'est pas optimale pour une taille d'échantillon restreinte. Dans ce cas, une méthode d'estimation alternative, souvent la méthode des moments, a été employée. Les diverses méthodes d'estimation disponibles dans le logiciel *AJUSTE-II* sont décrites dans Perreault et Bobée (1996a) ou dans les références citées au tableau 2.1.

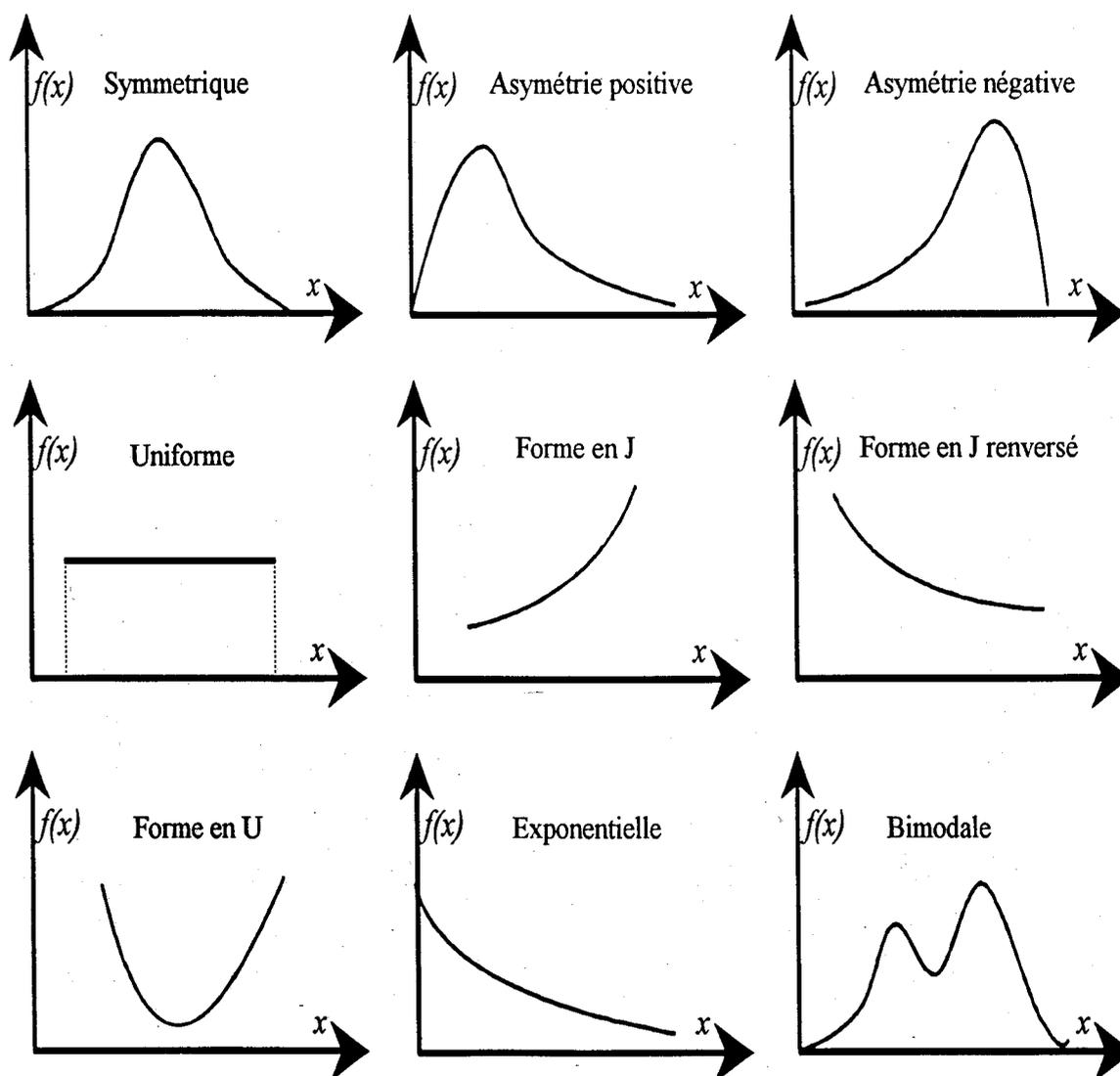


Figure 2.1. Formes classiques de fonctions de densité de probabilité continues

Tableau 2.1. Lois de probabilité considérées dans l'étude.

Loi	Domaine D	Fonction de densité de probabilité $f(x)$	Références
GA	$x > 0$	$f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} x^{\lambda-1} e^{-\alpha x}$	Bobée et Ashkar (1991) Perreault <i>et al.</i> (1992c)
P3	$x > m$	$f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} (x - m)^{\lambda-1} e^{-\alpha(x-m)}$	Bobée et Ashkar (1991) Perreault <i>et al.</i> (1992c)
LP3	$x > e^m$	$f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{x\Gamma(\lambda)} (\ln x - m)^{\lambda-1} e^{-\alpha(\ln x - m)}$	Bobée et Ashkar (1991) Perreault <i>et al.</i> (1992c)
GG	$x > 0$	$f(x) = \frac{ \lambda \alpha^{s\lambda}}{\Gamma(\lambda)} x^{s\lambda-1} e^{-(\alpha x)^s}$	Bobée et Ashkar (1991) Perreault <i>et al.</i> (1992c)
GI	$x > 0$	$f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} \left(\frac{1}{x}\right)^{\lambda+1} e^{-\alpha/x}$	Kotz et Johnson (1983)
GEV	$x > u + \alpha/k, \text{ si } k < 0$ $x < u + \alpha/k, \text{ si } k > 0$	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - \frac{k}{\alpha}(x-u)\right]^{1/k - 1} \exp\left\{-\left[1 - \frac{k}{\alpha}(x-u)\right]^{1/k}\right\}$	Perreault et Bobée (1992a)
GU	$-\infty < x < +\infty$	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-u}{\alpha} - \exp\left(\frac{x-u}{\alpha}\right)\right]$	Perreault et Bobée (1992a)
WE	$x > 0$	$f(x) = \frac{c}{\alpha} \left(\frac{x}{\alpha}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\alpha}\right)^c\right]$	Perreault et Bobée (1992b)
NO	$-\infty < x < +\infty$	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$	Perreault et Bobée (1992d)
LN2	$x > 0$	$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$	Aitchison et Brown (1957)
LN3	$x > m$	$f(x) = \frac{1}{(x-m)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[\ln(x-m) - \mu]^2}{2\sigma^2}\right\}$	Aitchison et Brown (1957)
EXP	$x > m$	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left\{-\frac{x-m}{\alpha}\right\}$	Lehmann (1983)
HA	$x > 0$	$f(x) = \frac{1}{2m^\nu K_\nu(2\alpha)} x^{\nu-1} \exp\left[-\alpha\left(\frac{x}{m} + \frac{m}{x}\right)\right]$	Perreault et Bobée (1996b)
HB	$x > 0$	$f(x) = \frac{2}{m^{2\nu} \text{ef}_\nu(\alpha)} x^{2\nu-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{m}\right)^2 + \alpha\left(\frac{x}{m}\right)\right]$	Perreault et Bobée (1996b)
HB ⁻¹	$x > 0$	$f(x) = \frac{2m^{2\nu}}{\text{ef}_\nu(\alpha)} x^{-2\nu-1} \exp\left[-\left(\frac{m}{x}\right)^2 + \alpha\left(\frac{m}{x}\right)\right]$	Perreault et Bobée (1996b)

2.3 Vérification des hypothèses de base

L'analyse hydrologique de fréquence repose sur des hypothèses statistiques. En effet, pour que les résultats d'une telle analyse soient théoriquement valides, les observations utilisées doivent être indépendantes et identiquement distribuées (cette dernière condition implique qu'elles sont homogènes et stationnaires). Nous présentons, dans ce qui suit, ces caractéristiques ainsi que les tests utilisés dans cette étude pour vérifier ces hypothèses.

2.3.1 Hypothèse d'indépendance : test de Wald-Wolfowitz

Des observations sont indépendantes si la probabilité d'occurrence de chacune d'entre elles n'est pas influencée par les autres observations. Par exemple, on considère les apports maximums annuels indépendants si l'intensité d'une crue n'est pas influencée par celle observée l'année précédente. En d'autres mots, on ne peut tirer aucune information d'un apport maximum annuel pour prédire celui de l'année suivante. Une dépendance peut généralement être observée lorsque l'intervalle de temps entre les observations est réduit. En effet, il est clair que les apports journaliers ne sont pas indépendants puisqu'il y a forte chance qu'un débit observé soit élevé si celui du jour précédent est élevé, et faible lorsque l'observation du jour précédent est faible. On dira alors que les observations sont autocorrélées, et dans ce cas on ne peut pas utiliser l'analyse hydrologique de fréquence.

Le test utilisé dans cette étude pour vérifier l'indépendance des observations est le test de Wald-Wolfowitz (1943) qui compare les hypothèses suivantes :

$$\begin{aligned}
 & H_0 : X_1, X_2, \dots, X_n \text{ sont indépendantes} \\
 & \qquad \qquad \qquad \text{contre} \\
 & H_1 : X_1, X_2, \dots, X_n \text{ ne sont pas indépendantes}
 \end{aligned}$$

Considérons n variables aléatoires $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ (les débits de crue des n dernières années, par exemple) et les réalisations correspondantes x_1, x_2, \dots, x_n (valeurs numériques correspondantes). La statistique de Wald-Wolfowitz R s'exprime de la façon suivante :

$$R = \sum_{i=1}^{n-1} X_i X_{i+1} + X_1 X_n \quad (2.5)$$

Sous l'hypothèse nulle, c'est-à-dire lorsque les n variables aléatoires sont indépendantes, la statistique R est distribuée asymptotiquement (lorsque $n \rightarrow +\infty$) selon une loi normale de

moyenne $E\{R\}$ et de variance $Var\{R\}$ données dans Wald et Wolfowitz (1943).

La statistique standardisée :

$$U = \frac{R - E\{R\}}{\sqrt{Var\{R\}}} \quad (2.6)$$

est donc distribuée asymptotiquement selon une loi normale centrée réduite. Les observations seront indépendantes si la valeur de R est proche de sa moyenne. Ainsi, on rejette l'hypothèse nulle pour de grandes valeurs de la statistique U en valeur absolue, calculée à partir des valeurs numériques x_1, x_2, \dots, x_n . La région critique du test de Wald-Wolfowitz au niveau de signification α est alors de la forme $\{|U| > z_{\alpha/2}\}$, où $z_{\alpha/2}$ est le quantile de probabilité au dépassement égale à $\alpha/2$ de la loi normale centrée réduite.

La règle de décision pour effectuer ce test à un niveau de signification donné α est donc la suivante :

- Si $|U| > z_{\alpha/2}$, on rejette H_0 , les observations ne peuvent être considérées comme indépendantes;
- Sinon, on ne rejette pas H_0 .

2.3.2 Hypothèse d'homogénéité : test de Wilcoxon

On entend par échantillon aléatoire homogène, un échantillon dont toutes les observations proviennent de la même population statistique. En pratique, une série d'observations sera homogène si les données sont toujours acquises dans les mêmes conditions. Par exemple, les débits peuvent être hétérogènes s'il y eu déplacement de la station de mesure durant la période d'acquisition des données. Une façon de vérifier dans ce cas l'hypothèse d'homogénéité est de comparer la moyenne des débits obtenus avant la date de modification de la procédure d'acquisition avec celle des débits obtenus après cette date. C'est ce que le logiciel *AJUSTE-II* permet d'effectuer à l'aide du test de rang de Wilcoxon.

Considérons n variables aléatoires $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ et la série de réalisations correspondantes x_1, x_2, \dots, x_n que l'on divise en deux sous-échantillons, l'un formé des observations mesurées x_1, x_2, \dots, x_n avant la date de modification de la procédure d'acquisition et l'autre des données mesurées suite au changement y_1, y_2, \dots, y_n . On suppose de plus qu'ils proviennent respectivement de deux populations de moyenne et de variance (μ_1, σ_1^2) et (μ_2, σ_2^2) . Le test de Wilcoxon compare les hypothèses :

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \quad \text{contre} \quad H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$$

La statistique utilisée, qui est asymptotiquement distribuée selon une loi normale centrée réduite, est donnée par :

$$W = \frac{V - \frac{n_1(n+1)}{2} + \frac{1}{2}}{\sqrt{\text{Var}\{V\}}} \quad (2.7)$$

où V est une statistique de rang et $n = n_1 + n_2$. L'expression analytique de V et $\text{Var}\{V\}$ sont données dans Perreault et Bobée (1996a).

La règle de décision pour effectuer ce test à un niveau de signification donné α est la suivante :

- Si $|W| > z_{\alpha/2}$, on rejette H_0
- Sinon, on ne rejette pas H_0

où $z_{\alpha/2}$ est le quantile de probabilité au dépassement $\alpha/2$ de la loi normale centrée réduite. Un test tout à fait équivalent au test de Wilcoxon est celui de Mann-Whitney. Lehmann (1975, Chap. 1) donne les détails théoriques concernant ces deux tests. Mentionnons enfin que le test de Wilcoxon peut être aussi utilisé pour comparer la moyenne d'apports non contrôlés de différentes saisons (cf. chapitre 5). Toutefois, il est important de souligner que la date de séparation doit être connue a priori et que ce test ne peut être appliqué à répétition pour déterminer a posteriori la partition d'une série en plusieurs sous-ensembles homogènes.

2.3.3 Hypothèse de stationnarité : test de Kendall

On dit que les observations sont stationnaires si, outre les fluctuations aléatoires de la série, les caractéristiques statistiques (moyenne, variance, etc.) de la série ne varient pas dans le temps. La non-stationnarité se traduit généralement par des changements brusques ou graduels de la moyenne des observations. Cette hypothèse peut être vérifiée dans le cas de changements brusques en comparant les moyennes de deux sous-échantillons à l'aide du test de Wilcoxon (section 2.2.2), si on connaît a priori la date du saut. Toutefois, lorsqu'on n'a pas cette information, ou si on soupçonne un changement graduel de la moyenne, il est préférable d'utiliser un autre test, en l'occurrence le test de Kendall.

Le test de Kendall compare les hypothèses suivantes :

H_0 : La moyenne des variables aléatoires est constante dans le temps
contre

H_1 : La moyenne des variables aléatoires n'est pas constante dans le temps

Considérons n variables aléatoires $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ classées par ordre chronologique. La statistique S du test de Kendall (1975) s'exprime de la façon suivante :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \operatorname{sgn}(X_j - X_i) \quad (2.8)$$

où la fonction $\operatorname{sgn}(\cdot)$ est donnée par :

$$\operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x = 0 \\ -1 & \text{si } x < 0 \end{cases} \quad (2.9)$$

Sous l'hypothèse nulle, c'est-à-dire lorsque les variables aléatoires sont stationnaires, la statistique S est distribuée asymptotiquement selon une loi normale de moyenne nulle et de variance $\operatorname{Var}\{S\}$ (cf. Kendall, 1975). En ajoutant une correction de continuité, la statistique standardisée :

$$K = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}\{S\}}} & \text{si } S > 0 \\ 0 & \text{si } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}\{S\}}} & \text{si } S < 0 \end{cases} \quad (2.10)$$

est distribuée asymptotiquement selon une loi normale centrée réduite. Les observations seront stationnaires si la valeur de S est proche de sa moyenne, c'est-à-dire nulle. Ainsi, on rejette l'hypothèse nulle pour de grandes valeurs de la statistique $|K|$ en valeur absolue, calculée à partir des observations x_1, x_2, \dots, x_n . La région critique du test de Kendall au niveau de signification α est alors de la forme $\{|K| > z_{\alpha/2}\}$ où $z_{\alpha/2}$ est le quantile de probabilité au dépassement égale à $\alpha/2$ de la loi normale centrée réduite.

La règle de décision pour effectuer ce test à un niveau de signification donné α est donc la suivante :

- Si $|K| > z_{\alpha/2}$, on rejette H_0 , les observations ne peuvent être considérées stationnaires;
- Sinon, on ne rejette pas H_0 .

2.4 Autres tests statistiques utilisés dans l'étude

Trois autres tests statistiques ont été employés dans la présente étude. Il s'agit du test de Shapiro-Wilk (1965), du test de Levene (1960) et du test de Kolmogorov-Smirnov. Le premier peut être utilisé pour vérifier si les observations, provenant d'un échantillon de taille restreinte, sont distribuées selon une loi normale. En effet, la loi normale a été sérieusement considérée pour représenter les volumes de crue (chapitre 3). Les deux autres tests ont été employés, avec le test de Wilcoxon (section 2.2.2), pour comparer les distributions des séries d'apports non contrôlés des saisons été et automne (chapitre 5). Nous donnons, dans ce qui suit, une brève description des aspects théoriques de ces trois tests d'hypothèses.

2.4.1 Test de Shapiro-Wilk

Pour vérifier la normalité d'un ensemble de données, le test de Shapiro-Wilk est plus puissant que tout autre test connu, en particulier lorsque la taille de l'échantillon est limitée (inférieure à 50 observations). Considérons l'échantillon aléatoire ordonné $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ de taille n que l'on suppose distribué selon une loi normale de paramètres μ et σ^2 . Soient $Z_{(1)} \leq Z_{(2)} \leq \dots \leq Z_{(n)}$ les statistiques d'ordre standardisées correspondantes. On a donc que:

$$X_{(i)} = \mu + \sigma Z_{(i)}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2.11)$$

et que l'espérance mathématique de $X_{(i)}$ est donnée par:

$$E\{X_{(i)}\} = \mu + \sigma E\{Z_{(i)}\}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2.12)$$

Les valeurs $E\{Z_{(i)}\}$ étant des constantes que l'on peut calculer ou estimer (elles sont tabulées dans Harter, 1961), un graphique des observations ordonnées $x_{(i)}$ en fonction des espérances mathématiques $E\{Z_{(i)}\}$ devrait être approximativement linéaire avec une ordonnée à l'origine μ et une pente σ si elles proviennent bel et bien d'une loi normale. C'est l'idée permettant de construire le papier de probabilité normal.

D'un tel modèle linéaire ($x_{(i)} = \mu + \sigma E\{Z_{(i)}\}$), on peut déterminer un estimateur $\tilde{\sigma}$ de σ par

la méthode des moindres carrés comme en régression linéaire simple. Cet estimateur est appelé l'estimateur BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) et est déduit du théorème de Gauss-Markov (Bickel et Docksum, 1977). Ce modèle linéaire et l'estimateur $\tilde{\sigma}$ sont à la base du test de Shapiro-Wilk.

Shapiro et Wilk (1965) ont proposé, pour tester la normalité d'un échantillon, de comparer l'estimation $\tilde{\sigma}$ de σ obtenue par le modèle linéaire à l'estimateur du maximum de vraisemblance $\hat{\sigma}$. La statistique SW proposée par ces auteurs est donnée par :

$$SW = K \frac{\tilde{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (2.13)$$

où K est une constante qui dépend des espérances $E\{Z_{(i)}\}$ et des covariances $Cov\{Z_{(i)}, Z_{(j)}\}$ des variables $Z_{(i)}$. Cette statistique peut aussi s'écrire sous la forme :

$$SW = \frac{1}{n\hat{\sigma}^2} \left[\sum_{i=1}^n \alpha_i x_{(i)} \right]^2 \quad (2.14)$$

Sous l'hypothèse " H_0 : les observations proviennent d'une loi normale", $\tilde{\sigma}^2$ et $\hat{\sigma}^2$ sont deux estimateurs du même paramètre σ^2 . Ainsi, à une constante de normalisation près K (cette constante a été choisie de sorte que $0 < SW < 1$), la statistique SW est le rapport de deux estimateurs de σ^2 lorsque la loi des observations est la loi normale. On peut donc s'attendre à ce que cette statistique prenne des valeurs proches de 1 lorsque l'échantillon provient d'une loi normale, et des petites valeurs autrement. C'est ce que Shapiro et Wilk ont constaté à partir de nombreuses simulations. La statistique SW peut aussi être interprétée comme un coefficient de détermination R^2 mesurant la qualité de l'ajustement linéaire des données sur un papier de probabilité normal.

Pour tester l'hypothèse " H_0 : les observations proviennent d'une loi normale" contre l'hypothèse alternative H_1 , on calcule donc SW à partir de l'échantillon et on rejette l'hypothèse nulle à un seuil de signification α si $SW \leq c_\alpha$, où c_α est la valeur critique du test donnée dans la table de Shapiro et Wilk (1965) pour diverses valeurs de α . Les valeurs optimales des coefficients α_i ont été calculées par Shapiro et Wilk (1965) pour $2 \leq n \leq 50$.

2.4.2 Test de Levene

Le test de Levene (1960) examine l'hypothèse d'égalité des variances des deux échantillons, c'est-à-dire :

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad \text{contre} \quad H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

Conover *et al.* (1981) ont montré à l'aide de simulations que ce test est le plus efficace parmi 50 procédures considérées pour comparer les variances. Pour alléger la présentation du test, nous notons y_{1j} la j ème donnée du premier échantillon et y_{2j} la j ème observation du second. Pour effectuer ce test, on calcule d'abord pour chaque échantillon les écarts en valeurs absolues des observations par rapport à la médiane :

$$EC_{ij} = |y_{ij} - Med_i|, \quad i = 1, 2 \quad (2.15)$$

La statistique du test de Levene (1960) est alors donnée par :

$$L = \frac{(N-2) \left[n(\overline{EC}_1 - \overline{EC})^2 + n_2(\overline{EC}_2 - \overline{EC})^2 \right]}{\sum_{j=1}^n (EC_{1j} - \overline{EC}_1)^2 + \sum_{j=1}^{n_2} (EC_{2j} - \overline{EC}_2)^2} \quad (2.16)$$

où \overline{EC}_1 , \overline{EC}_2 et \overline{EC} sont respectivement les moyennes des écarts pour le premier échantillon, pour le second échantillon et pour l'échantillon combiné.

La règle de décision pour effectuer ce test à un niveau de signification donné α est la suivante :

- Si $L \leq F_{1, n-n_2-2}(1-\alpha)$, on accepte H_0
- Sinon, on rejette H_0

où $F_{1, n-n_2-2}(1-\alpha)$ est le quantile de probabilité au non-dépassement $1 - \alpha$ de la loi de Fisher à 1 et $(n - n_2 - 2)$ degrés de liberté.

2.4.3 Test de Kolmogorov-Smirnov

Le test de Kolmogorov-Smirnov consiste à comparer les fonctions de répartition empiriques de deux échantillons indépendants (Capéraà et Van Cutsem, 1988). Ce test permet donc de comparer globalement la forme des distributions des deux échantillons plutôt que seulement certaines caractéristiques données comme la moyenne (test de Wilcoxon) et la variance (test de Levene).

Considérons deux échantillons indépendants de taille n X_1, \dots, X_n et Y_1, \dots, Y_n distribuées respectivement selon les lois de probabilité F et G . Notons F_n et G_n les fonctions de

répartition empiriques associées à ces échantillons et définies comme suit:

$$F_n(x) = \frac{\text{nombre de } X_i \leq x}{n} \quad (2.17)$$

$$G_n(y) = \frac{\text{nombre de } Y_i \leq y}{n} \quad (2.18)$$

Le test de Kolmogorov-Smirnov vérifie les hypothèses $H_0 : F = G$ contre $H_1 : F \neq G$ et la statistique utilisée est donnée par :

$$D = \text{Max}_x |F_n(x) - G_n(x)| \quad (2.19)$$

La statistique D mesure donc l'écart maximum entre les deux fonctions de répartition empiriques et la règle de décision pour effectuer ce test à un niveau de signification donné α est la suivante :

- Si $D \leq c_\alpha$, on accepte H_0
- Sinon, on rejette H_0

où c_α est le quantile de probabilité au non-dépassement $1 - \alpha$ de la loi de la statistique D . L'expression analytique de cette distribution est donnée, pour le cas de deux échantillons de même taille, dans Capéraà et Van Cutsem (1988).

2.5 Critères de sélection d'une loi de probabilité

Le choix d'une loi de probabilité pour représenter les apports non contrôlés extrêmes ou les volumes de crue dépend de plusieurs facteurs que l'on peut classer en deux catégories : les facteurs statistiques et les facteurs hydrologiques. En effet, une loi de probabilité adéquate pour représenter un phénomène hydrologique donné doit non seulement répondre à certaines considérations probabilistes mais aussi tenir compte des divers aspects liés au processus physique.

2.5.1 Critères statistiques

Puisque la distribution théorique des apports extrêmes et des volumes de crue est inconnue, les lois de probabilité sont considérées comme des modèles approximatifs de la vraie population inconnue. Ainsi, si aucune raison théorique ne permet de choisir une loi en particulier, les principaux critères statistiques de sélection de distributions concernent la qualité de l'adéquation aux données observées et la parcimonie du modèle.

2.5.1.1 Représentation graphique

La représentation graphique sur papier de probabilité des valeurs de l'échantillon et de la distribution ajustée permet une évaluation visuelle de l'adéquation du modèle. Elle permet également une comparaison entre différentes lois ajustées sur un même ensemble de données lorsque les ajustements sont représentés sur le même graphique.

L'axe des abscisses d'un tel graphique correspond aux probabilités au non-dépassement $(1-1/T)$ et l'axe des ordonnées à la variable aléatoire étudiée (apport non contrôlé ou volume). On retrouve sur cette figure les valeurs estimées des quantiles des lois considérées reliées par un trait continu (courbe d'ajustement) ainsi que les observations de l'échantillon. Les observations ont d'abord été classées en ordre croissant $x_{(1)} \leq \dots \leq x_{(k)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ et une probabilité empirique au non-dépassement P_k a été attribuée à chacun des éléments. Les probabilités empiriques sont habituellement basées sur la moyenne, le mode ou la médiane de la fréquence observée et sont obtenues à partir de l'équation générale suivante :

$$P_k = \frac{k - \alpha}{n + 1 - 2\alpha} \quad (2.20)$$

où $0 \leq \alpha \leq 1$. Cunnane (1978) a effectué une étude approfondie du sujet et a suggéré une formule compromis utilisable pour toutes distributions qui a été employée dans la présente étude:

$$P_k = \frac{k - 0.4}{n + 0.2} \quad (2.21)$$

Le papier de probabilité considéré dans l'étude est celui de la loi normale.

2.5.1.2 Critère de l'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA)

Pour quantifier l'adéquation de l'ajustement d'une loi donnée aux grandes valeurs de l'échantillon, nous avons considéré l'écart moyen en valeur absolue *ÉMVA*. Ce critère repose sur les études de Benson (1968) et de Bobée et Robitaille (1977) et permet de quantifier l'écart entre la courbe d'ajustement et la courbe empirique des observations. Cette méthode empirique consiste à comparer les quantiles \hat{x}_T estimés par un ajustement avec les valeurs correspondantes déduites de l'échantillon, notées $(x_T)_i$, pour des périodes de retour T fixées. Pour une distribution et une période de retour T données, l'écart en valeur absolue s'exprime comme suit:

$$\acute{E}C(T) = |\hat{x}_T - (x_T)_e| \quad (2.22)$$

Les périodes de retour considérées sont 2, 5, 10, 20, 50 et 100 ans (c'est-à-dire les probabilités au dépassement de 0.50, 0.20, 0.10, 0.05, 0.02 et 0.01). La comparaison de l'ajustement des distributions est effectuée en calculant, pour chaque ajustement, la moyenne des écarts absolus $\acute{E}C(T)$:

$$\acute{E}MVA(T) = \frac{1}{L} \sum \acute{E}C(T) \quad (2.23)$$

où L désigne le nombre de périodes de retour considérées (ici, $L = 6$).

Afin de calculer les valeurs \bar{x}_T correspondant aux périodes de retour considérées, nous avons procédé par interpolation sur le papier de probabilité normal. Cette interpolation linéaire dans l'espace de la loi normale utilise les probabilité empiriques P_k (éq. 2.20) des observations et est décrite dans Haché (1993).

2.5.1.3 Parcimonie

L'objectif général en modélisation statistique est de représenter le plus adéquatement possible les données compte tenu de l'information restreinte disponible. On cherche donc un modèle possédant un nombre de paramètres minimum de façon à diminuer l'incertitude des estimations et à respecter le principe de parcimonie.

Ce principe a été considéré lors de la sélection des lois de probabilité. Les distributions étudiées dans ce travail possèdent 2 ou 3 paramètres (tableau 2.1). Pour des ajustements comparables, une loi à 2 paramètres a été favorisée.

2.5.1.4 Critère d'information d'Akaike (CIA)

Le critère proposé par Akaike (1974) permet de comparer l'adéquation des distributions, n'appartenant pas nécessairement à la même famille, à l'ensemble des observations d'un échantillon. Cet indice repose sur l'idée intuitive que, plus une loi de probabilité est adéquate pour un échantillon donné, plus la valeur de la fonction de vraisemblance $\ln L(\theta)$, évaluée en son maximum $\hat{\theta}$ (estimateurs du maximum de vraisemblance), sera grande.

Le critère d'Akaike *CIA* est défini de la manière suivante:

$$CIA = -2 \ln L(\hat{\theta}) + 2p \quad (2.24)$$

où L désigne la fonction de vraisemblance de la distribution (cf. Perreault et Bobée 1996a, section 3.3.1) dont les p paramètres θ ont été estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. La meilleure distribution, selon le critère d'Akaïke, correspond à celle ayant la plus petite valeur de CIA.

Ce critère a l'avantage de tenir compte du principe de parcimonie. En effet, on remarque qu'en augmentant la complexité du modèle (plus de paramètres), le second terme de l'équation (2.23) augmente, défavorisant ainsi les modèles à plusieurs paramètres et ce, même si le premier terme diminue à cause de l'amélioration de l'ajustement.

2.5.2 Critères hydrologiques

L'analyse statistique rigoureuse d'un phénomène hydrologique donné doit, autant que possible, prendre en compte les diverses informations disponibles sur le processus pour s'assurer de la validité pratique des résultats. Dans la présente étude, il s'agit en particulier de tenir compte de l'information régionale et des résultats d'études sur la crue maximum probable (CMP) déjà réalisées (SNC, 1994).

2.5.2.1 Information régionale

La sélection de la meilleure distribution pour représenter les volumes de crue et les apports maximums saisonniers d'un bassin versant donné est effectuée dans une optique régionale. En effet, lorsque cela est possible, une loi commune pour des sites voisins est retenue. En particulier, la meilleure loi pour un site ayant une longue série est une bonne candidate pour représenter les observations d'un site voisin dont l'échantillon est de taille plus restreinte et, par conséquent, comportant moins d'information. D'autre part, le fait qu'une même loi ajuste bien les observations de bassins voisins contribue à justifier son choix.

2.5.2.2 Cohérence spatiale

L'apport maximum saisonnier et le volume de crue augmentent avec la superficie du bassin versant. Afin de conserver la cohérence spatiale des apports et des volumes de crue aux bassins versants considérés, il est souhaitable que le quantile décamilénal (apport ou volume de période de retour de 10 000 ans) augmente avec de la superficie des bassins (tableau 1.1). Ce critère sera employé pour discriminer certaines lois de probabilité. Mentionnons toutefois que l'estimation du quantile décamilénal est incertaine et qu'ainsi le choix d'une

distribution ne peut reposer seulement sur ce critère.

2.5.2.3 Crue maximale probable (CMP)

La crue maximale probable (CMP, cf. SNC, 1994) est calculée en considérant des conditions météorologiques exceptionnelles, en particulier la précipitation maximale probable (cf. Haché *et al.*, 1996). Le tableau 2.2 donne les valeurs de CMP pour différents bassins versants.

Tableau 2.2 Crues maximales probables (CMP) en m³/s (tiré de SNC, 1994)

BASSIN VERSANT	PRINTEMPS	ÉTÉ/AUTOMNE
Lac Manouane	4 400	4 440
Passes-Dangereuses	7 420	6 450
Chute du Diable	6 309	4 570
Chute à la Savane	868	549
Lac St-Jean	20 300	11 810

Il est incohérent d'obtenir une estimation de l'apport maximum décennal supérieure à la CMP puisque cette dernière quantité représente une borne supérieure aux apports. Les lois qui conduisent à ce genre d'anomalie sont jugées inadéquates et éliminées de la comparaison des distributions.

2.5.3 Procédure de sélection

La sélection de la distribution la plus adéquate pour l'ensemble des séries étudiées a été réalisée lors de rencontres de travail réunissant Mme Louise Rémillard d'Alcan et MM. Mario Haché et Luc Perreault de l'INRS-Eau. Les choix ont été effectués en faisant la synthèse des critères présentés aux sections 2.5.1 et 2.5.2 et en examinant les meilleurs ajustements sur papier de probabilité normal. Une attention particulière a été apportée au respect du principe de parcimonie, de la cohérence avec la crue maximale probable et de la cohérence spatiale.

De manière générale, la procédure qui a été adoptée lors de ces rencontres est la suivante:

1. Classement des lois de probabilité selon le critère statistique CIA. Deux classements ont été considérés: un classement général de toutes les distributions et un classement distinguant les lois à 2 et 3 paramètres.

2. Classement des lois de probabilité selon le critère statistique ÉMVA. Deux classements ont été considérés: un classement général de toutes les distributions et un classement distinguant les lois à 2 et 3 paramètres.
3. Choix des meilleurs ajustements selon le critère CIA (4 à 6 lois retenues). Ce critère a été considéré pour cette première discrimination entre les lois parce que, contrairement au ÉMVA, le CIA considère l'adéquation de la distribution à l'ensemble des données et non seulement aux grandes valeurs.
4. Examen de la représentation graphique comparée des meilleures lois selon le critère CIA (distributions retenues à l'étape 3). Il s'agit ici de l'examen de l'adéquation des courbes d'ajustement aux données sur un papier de probabilité normal pour les grandes périodes de retour. Le critère ÉMVA est ici employé comme complément quantitatif à cet examen visuel. Les critères hydrologiques ont également été pris en compte lors de cette étape.
5. Examen des représentations graphiques individuelles avec intervalle de confiance des des meilleures lois selon les critères CIA et ÉMVA (distributions retenues aux étapes 3 et 4). Cela a été effectué en particulier pour examiner la largeur des intervalles de confiance (incertitude d'échantillonnage).

Les lois de probabilité sélectionnées sont le résultat d'un compromis entre diverses considérations statistiques et hydrologiques. Compte tenu de la taille limitée des échantillons et des diverses contraintes pratiques, les choix effectués sont entachés d'incertitudes et devraient être validés périodiquement, selon la procédure proposée, lorsque de nouvelles informations deviennent disponibles.

3 AJUSTEMENT DES VOLUMES DE CRUE

Ce chapitre est consacré à la présentation de l'analyse hydrologique de fréquence des volumes annuels de crue de printemps (volume total durant la période 01/04 - 30/06) pour les sept bassins considérés.

3.1 Analyse préliminaire des données

Cette section est consacrée aux principales caractéristiques statistiques des séries annuelles de volumes de crue des bassins versant Lac Manouane, Passes-Dangereuses, Chute du Diable, Lac St-Jean, Amont, Aval et Total. Les figures 3.1 à 3.7 présentent les courbes chronologiques des sept séries de volumes étudiées.

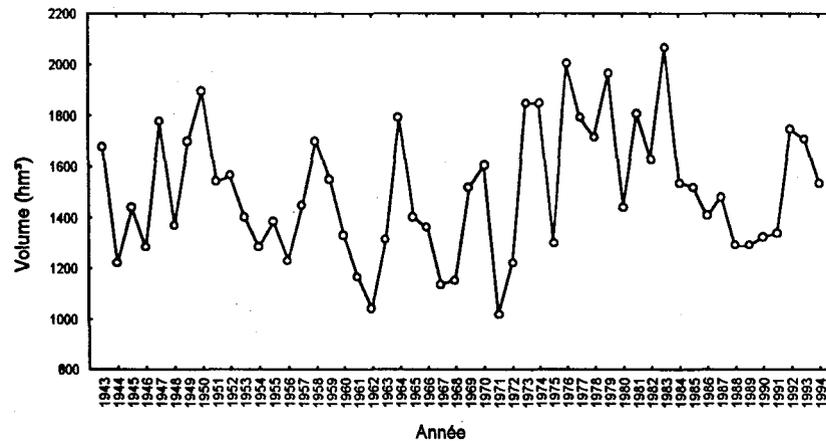


Figure 3.1. Volumes annuels du printemps - Lac Manouane.

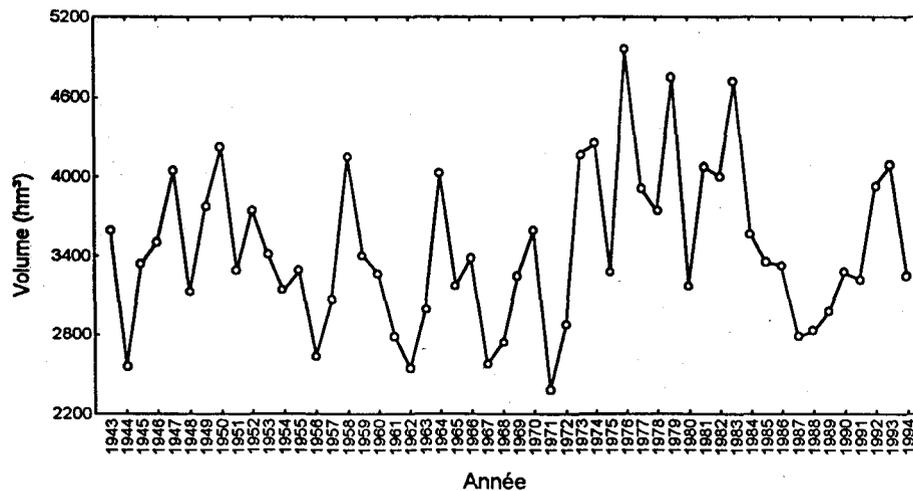


Figure 3.2. Volumes annuels du printemps - Passes Dangereuses.

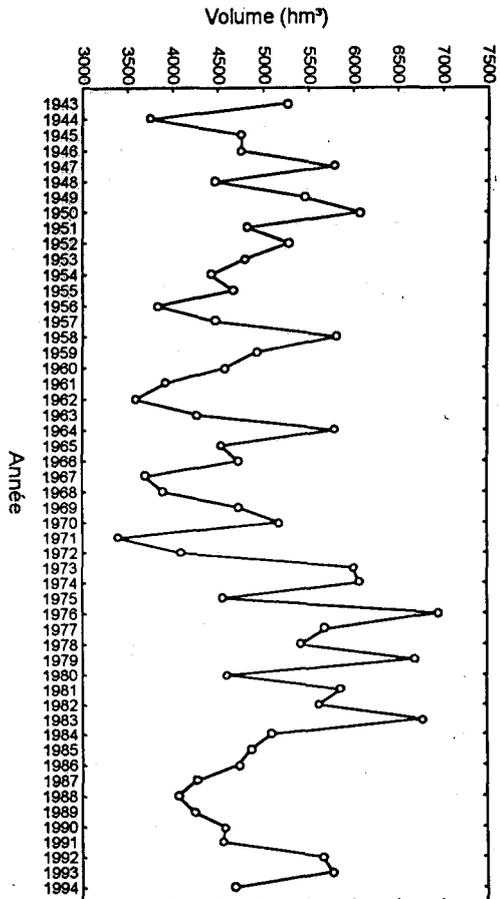


Figure 3.3. Volumes annuels du printemps - Amont.

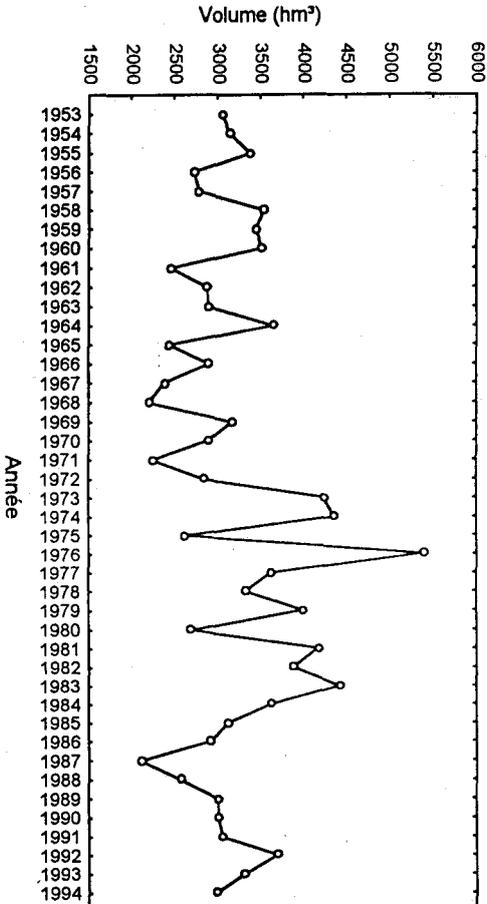


Figure 3.4. Volumes annuels du printemps - Chute du Diable.

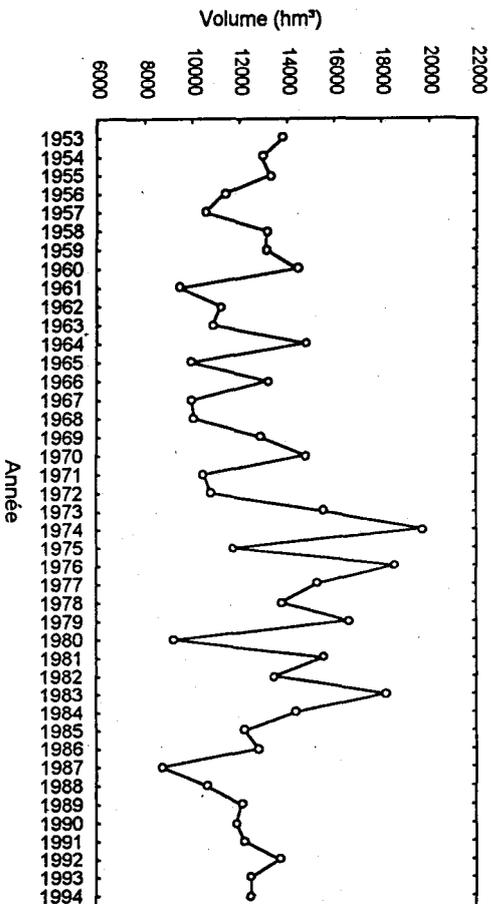


Figure 3.5. Volumes annuels du printemps - Lac St-Jean.

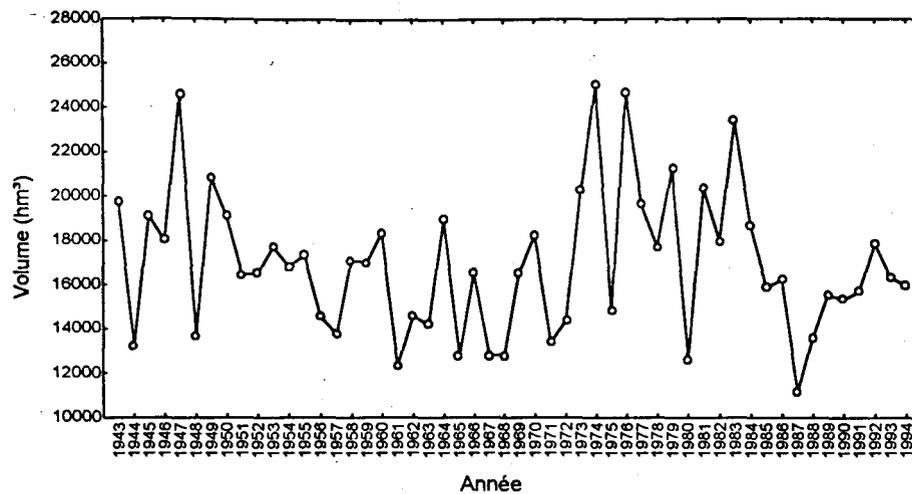


Figure 3.6. Volumes annuels du printemps - Aval.

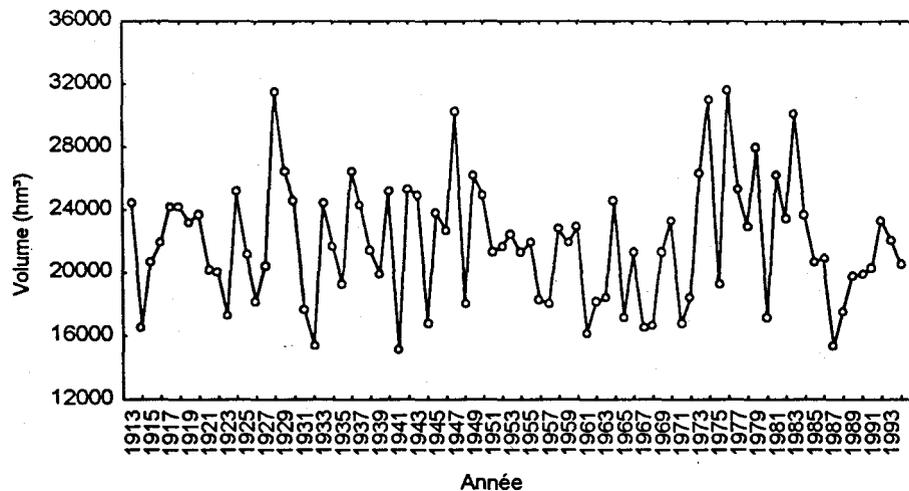


Figure 3.7. Volumes annuels du printemps - Total.

Le tableau 3.1 donne les principales caractéristiques statistiques des volumes de crue des sept bassins versants. Leur distribution est représentée par des diagrammes en boîte à la figure 3.8. Ces diagrammes en boîte (boxplot) représentent schématiquement la forme de la distribution des observations. Cette illustration, au même titre qu'un histogramme, est très utile pour comparer visuellement les caractéristiques statistiques de plusieurs séries. Ici, elle est particulièrement utile pour comparer la variabilité des volumes de crue à différents sites. Une brève description de ce type de représentation graphique est donnée en annexe B. En examinant le tableau 3.1 et la figure 3.8, on peut constater que:

- la dispersion des volumes de crue varie en fonction de la dimension des bassins versants (plus la superficie est grande, plus la variabilité des volumes est grande).

- les valeurs des coefficients de variation C_v , d'asymétrie C_s et d'aplatissement C_k semblent indiquer une certaine cohérence régionale quant à la forme de la loi de probabilité des volumes de crue (les valeurs des coefficients sont plus faibles pour les bassins en amont que pour ceux en aval). Cela est indicateur d'une certaine homogénéité régionale de la distribution des volumes.
- leur distribution semble assez symétrique, particulièrement pour le bassin Lac Manouane. On observe d'ailleurs, pour LM, une faible valeur du coefficient d'asymétrie.

Tableau 3.1. Statistiques descriptives des séries annuelles de volumes de crue.

Bassin	n	STATISTIQUES DESCRIPTIVES							
		Moy.	Méd.	Min.	Max.	Éc.-Typ.	C_v	C_s	C_k
LM	52	1 503.1	1 467.4	1 022.3	2 068.7	253.8	0.17	0.27	2.22
PD	52	3 453.8	3 337.5	2 382.5	4 953.7	592.2	0.17	0.48	2.69
AM	52	4 934.9	4 755.5	3 392.1	6 952.5	833.6	0.17	0.46	2.59
CD	42	3 215.6	3 062.2	2 117.1	5 407.8	682.2	0.21	0.93	3.84
LSJ	42	12 955.2	12 897.6	8 734.5	19 777.3	2 509.6	0.19	0.72	3.21
AV	52	16 962.7	16 570.6	11 146.2	25 042.2	3 279.4	0.19	0.65	2.98
TOT	82	21 881.8	21 710.7	15 104.6	31 632.1	3 880.9	0.18	0.45	2.83

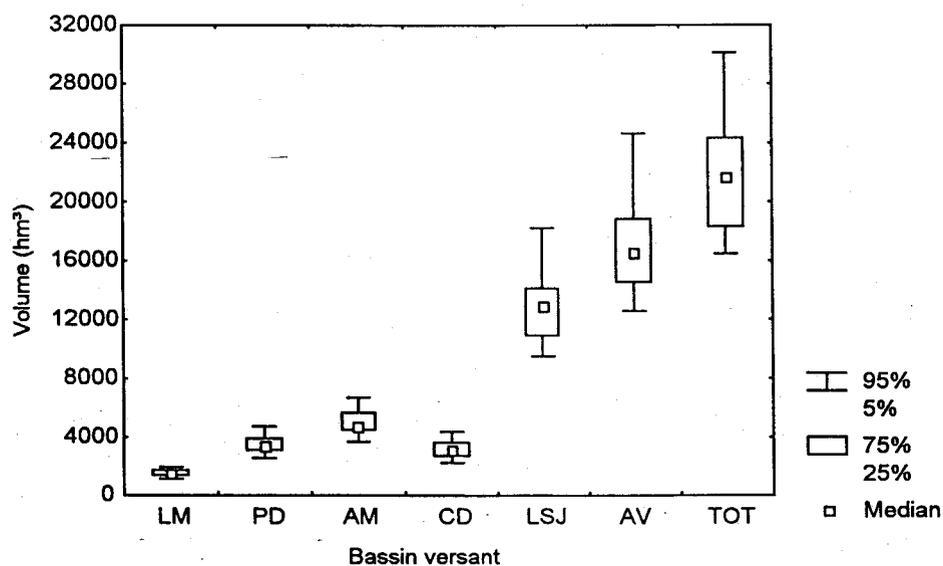


Figure 3.8. Distribution des volumes annuels de crue des sept bassins versants.

Le volume du printemps est en fait constitué d'une somme de variables aléatoires, en l'occurrence les apports non contrôlés durant la période de crue (01/04 au 30/06). Or,

d'après le théorème de la limite centrale (Lehmann, 1983), une telle variable aléatoire est distribuée selon une loi normale si la somme est calculée sur un grand nombre d'éléments. Il est donc justifié de considérer sérieusement la loi normale pour représenter les volumes de crue. À titre indicatif, le test de normalité de Shapiro-Wilk (section 2.4.1) a été appliqué aux sept séries de volumes de crue. Les résultats confirment l'hypothèse de normalité pour la plupart des bassins versants (tableau 3.2). Seule la série des volumes de crue du bassin Total n'est pas distribuée selon une loi normale au niveau de signification de 5% (valeur de la statistique ombragée dans le tableau 3.2). Toutefois, ce résultat n'est pas significatif au niveau de 1%.

Ce résultat ne signifie pas qu'une autre loi de probabilité ne peut être plus adéquate, mais plutôt que la loi normale doit être considérée sérieusement.

Tableau 3.2. Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk

	BASSINS						
	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT
STAT.	0.9692	0.9624	0.9612	0.9499	0.9546	0.9509	0.9360
<i>P</i>	(0.3366)	(0.1825)	(0.1632)	(0.0949)	(0.1409)	(0.0562)	(0.0231)

3.2 Vérification des hypothèses de base

Le tableau 3.3 donne les résultats de l'application du test d'indépendance de Wald et Wolfowitz (section 2.3.1) et du test de stationnarité de Kendall (section 2.3.3) pour chacune des séries de volumes de crue. La valeur de la statistique de chacun des tests et la probabilité au dépassement correspondante *P* (entre parenthèses) y sont données. Les résultats significatifs au niveau de signification de 5% ont été ombragés.

Tableau 3.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K)

Test	BASSINS						
	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT
W-W	2.1550	2.0160	2.0573	1.5716	0.7300	0.3582	0.5690
<i>P</i>	(0.0312)	(0.0438)	(0.0400)	(0.1160)	(0.4654)	(0.7201)	(0.5694)
K	0.8443	0.3709	0.4656	0.7803	0.3251	0.7181	0.5367
<i>P</i>	(0.3985)	(0.7107)	(0.6415)	(0.4352)	(0.7451)	(0.4727)	(0.5916)

Note: W-W pour test de Wald-Wolfowitz et K pour test de Kendall.

On remarque d'abord que les volumes annuels de crue sont significativement dépendants à 5% pour les bassins situés en amont du système (Lac Manouane, Passes Dangereuses et Amont). En effet, la probabilité au dépassement P de la valeur de la statistique est inférieure à 5% pour ces séries ce qui signifie que les volumes possèdent une autocorrélation d'ordre 1 significative. Les autocorrélations sont des mesures qui indiquent comment une série chronologique est liée à elle-même dans le temps. Plus précisément, une autocorrélation mesure l'importance de la corrélation entre les valeurs de la série séparées par un nombre de périodes fixe dans le temps. L'intervalle de temps qui sépare les valeurs est appelé l'ordre de l'autocorrélation. En particulier, l'autocorrélation d'ordre 1 évalue la façon dont les observations successives (intervalle de temps d'une année ici) sont corrélées entre elles. Mentionnons que les résultats ne sont toutefois pas très significatifs puisque les probabilités P sont assez proches de 5% (cf. tableau 3.3).

On constate enfin que le test de Kendall ne révèle, pour aucune des séries de volumes, la présence d'une non-stationnarité.

Les volumes de crue des bassins Chute du Diable, Lac St-Jean, Aval et Total sont donc tout à fait compatibles avec les hypothèses de base de l'analyse de fréquence. Toutefois, les volumes des bassins situés à l'amont du système ne sont pas indépendants au niveau de 5%, ce qui est difficilement explicable physiquement. Cette autocorrélation significative dans les volumes annuels de crue peut être engendrée par le changement de la moyenne qui semble s'être produit en 1973 (cf. figures 3.1, 3.2, et 3.3). En effet, il est difficile de faire la distinction entre un saut de la moyenne et la présence d'une persistance (autocorrélation) dans une série de petite taille. Puisque la taille d'échantillon est restreinte et parce que la série du bassin Total, comportant plus d'observations, ne présente pas cette caractéristique statistique, ces échantillons feront tout de même l'objet d'un ajustement. Cependant, il faut être prudent lors de l'interprétation des résultats car une hypothèse importante de la méthode statistique employée n'est pas vérifiée, ajoutant ainsi une incertitude supplémentaire aux quantiles estimés.

3.3 Comparaison des ajustements

Les tableaux 3.4 et 3.5 donnent, pour chaque bassin, les valeurs du critère d'Akaike (CIA) du critère ÉMVA respectivement obtenues à partir de l'ajustement des 15 distributions considérées. Les valeurs moyennes pour chaque distribution y sont aussi présentées. Les

distributions retenues (étape 3 de la procédure de sélection, section 2.5.3) pour un examen comparatif des ajustements sont identifiées dans le tableau 3.4 en ombragé.

Les lois ajustées ont été rangées en ordre croissant selon les deux critères calculés (CIA et ÉMVA); les tableau 3.6 et 3.7 donnent, respectivement pour le CIA et l'ÉMVA, les résultats de deux types de classement: un classement global des 15 lois (classement I) et un classement distinguant les lois à 2 et à 3 paramètres (classement II).

Mentionnons que les critères d'Akaike et de l'ÉMVA ne peuvent être calculés, en général, que pour une seule des trois lois de la famille des distributions Halphen. En effet, pour un échantillon donné, les estimateurs du maximum de vraisemblance n'existent généralement que pour l'une des trois lois (Perreault et Bobée, 1996b).

Tableau 3.4. CIA obtenu pour chacune des lois ajustées aux volumes.

		BASSINS							
	LOI	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
2 PARAM.	EXP	752.28	835.59	873.52	678.16	791.24	1011.54	1616.71	937.00
	GU	727.16	812.99	848.74	664.75	775.75	988.51	1589.39	915.33
	NO	726.39	814.48	850.05	670.32	779.73	992.49	1590.97	917.78
	LN2	725.27	812.00	847.70	665.33	775.98	988.48	1587.44	914.60
	WE	729.58	819.58	854.99	675.40	784.61	997.86	1598.60	922.94
	GA	725.26	812.41	848.08	666.43	776.78	989.28	1587.92	915.16
	GI	725.58	811.95	847.66	664.75	775.58	988.14	1587.60	914.46
3 PARAM.	LN3	727.25	813.86	849.57	666.57	777.41	989.99	1589.36	916.29
	GEV	726.64	813.69	849.35	666.64	777.47	990.03	1589.19	916.14
	GG	727.22	813.92	849.63	667.16	961.69	990.36	1589.42	942.77
	P3	727.06	813.60	849.35	666.39	777.14	989.64	1588.86	916.01
	LP3	727.22	813.92	849.63	666.63	777.51	990.12	1589.42	916.35
	HA	727.09	813.95	849.58	-	-	-	1589.33	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	-	-	-	666.67	777.44	990.16	-	-

Tableau 3.5. ÉMVA obtenu pour chacune des lois ajustées aux volumes.

		BASSINS							
	LOI	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
2 PARAM.	EXP	375.0	741.8	1087.0	672.0	2797.9	3998.6	6376.1	2292.6
	GU	78.4	118.4	162.6	67.5	378.5	666.7	1260.4	390.4
	NO	28.2	134.0	184.3	185.9	635.4	891.4	856.1	416.5
	LN2	27.0	86.9	109.4	115.3	442.2	554.0	614.5	278.5
	WE	35.5	142.2	187.7	166.3	702.5	1008.3	1076.3	474.1
	GA	26.9	110.4	149.6	152.4	522.6	700.0	592.1	322.0
	GI	32.9	88.4	119.3	97.6	372.6	461.3	640.3	258.9
3 PARAM.	LN3	27.8	86.1	115.7	84.1	322.4	495.6	623.4	250.7
	GEV	24.3	90.7	120.0	85.8	357.2	446.7	595.3	245.7
	GG	27.4	84.8	114.6	83.9	326.1	477.7	618.1	247.5
	P3	26.9	85.6	114.4	88.1	340.8	505.3	632.2	256.2
	LP3	27.8	83.1	113.8	88.5	357.2	454.5	614.9	248.5
	HA	27.2	82.8	112.6	-	-	-	611.8	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	-	-	-	84.1	309.0	526.9	-	-

Note : gamma (GA), Pearson Type 3 (P3), log-Pearson Type 3 (LP3), gamma généralisée (GG), gamma inverse (GI), valeur extrême généralisée (GEV), Gumbel (GU), Weibull (WE), normale (NO), log-normale à 2 paramètres (LN2), log-normale à 3 paramètres (LN3), exponentielle (EXP), Halphen Type A (HA), Halphen Type B (HB) et Halphen Type B⁻¹ (HB⁻¹).

Tableau 3.6. Rangs correspondant aux CIA (classement I et II) - volumes de crue.

		BASSINS							
	Loi	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
I (Classement global des 15 lois de probabilité)									
2 PARAM.	EXP	13	13	13	13	13	13	13	13.00
	GU	8	4	4	1	2	3	8	4.28
	NO	4	11	11	11	10	11	11	9.86
	LN2	2	2	2	3	3	2	1	2.14
	WE	12	12	12	12	11	12	12	11.86
	GA	1	3	3	5	4	4	3	3.28
	GI	3	1	1	2	1	1	2	1.57
3 PARAM.	LN3	11	7	7	6	6	6	7	7.14
	GEV	5	6	6	8	8	7	5	6.42
	GG	10	9	10	10	13	10	10	10.28
	P3	6	5	5	4	5	5	4	4.86
	LP3	9	8	9	7	9	8	9	8.43
	HA	7	10	8	-	-	-	6	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	-	-	-	9	7	9	-	-
II (Classement distinguant les lois de probabilité à 2 et 3 paramètres)									
2 PARAM.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7.00
	GU	5	4	4	1	2	3	4	3.28
	NO	4	5	5	5	5	5	5	4.86
	LN2	2	2	2	3	3	2	1	2.14
	WE	6	6	6	6	6	6	6	6.00
	GA	1	3	3	4	4	4	3	3.14
	GI	3	1	1	2	1	1	2	1.57
3 PARAM.	LN3	6	3	3	2	2	2	4	3.14
	GEV	1	2	2	4	4	3	2	2.57
	GG	5	5	6	6	6	6	6	5.71
	P3	2	1	1	1	1	1	1	1.14
	LP3	4	4	5	3	5	4	5	4.28
	HA	3	6	4	-	-	-	3	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	-	-	-	5	3	5	-	-

Tableau 3.7. Rangs correspondant aux ÉMVA (classement I et II) - volumes de crue.

BASSINS									
	Loi	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
I (Classement global des 15 lois de probabilité)									
2 PARAM.	EXP	13	13	13	13	13	13	13	13.00
	GU	12	10	10	1	8	9	12	8.86
	NO	9	11	11	12	11	11	10	10.71
	LN2	4	6	1	9	9	8	4	5.86
	WE	11	12	12	11	12	12	11	11.57
	GA	2	9	9	10	10	10	1	7.29
	GI	10	7	7	8	7	3	9	7.29
3 PARAM.	LN3	7	5	6	3	2	5	7	5.00
	GEV	1	8	8	5	5	1	2	4.29
	GG	6	3	5	2	3	4	6	4.14
	P3	2	4	4	6	4	6	8	4.86
	LP3	7	2	3	7	5	2	5	4.43
	HA	5	1	2	-	-	-	3	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	-	-	-	3	1	7	-	-
II (Classement distinguant les lois de probabilité à 2 et 3 paramètres)									
2 PARAM.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7.00
	GU	6	4	4	1	2	3	6	3.71
	NO	3	5	5	6	5	5	4	4.71
	LN2	2	1	1	3	3	2	2	2.00
	WE	5	6	6	5	6	6	5	5.57
	GA	1	3	3	4	4	4	1	2.86
	GI	4	2	2	2	1	1	3	2.141
3 PARAM.	LN3	5	5	5	2	2	4	5	4.00
	GEV	1	6	6	4	5	1	1	3.43
	GG	4	3	4	1	3	3	4	3.14
	P3	2	4	3	5	4	5	6	4.141
	LP3	5	2	2	6	5	2	3	3.57
	HA	3	1	1	-	-	-	2	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
HB-1	-	-	-	2	1	6	-	-	

Mentionnons d'abord que le critère ÉMVA donne, presque systématiquement, des valeurs inférieures pour les lois à 3 paramètres. Cela est tout à fait normal puisque l'ÉMVA calcul l'écart, pour certaines périodes de retour, entre la courbe d'ajustement et les observations, sans tenir compte du principe de parcimonie. Or, les distributions à trois paramètres étant plus souples, celles-ci sont favorisées. Rappelons finalement que, selon la procédure de sélection adoptée (cf. section 2.5.3), le critère CIA est employé en priorité pour une première élimination de lois puisque celui-ci tient compte, contrairement à l'ÉMVA, de l'ensemble de la distribution.

Les principales observations tirées de l'examen des tableaux 3.4 à 3.7 sont les suivantes:

- Les lois exponentielle, normale (sauf pour le bassin LM), Weibull, gamma généralisée et Halphen (Type A, B et B-1) admettent de grandes valeurs de CIA pour l'ensemble des bassins versants et ont été rejetées comme modèle pour représenter les volumes de crue. Notons que la loi normale est ici éliminée malgré le faible coefficient d'asymétrie calculé pour l'ensemble des échantillons (cf. tableau 3.1). L'examen graphique sur papier de probabilité confirme que ce modèle est en effet inadéquat.
- Les lois log-normale à deux paramètres, gamma, gamma inverse et Pearson Type 3 donnent des valeurs de CIA faibles.
- Globalement la loi gamma inverse obtient les meilleurs résultats en terme de CIA et la loi log-normale à 2 paramètres se classe seconde. L'écart entre les CIA de ces deux distributions est généralement très faible pour l'ensemble des bassins. La même remarque peut être faite en terme d'ÉMVA si l'on ne considère que les lois à 2 paramètres.
- Les valeurs d'ÉMVA des lois gamma inverse et log-normale sont très proche de celles de certaines lois à 3 paramètres bien que ces dernières sont favorisées par ce critère. La loi log-normale possède même une valeur d'ÉMVA inférieure à toutes les distributions à 3 paramètres (bassin Amont).

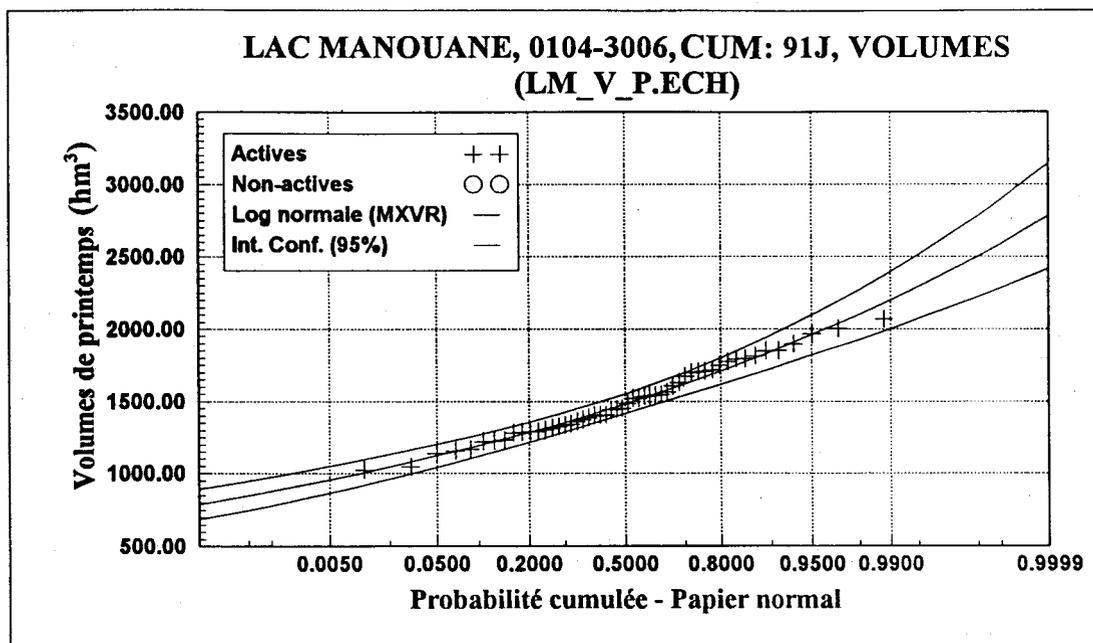
3.4 Distributions choisies

Comme il a été mentionné à la section 2.5.3, pour chaque bassin, les ajustements des lois retenues à la section 3.3 (cf. tableau 3.4) ont été comparés en examinant l'adéquation des courbes aux données sur le même papier de probabilité normal. L'examen des représentations graphiques individuelles avec intervalle de confiance a aussi été effectué.

Une attention particulière a été portée au respect du principe de parcimonie, de la cohérence avec la crue maximale probable et de la cohérence spatiale.

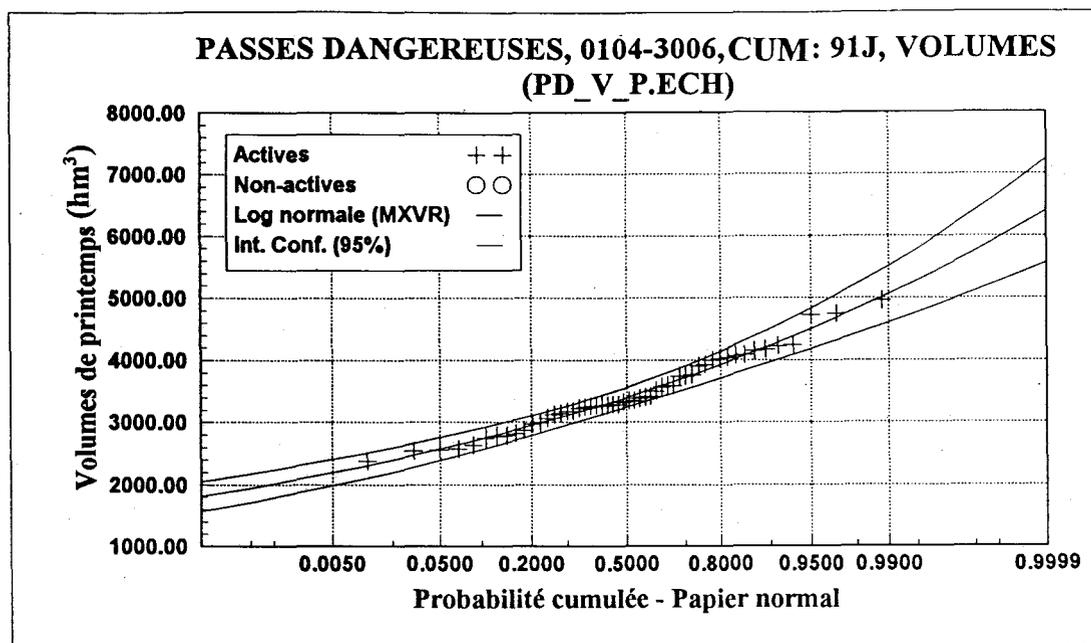
La distribution choisie pour les volumes de crue est la même pour chacun des bassins versants. Il s'agit de la loi log-normale à 2 paramètres. Mentionnons que la distribution gamma inverse donne statistiquement d'aussi bons résultats. Toutefois, le volume décamillénaire (10 000 ans) obtenu à partir cette distribution est systématiquement supérieur à celui de la loi log-normale et il est moins cohérent spatialement en terme de volume spécifique (volume divisé par la superficie du bassin versant). En effet, pour assurer une cohérence spatiale, il est souhaitable que le volume décamillénaire augmente avec la superficie des bassins (tableau 1.1). La loi log-normale permet de mieux préserver cette caractéristique physique que la loi gamma inverse.

Nous présentons, dans ce qui suit, les résultats de l'ajustement de la loi log-normale pour chacun des bassins versants (figures 3.9 à 3.15).



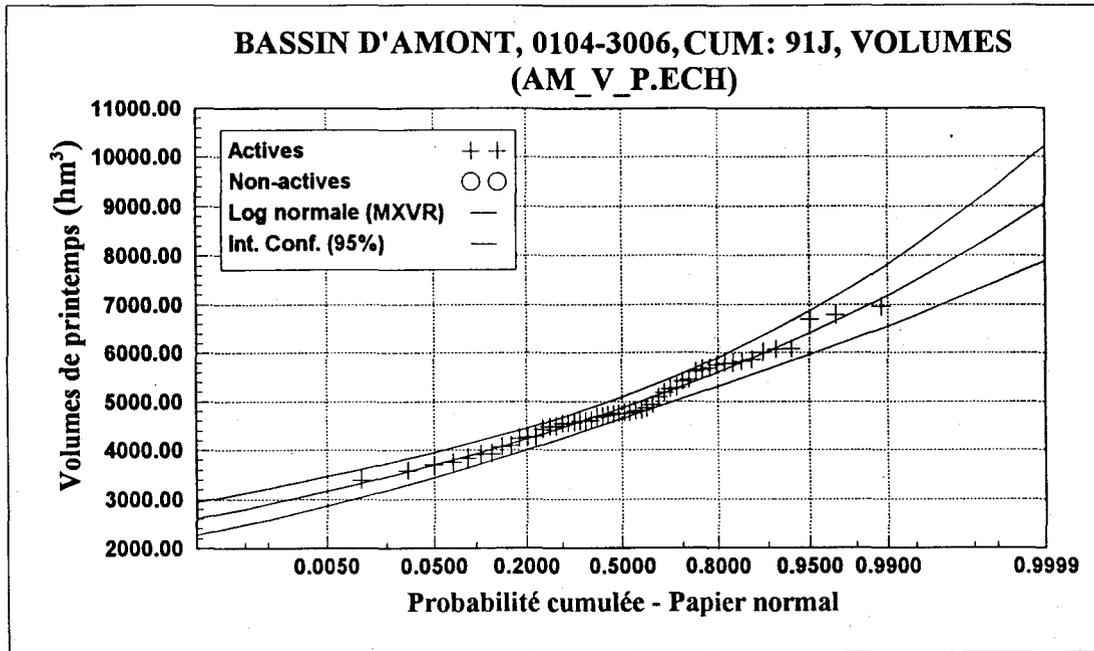
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (hm ³)	Écart-type	Intervalle à 95% (hm ³)
	10000	0.0001	2783	186	[2420 ; 3147]
$\hat{\mu} = 7.301$	2000	0.0005	2588	155	[2284 ; 2893]
$\hat{\sigma}^2 = 0.029$	1000	0.0010	2502	142	[2223 ; 2781]
	200	0.0050	2293	113	[2072 ; 2514]
	100	0.0100	2198	100	[2002 ; 2395]
	50	0.0200	2099	88	[1928 ; 2271]
	20	0.0500	1959	71	[1820 ; 2098]
	10	0.1000	1842	59	[1727 ; 1957]
	5	0.2000	1709	47	[1617 ; 1801]
	3	0.3000	1620	41	[1540 ; 1699]
	2	0.5000	1482	35	[1414 ; 1551]

Figure 3.9. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Lac Manouane.



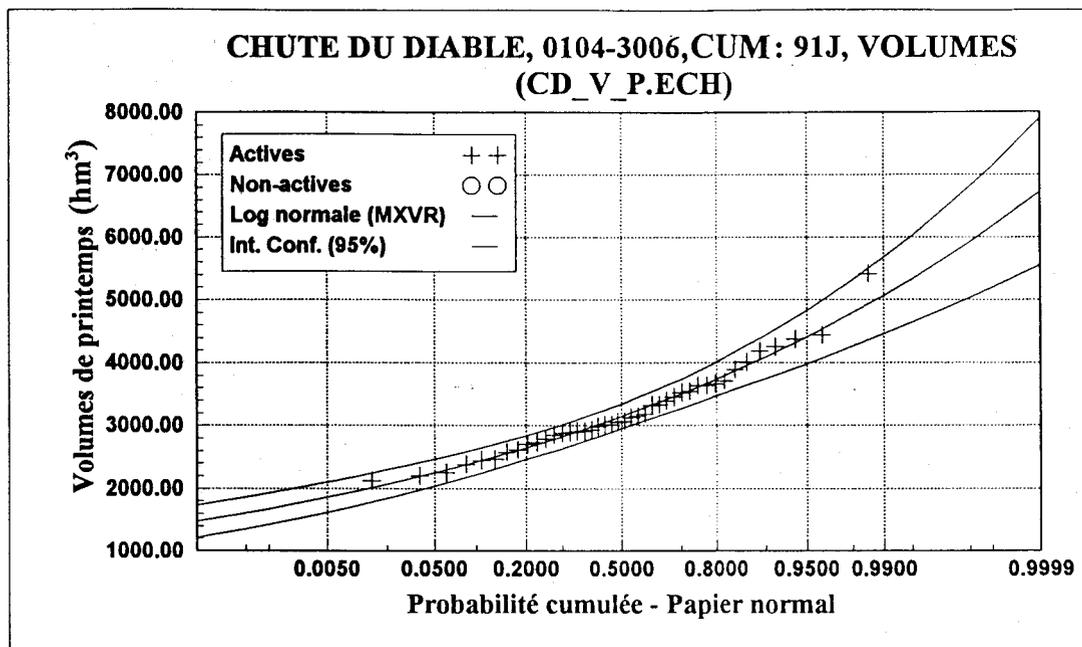
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (hm ³)	Écart-type	Intervalle à 95% (hm ³)
	10000	0.0001	6403	428	[5565 ; 7242]
$\hat{\mu} = 8.133$	2000	0.0005	5954	358	[5252 ; 6656]
$\hat{\sigma}^2 = 0.029$	1000	0.0010	5755	328	[5111 ; 6399]
	200	0.0050	5274	260	[4764 ; 5783]
	100	0.0100	5055	231	[4603 ; 5508]
	50	0.0200	4826	202	[4431 ; 5222]
	20	0.0500	4503	164	[4182 ; 4823]
	10	0.1000	4233	135	[3968 ; 4498]
	5	0.2000	3928	108	[3717 ; 4140]
	3	0.3000	3722	94	[3539 ; 3905]
	2	0.5000	3405	80	[3248 ; 3562]

Figure 3.10. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Passes Dangereuses.



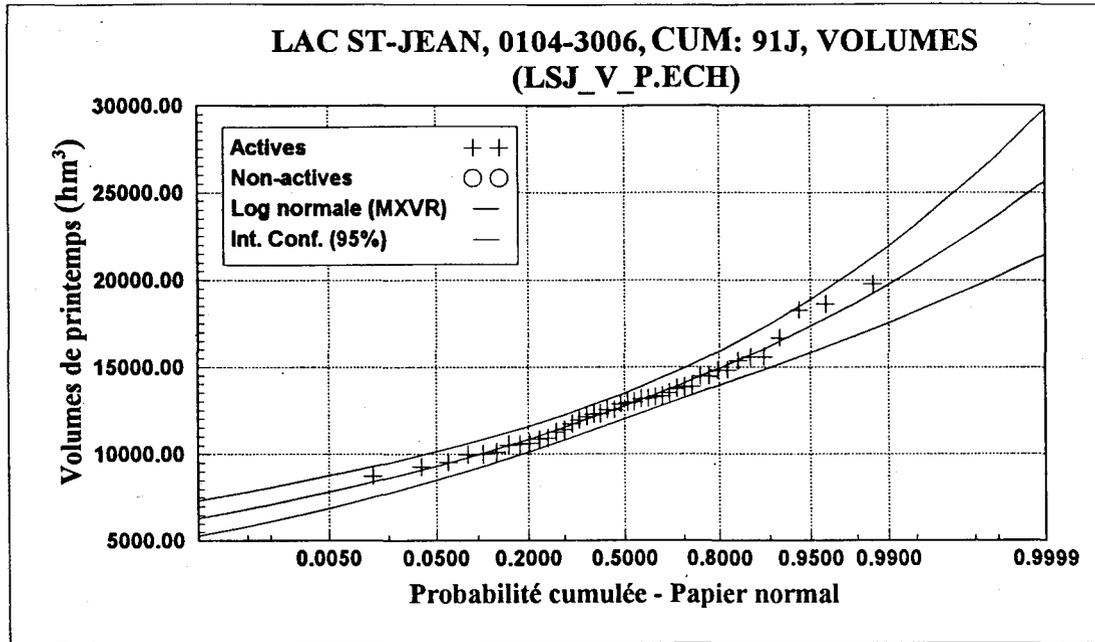
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (hm ³)	Écart-type	Intervalle à 95% (hm ³)
	10000	0.0001	9073	598	[7901 ; 10245]
$\hat{\mu} = 8.490$	2000	0.0005	8445	501	[7463 ; 9427]
$\hat{\sigma}^2 = 0.028$	1000	0.0010	8167	459	[7266 ; 9067]
	200	0.0050	7493	364	[6779 ; 8207]
	100	0.0100	7186	324	[6552 ; 7820]
	50	0.0200	6866	283	[6311 ; 7420]
	20	0.0500	6411	230	[5961 ; 6861]
	10	0.1000	6033	190	[5660 ; 6405]
	5	0.2000	5604	152	[5306 ; 5901]
	3	0.3000	5314	132	[5055 ; 5572]
	2	0.5000	4867	113	[4646 ; 5089]

Figure 3.11. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Amont.



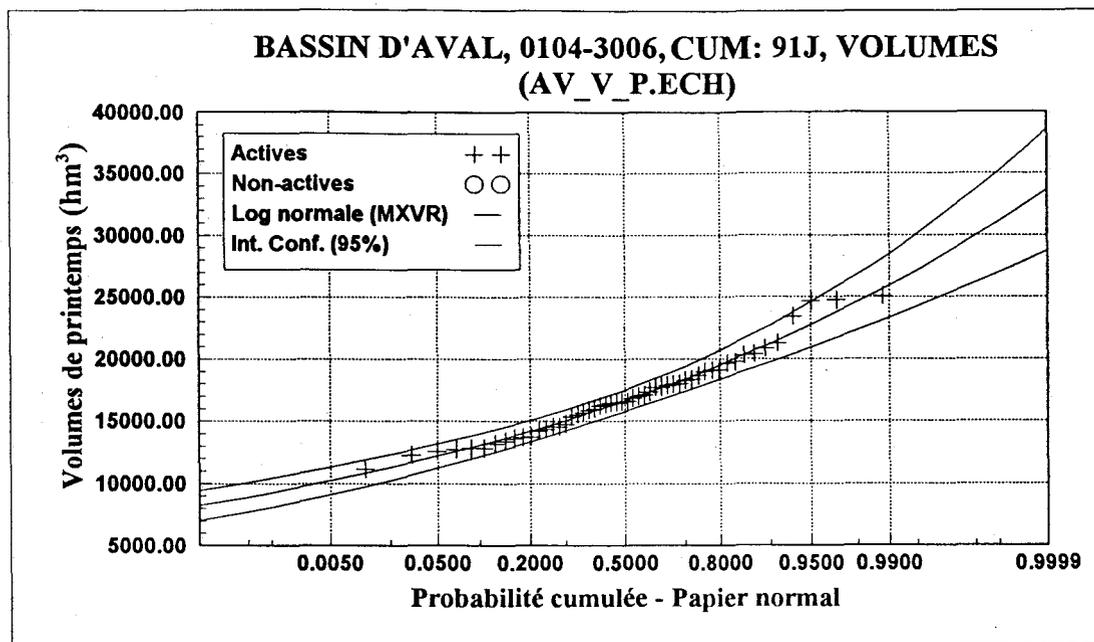
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (hm ³)	Écart-type	Intervalle à 95% (hm ³)
	10000	0.0001	6729	603	[5548 ; 7910]
$\hat{\mu} = 8.055$	2000	0.0005	6166	497	[5191 ; 7140]
$\hat{\sigma}^2 = 0.042$	1000	0.0010	5919	453	[5032 ; 6806]
	200	0.0050	5329	352	[4639 ; 6019]
	100	0.0100	5064	310	[4457 ; 5672]
	50	0.0200	4790	268	[4264 ; 5316]
	20	0.0500	4407	214	[3986 ; 4827]
	10	0.1000	4091	175	[3749 ; 4434]
	5	0.2000	3740	137	[3470 ; 4009]
	3	0.3000	3505	118	[3274 ; 3736]
	2	0.5000	3150	99	[2955 ; 3344]

Figure 3.12. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Chute du Diable.



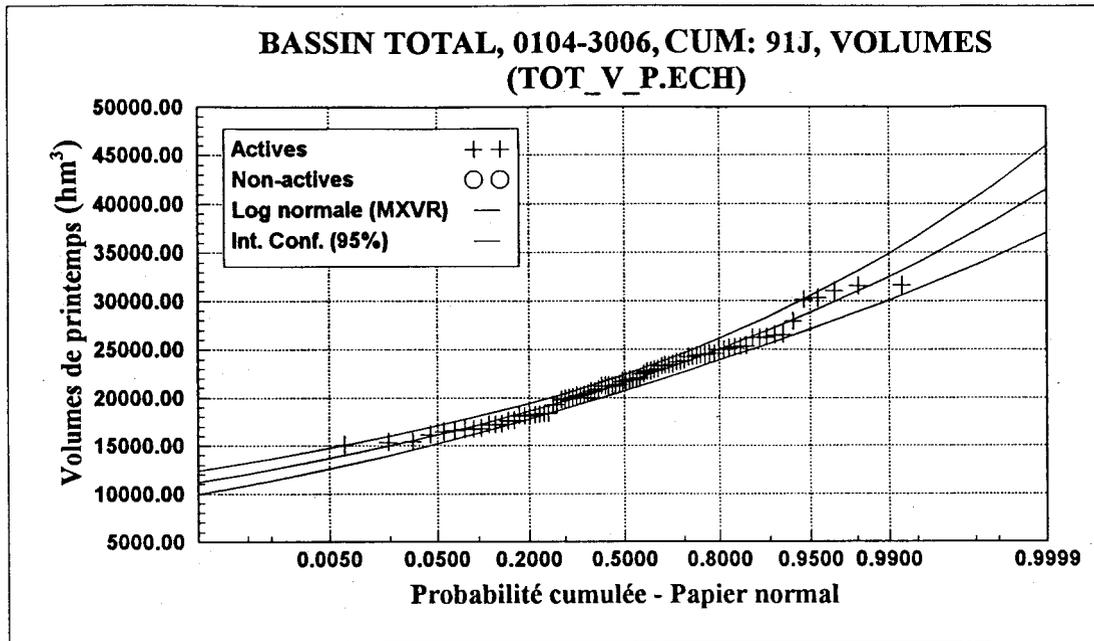
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (hm ³)	Écart-type	Intervalle à 95% (hm ³)
$\hat{\mu} = 9.452$ $\hat{\sigma}^2 = 0.036$	10000	0.0001	25665	2123	[21503 ; 29827]
	2000	0.0005	23674	1762	[20219 ; 27128]
	1000	0.0010	22796	1610	[19641 ; 25952]
	200	0.0050	20690	1263	[18215 ; 23165]
	100	0.0100	19739	1115	[17553 ; 21926]
	50	0.0200	18750	970	[16849 ; 20652]
	20	0.0500	17359	780	[15830 ; 18888]
	10	0.1000	16209	640	[14955 ; 17464]
	5	0.2000	14918	507	[13925 ; 15911]
	3	0.3000	14051	437	[13195 ; 14907]
2	0.5000	12729	370	[12003 ; 13455]	

Figure 3.13. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Lac St-Jean.



Paramètres	T	P	\hat{x}_T (hm ³)	Écart-type	Intervalle à 95% (hm ³)
$\hat{\mu} = 9.721$ $\hat{\sigma}^2 = 0.036$	10000	0.0001	33698	2511	[28776 ; 38620]
	2000	0.0005	31073	2083	[26989 ; 35157]
	1000	0.0010	29917	1903	[26186 ; 33648]
	200	0.0050	27141	1492	[24216 ; 30066]
	100	0.0100	25889	1318	[23305 ; 28473]
	50	0.0200	24587	1146	[22340 ; 26833]
	20	0.0500	22755	922	[20948 ; 24562]
	10	0.1000	21241	756	[19759 ; 22723]
	5	0.2000	19542	599	[18369 ; 20716]
	3	0.3000	18402	516	[17391 ; 19414]
2	0.5000	16664	438	[15806 ; 17522]	

Figure 3.14. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Aval.



Paramètres	T	P	\hat{x}_T (hm ³)	Écart-type	Intervalle à 95% (hm ³)
	10000	0.0001	41507	2285	[37027 ; 45987]
$\hat{\mu} = 9.978$	2000	0.0005	38488	1907	[34749 ; 42228]
$\hat{\sigma}^2 = 0.031$	1000	0.0010	37154	1747	[33729 ; 40578]
	200	0.0050	33934	1379	[31230 ; 36637]
	100	0.0100	32474	1223	[30077 ; 34871]
	50	0.0200	3095	1067	[28859 ; 33042]
	20	0.0500	28798	863	[27106 ; 30490]
	10	0.1000	27011	712	[25616 ; 28406]
	5	0.2000	24994	567	[23882 ; 26105]
	3	0.3000	23634	491	[22671 ; 24596]
	2	0.5000	21548	419	[20726 ; 22371]

Figure 3.15. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux volumes de crue du bassin Total.

4 AJUSTEMENT DES APPORTS MAXIMUMS DU PRINTEMPS

Ce chapitre est consacré à la présentation de l'analyse hydrologique de fréquence des apports non contrôlés maximums du printemps (apport maximum journalier pour la période 01/04 - 30/06) pour les sept bassins considérés.

4.1 Analyse préliminaire des données

Les principales caractéristiques statistiques des séries annuelles d'apports non contrôlés maximums du printemps des bassins versant Lac Manouane, Passes-Dangereuses, Chute du Diable, Lac St-Jean, Amont, Aval et Total sont présentées dans ce qui suit. Les courbes chronologiques des sept séries d'apports étudiées sont illustrées aux figures 4.1 à 4.7.

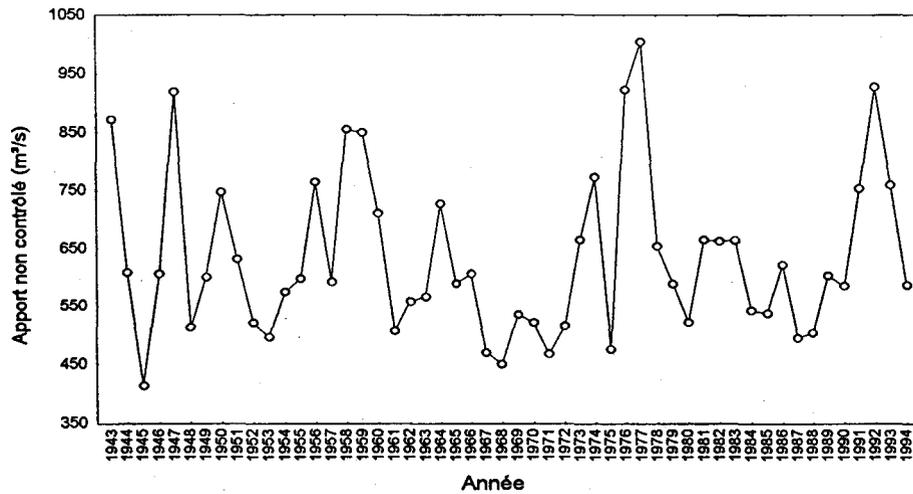


Figure 4.1. Apports non contrôlés maximums du printemps - Lac Manouane.

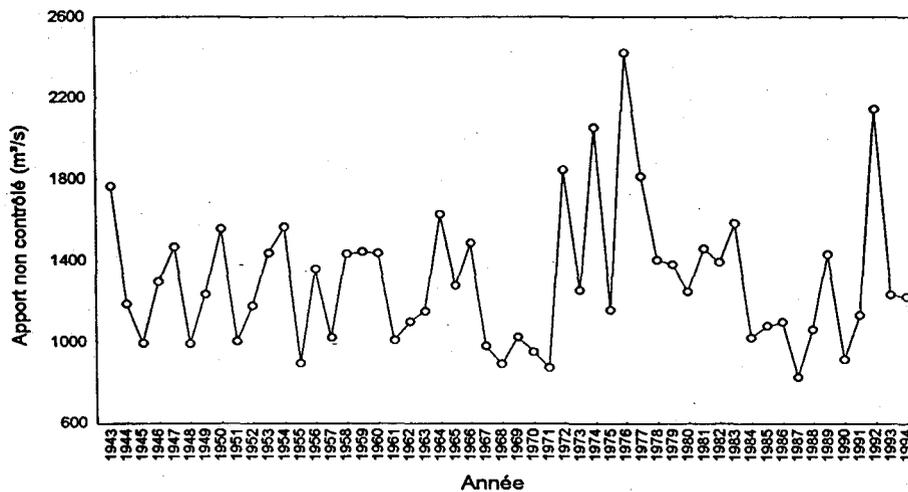


Figure 4.2. Apports non contrôlés maximums du printemps - Passes Dangereuses.

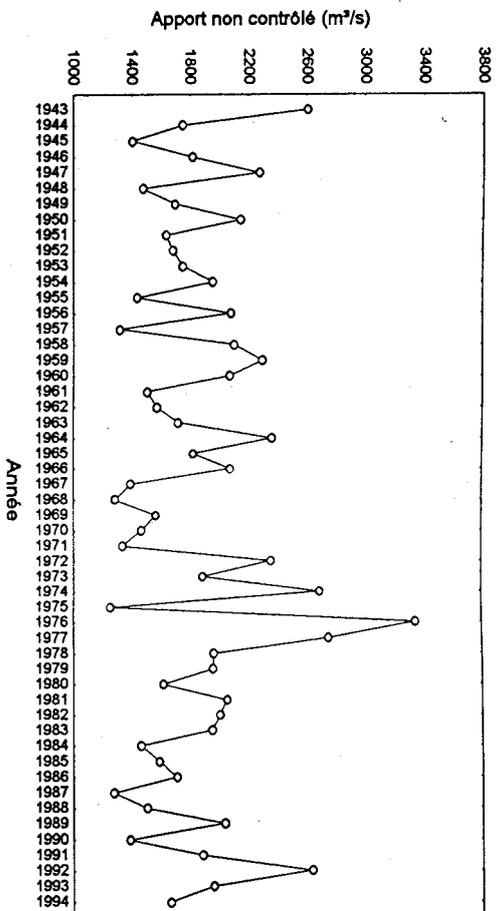


Figure 4.3. Apports non contrôlés maximums du printemps - Amont.

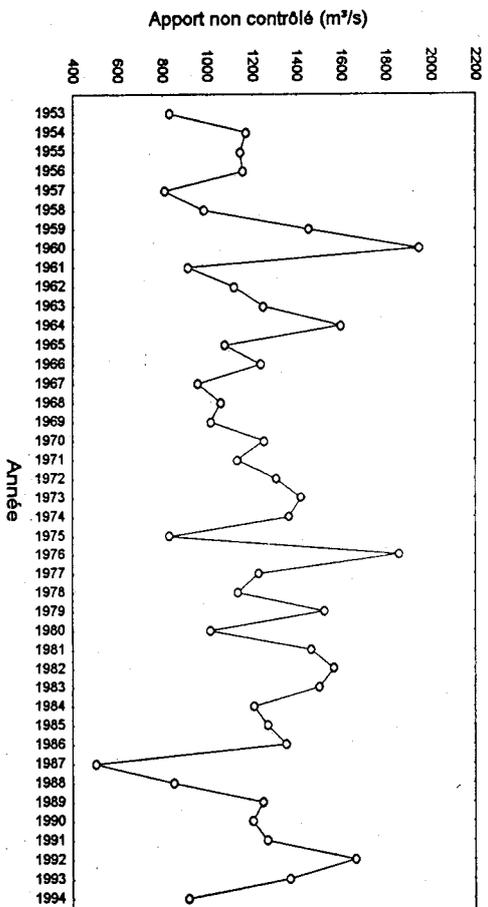


Figure 4.4. Apports non contrôlés maximums du printemps - Chute du Diabie.

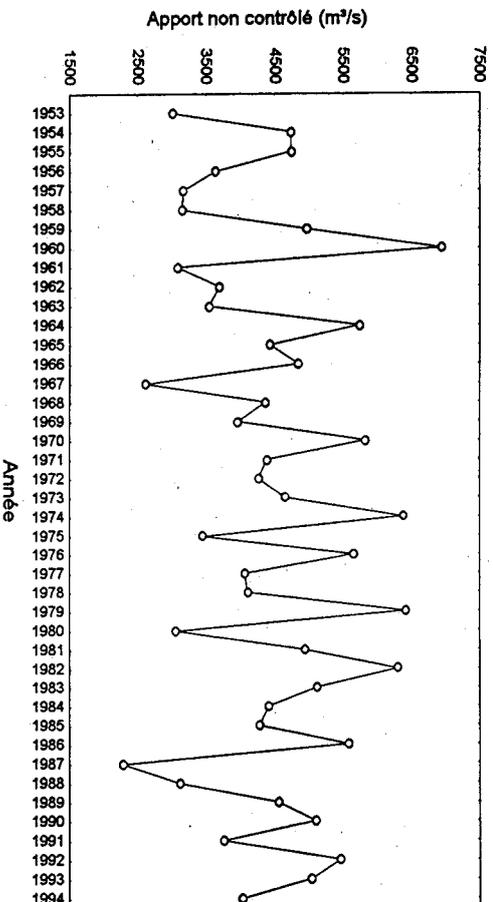


Figure 4.5. Apports non contrôlés maximums du printemps - Lac St-Jean.

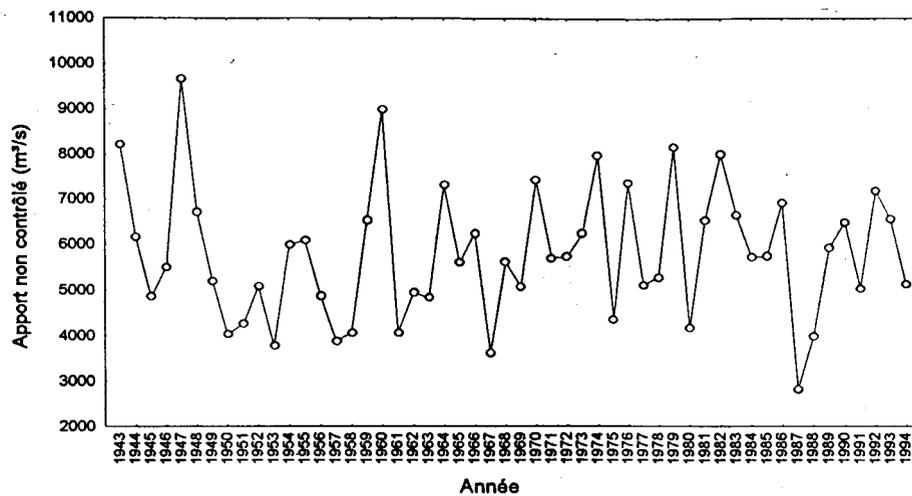


Figure 4.6. Apports non contrôlés maximums du printemps - Aval.

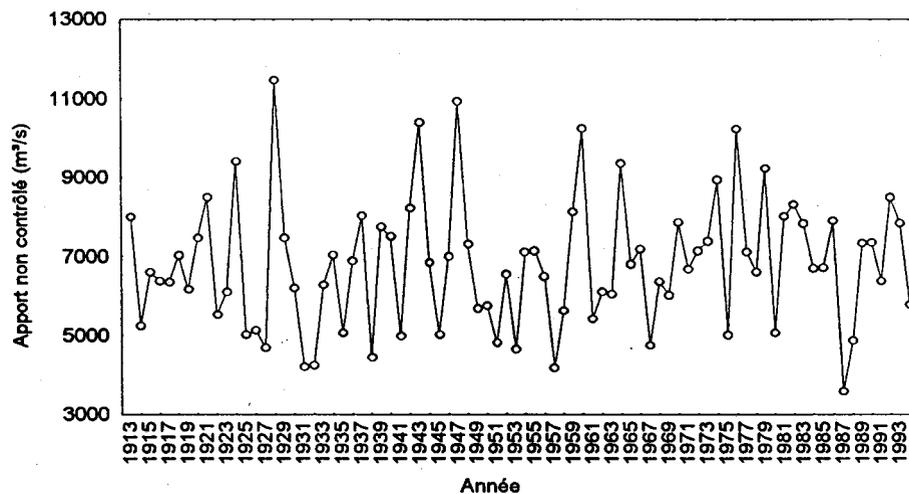


Figure 4.7. Apports non contrôlés maximums du printemps - Total.

Le tableau 4.1 donne les principales caractéristiques statistiques des apports non contrôlés maximums du printemps des sept bassins versants. Leur distribution est représentée par les diagrammes en boîte présentés à la figure 4.8. On peut constater, en particulier, que:

- comme pour les volumes de crue, la dispersion des apports maximums du printemps varie en fonction de la dimension des bassins versants (plus la superficie est grande, plus la variabilité des apports est grande). Toutefois, les coefficients de variation C_v admettent des valeurs semblables indiquant que les échantillons sont comparables en terme de dispersion relative (écart-type divisé par la moyenne).
- la distribution des apports maximums des bassins CD, LSJ AV, et TOT est plus symétrique que celle des apports calculés aux sites situés à l'amont du système. En effet

leurs coefficients d'asymétrie C_s sont plus faibles. La loi normale est donc un modèle envisageable pour représenter les apports maximums printaniers des sites en aval et du bassin versant total. Les résultats du test de Shapiro-Wilk confirment l'hypothèse de normalité pour ces ensembles de données (cf. tableau 4.2). Cette distribution doit toutefois être rejetée, au niveau de signification de 5%, pour les sites LM, PD et AM (valeur de la statistique ombragée dans le tableau 4.2).

Tableau 4.1. Statistiques descriptives des séries d'apports maximums du printemps.

Bassin	n	STATISTIQUES DESCRIPTIVES							
		Moy.	Méd.	Min.	Max.	Éc.-Typ.	Cv	Cs	Ck
LM	52	632.9	599.0	414.0	1 005.0	139.9	0.22	0.91	2.91
PD	52	1 304.5	1 241.5	828.0	2 424.0	339.2	0.26	1.16	4.17
AM	52	1 854.2	1 784.0	1 249.0	3 347.0	438.2	0.24	1.06	4.06
CD	42	1 219.3	1 219.0	504.0	1 948.0	287.5	0.24	0.24	3.25
LSJ	42	4 452.7	4 401.0	2 296.0	6 941.0	1 102.4	0.25	0.24	2.36
AV	52	5 791.3	5 701.0	2 827.0	9 668.0	1 460.2	0.25	0.45	2.78
TOT	82	6 798.4	6 705.5	3 581.0	11 460.0	1 637.7	0.24	0.56	3.13

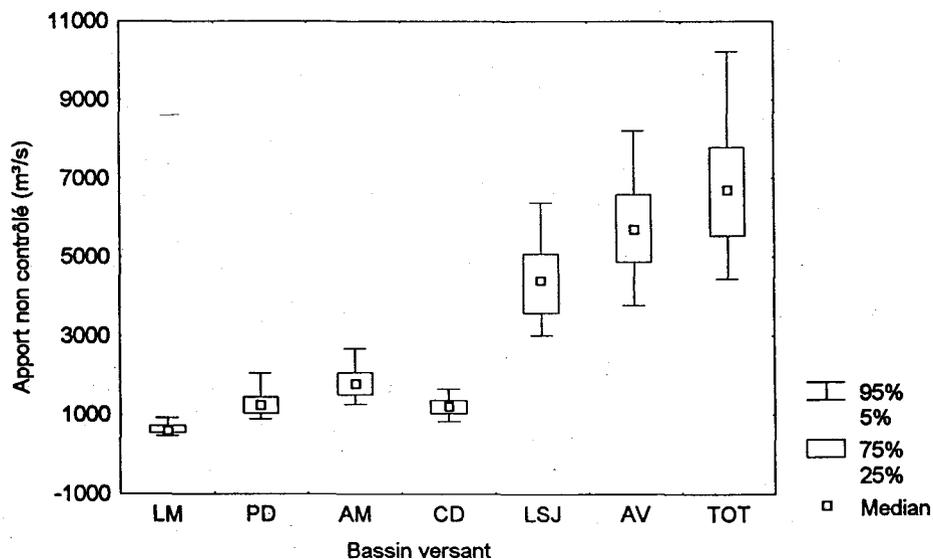


Figure 4.8. Distribution des apports maximums du printemps des sept bassins versants.

Tableau 4.2. Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk.

	BASSINS						
	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT
STAT.	0.9155	0.9158	0.9281	0.9863	0.9788	0.9765	0.9648
P	(0.0011)	(0.0011)	(0.0045)	(0.9366)	(0.7344)	(0.5843)	(0.0939)

4.2 Vérification des hypothèses de base

Le tableau 4.3 donne les résultats de l'application du test d'indépendance de Wald et Wolfowitz (section 2.3.1) et du test de stationnarité de Kendall (section 2.3.3) pour chacune des séries d'apports maximums printaniers. La valeur de la statistique de chacun des tests et la probabilité au dépassement correspondante (entre parenthèse) y sont données. Les résultats significatifs au niveau de signification de 5% ont été ombragés.

Tableau 4.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K).

Test	BASSINS						
	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT
W-W	2.0956	0.4897	0.2979	0.5247	0.7026	0.0609	0.1939
P	(0.0361)	(0.6244)	(0.7658)	(0.5998)	(0.4823)	(0.9514)	(0.8462)
K	0.0079	0.1815	0.2762	1.4089	1.0187	0.8601	1.1493
P	(0.9937)	(0.8560)	(0.7824)	(0.1589)	(0.3083)	(0.3897)	(0.2504)

Note: W-W pour test de Wald-Wolfowitz et K pour test de Kendall.

Le seul résultat significatif à 5 % concerne le site LM. Les apports maximums printaniers du bassin versant Lac Manouane sont donc significativement dépendants à un niveau de signification de 5% (la probabilité au dépassement de la valeur de la statistique est inférieure à 5%). Toutefois, ce résultat n'est pas significatif à 1%. À l'exception de ceux du bassin Lac Manouane les apports non contrôlés sont tout à fait compatibles avec les hypothèses de base de l'analyse de fréquence. Les apports du bassin Lac Manouane feront tout de même l'objet d'un ajustement. Cependant, il faut être prudent lors de l'interprétation des résultats car une hypothèse importante de la méthode statistique employée n'est pas vérifiée à 5%, ajoutant ainsi une incertitude supplémentaire aux quantiles estimés.

4.3 Comparaison des ajustements

Les tableaux 4.4 et 4.5 donnent respectivement les valeurs du critère d'Akaike (CIA) et d'ÉMVA obtenues à partir de l'ajustement des 15 distributions aux apports non contrôlés maximums du printemps. Les distributions retenues selon le CIA (étape 3, section 2.5.3) pour un examen comparatif des ajustements sont identifiées en ombragé au tableau 4.4. Comme pour les volumes (chapitre 3), les tableaux 4.6 et 4.7 donnent le résultat des classements I et II selon les critères CIA et ÉMVA obtenus pour chacun des ajustements.

Les principales observations tirées de l'examen des tableaux 4.4 à 4.6 sont les suivantes:

- Les lois exponentielle, Weibull, gamma généralisée, log-Pearson Type 3 et Halphen (Type A, B et B-1) admettent des valeurs généralement plus élevées de CIA et ont été rejetées comme modèle pour représenter les apports maximums printaniers.
- Pour les bassins situés à l'amont (Lac Manouane, Passes Dangereuses et Amont), les lois Gumbel et Pearson Type 3 donnent les valeurs de CIA les plus faibles.
- Pour les bassins Chute du Diable et Lac St-Jean, la loi normale donne de bons résultats autant en terme de CIA que d'ÉMVA. Les lois log-normale à 2 paramètres ainsi que la loi gamma obtiennent aussi des valeurs assez faibles de CIA et d'ÉMVA.
- Les ajustements issus des lois log-normale et gamma obtiennent les valeurs de CIA les plus faibles pour les bassins Aval et Total.
- Les valeurs de CIA et d'ÉMVA sont très semblables pour les lois à 3 paramètres ajustées aux apports des bassins Chute du Diable, Lac St-Jean, Aval et Total. Il est alors difficile de discriminer.
- Enfin, pour le bassin Total, l'ÉMVA de la loi log-normale à 2 paramètres est le plus faible. Il est même inférieur aux valeurs obtenues à partir des lois à 3 paramètres.

Mentionnons finalement que les critères CIA et ÉMVA n'ont pu être calculés pour certains ajustements (loi GG pour PD ; lois de Halphen). En effet, la méthode d'estimation (méthode du maximum de vraisemblance, ou à défaut, la méthode des moments) n'admet pas de solution pour ces échantillons.

Tableau 4.4. CIA obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports du printemps.

		BASSINS							Moy
Loi		LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	
2 PARAM.	EXP	670.43	751.33	776.2	642.13	734.84	941.44	1494.53	858.70
	GU	653.85	744.38	772.87	602.81	712.32	907.98	1446.67	834.41
	NO	664.41	756.52	783.17	597.72	710.63	908.34	1449.48	838.61
	LN2	656.66	746.41	774.77	600.49	710.84	906.64	1444.87	834.38
	WE	669.5	760.84	788.57	599.51	711.4	910.3	1454.18	842.04
	GA	658.67	748.85	776.78	598.49	710.03	906.2	1444.96	834.85
	GI	655.15	744.79	773.44	603.91	712.31	908.05	1446.12	834.82
3 PARAM.	LN3	655.01	744.87	773.71	599.41	712.06	908.28	1446.79	834.30
	GEV	655.36	745.7	774.57	599.67	711.59	908.09	1446.71	834.53
	GG	662.39	746.79	774.61	599.65	711.85	908.2	1446.74	835.75
	P3	654.8	743.67	771.82	599.43	711.98	908.18	1446.58	833.78
	LP3	655.61	745.61	774.49	601.19	711.83	908.18	1446.73	834.80
	HA	-	-	-	-	-	908.19	1446.66	-
	HB	-	-	-	614.94	-	-	-	-
	HB-1	655.83	745.83	774.68	-	-	-	-	-

Tableau 4.5. ÉMVA obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports de printemps.

		BASSINS							Moy
Loi		LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	
2 PARAM.	EXP	117.2	202.8	297.3	679.1	1770.1	2435.5	3231.1	1247.6
	GU	29.6	75.1	35.8	129.8	381.7	347.1	392.3	198.8
	NO	38.0	131.4	117.9	37.4	95.1	200.3	431.9	150.3
	LN2	29.4	96.4	73.3	40.0	187.6	162.1	165.9	107.8
	WE	33.3	112.4	106.8	47.7	114.8	213.8	430.0	151.2
	GA	35.1	114.9	96.5	19.2	102.5	121.1	237.7	103.8
	GI	27.3	80.0	53.6	83.8	304.3	278.3	277.0	157.8
3 PARAM.	LN3	29.5	32.8	45.5	32.0	89.3	113.8	172.7	73.6
	GEV	32.6	34.4	30.6	33.4	76.1	130.4	185.9	74.8
	GG	25.6	-	30.3	33.4	80.1	119.7	172.2	76.9
	P3	25.2	38.4	65.0	32.5	90.3	116.7	166.8	76.4
	LP3	28.8	53.3	26.1	48.7	86.5	117.2	173.6	76.3
	HA	-	-	-	-	-	117.5	169.6	-
	HB	-	-	-	34.8	-	-	-	-
	HB-1	32.4	32.4	21.5	-	-	-	-	-

Note : gamma (GA), Pearson Type 3 (P3), log-Pearson Type 3 (LP3), gamma généralisée (GG), gamma inverse (GI), valeur extrême généralisée (GEV), Gumbel (GU), Weibull (WE), normale (NO), log-normale à 2 paramètres (LN2), log-normale à 3 paramètres (LN3), exponentielle (EXP), Halphen Type A (HA), Halphen Type B (HB) et Halphen Type B⁻¹ (HB⁻¹).

Tableau 4.6. Rangs correspondant aux CIA (classement I et II) - apports de printemps.

		BASSINS							
	LOI	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
I (Classement global des 15 lois de probabilité)									
2 PARAM.	EXP	13	11	10	13	12	13	13	12.14
	GU	1	2	2	10	10	3	6	4.86
	NO	11	12	12	1	2	11	11	8.57
	LN2	8	8	9	8	3	2	1	5.57
	WE	12	13	13	5	4	12	12	10.14
	GA	9	10	11	2	1	1	2	5.14
	GI	4	3	3	11	11	4	3	5.57
3 PARAM.	LN3	3	4	4	3	9	10	10	6.14
	GEV	5	6	6	7	5	5	7	5.86
	GG	10	9	7	6	7	9	9	8.14
	P3	2	1	1	4	8	6	4	3.71
	LP3	6	5	5	9	6	7	8	6.57
	HA	-	-	-	-	-	8	5	-
	HB	-	-	-	12	-	-	-	-
	HB-1	7	7	8	-	-	-	-	-
II (Classement distinguant les lois de probabilité à 2 et 3 paramètres)									
2 PARAM.	EXP	7	5	4	7	7	7	7	6.28
	GU	1	1	2	5	5	3	4	3.00
	NO	5	6	6	1	2	5	5	4.28
	LN2	3	3	3	4	3	2	1	2.71
	WE	6	7	7	3	4	6	6	5.57
	GA	4	4	5	2	1	1	2	2.71
	GI	2	2	1	6	6	4	3	3.43
3 PARAM.	LN3	2	2	2	1	5	6	6	3.43
	GEV	3	4	4	4	1	1	3	2.86
	GG	6	6	5	3	3	5	5	4.71
	P3	1	1	1	2	4	2	1	1.71
	LP3	4	3	3	5	2	3	4	3.43
	HA	-	-	-	-	-	4	2	-
	HB	-	-	-	6	-	-	-	-
	HB-1	5	5	6	-	-	-	-	-

Tableau 4.7. Rangs correspondant aux ÉMVA (classement I et II) - apports de printemps.

		BASSINS							
	LOI	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
I (Classement global des 15 lois de probabilité)									
2 PARAM.	EXP	13	12	13	13	12	13	13	12.71
	GU	7	6	5	12	11	12	10	9.00
	NO	12	11	12	7	6	9	12	9.86
	LN2	5	8	9	8	9	8	1	6.86
	WE	10	9	11	9	8	10	11	9.71
	GA	11	10	10	1	7	6	8	7.57
	GI	3	7	7	11	10	11	9	8.29
3 PARAM.	LN3	6	1	6	2	4	1	5	3.57
	GEV	9	2	4	4	1	7	7	4.86
	GG	2	-	3	4	2	5	4	3.33
	P3	1	3	8	3	5	2	2	3.43
	LP3	4	5	2	10	3	3	6	4.71
	HA	-	-	-	-	-	4	3	-
	HB	-	-	-	6	-	-	-	-
	HB-1	8	4	1	-	-	-	-	-
II (Classement distinguant les lois de probabilité à 2 et 3 paramètres)									
2 PARAM.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7.00
	GU	3	1	1	6	6	6	4	3.86
	NO	6	6	6	2	1	3	6	4.29
	LN2	2	3	3	3	4	2	1	2.57
	WE	4	4	5	4	3	4	5	4.14
	GA	5	5	4	1	2	1	2	2.86
	GI	1	2	2	5	5	5	3	3.29
3 PARAM.	LN3	4	1	5	1	4	1	4	2.86
	GEV	6	2	4	3	1	6	6	4.00
	GG	2	-	3	3	2	5	3	3.33
	P3	1	3	6	2	5	2	1	2.86
	LP3	3	5	2	6	3	3	5	3.86
	HA	-	-	-	-	-	4	2	-
	HB	-	-	-	5	-	-	-	-
	HB-1	5	4	1	-	-	-	-	-

4.4 Distributions choisies

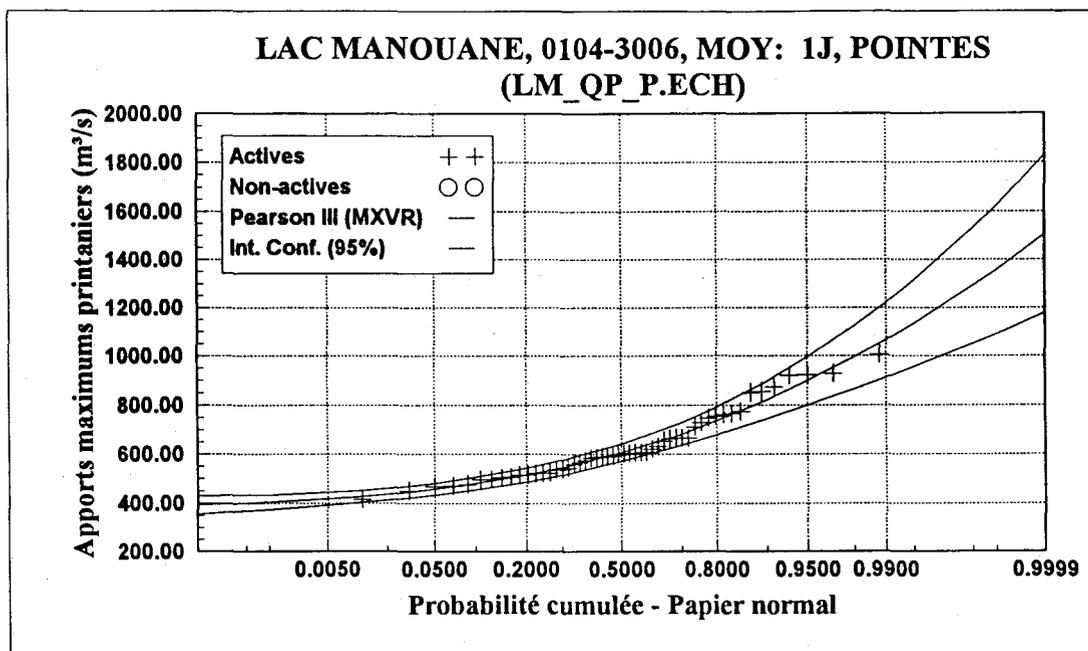
Mentionnons, qu'à l'examen graphique, les résultats des ajustements des quatre ou cinq distributions retenues pour chaque bassin sont très semblables. D'ailleurs, les valeurs de CIA et d'EMVA obtenues pour ces lois (tableaux 4.4 et 4.5) sont très proches. La cohérence régionale des lois choisies ainsi que des quantiles obtenus ont donc été utilisés pour discriminer entre ces différentes distributions. De plus, puisque le nombre de données disponibles pour le bassin Total est plus grand (incertitude d'échantillonnage moins important), la loi choisie pour ce site (LN2) a donc été considérée sérieusement pour représenter les apports des bassins Chute du Diable, Lac St-Jean et Aval.

Les distributions choisies pour les apports non contrôlés maximums du printemps sont données au tableau 4.8 pour les sept bassins versants. Quelques remarques expliquant les différents choix y sont aussi données.

Tableau 4.8. Loies choisies pour représenter les apports maximums du printemps.

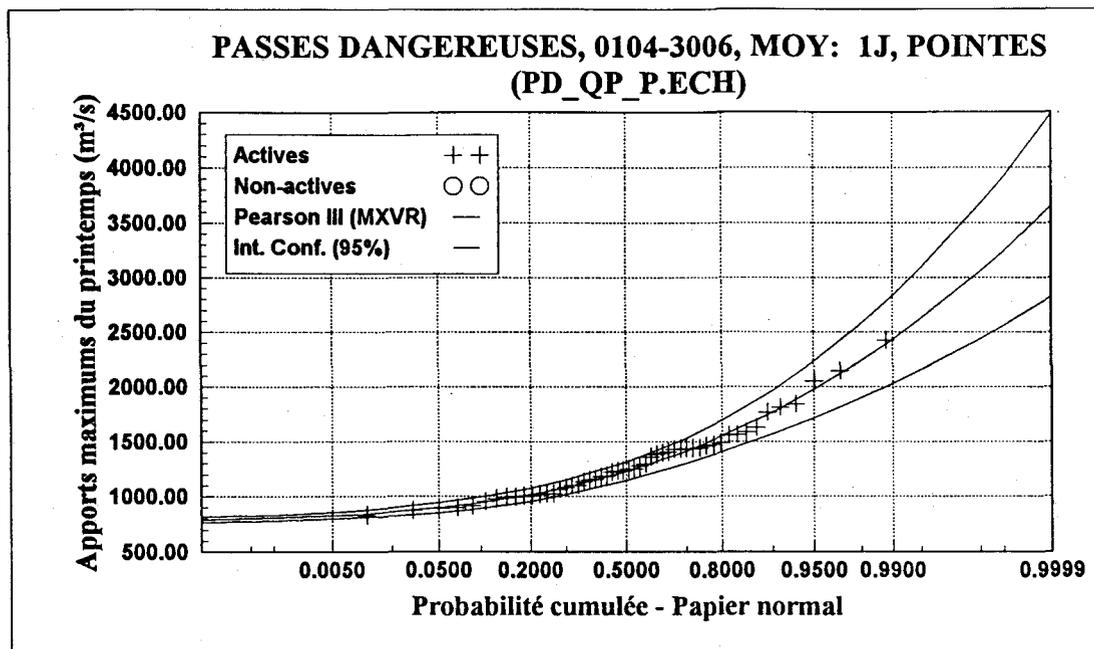
BASSIN	LOI CHOISIE	COMMENTAIRES
LM	P3	Les lois GU et P3 donnent presque les mêmes résultats. Toutefois, l'ajustement de la loi GU est moins bon pour les autres bassins de l'amont du système (PD et AM). La même loi a donc été choisie pour les bassins en amont.
PD	P3	Même si le critère CIA favorise les lois à 2 paramètres, la loi P3 obtient la valeur de CIA la plus faible. De plus, l'écart entre les valeurs d'ÉMVA des lois à 2 et 3 paramètres est assez important.
AM	P3	La loi P3 possède la valeur de CIA la plus faible. Statistiquement, la loi GU s'ajuste bien aux observations mais ces quantiles estimés sont plus faibles en particulier pour les grandes périodes de retour ($T > 100$).
CD	LN2	Les intervalles de confiance à 95% des lois NO (meilleure loi selon le critère CIA) et LN2 contiennent bien toutes les observations. Les ajustements obtenus à partir de toutes les lois retenues sont très semblables. La loi LN2 donne un quantile décennal estimé plus élevé en ajustant tout aussi bien les observations que les autres distributions.
LSJ	LN2	Cet ajustement n'est pas nécessairement le meilleur même si les différences entre les lois considérées sont négligeables. En effet, par exemple, la loi GA obtient de meilleurs résultats surtout en terme de CIA. La distribution LN2 a été choisie à partir de considérations régionales : la loi LN2 est la plus adéquate pour les sites AV et TOT qui possèdent plus d'années d'observations disponibles.
AV	LN2	Les lois GU et GI, qui donnent de bons résultats en terme de CIA, ont été rejetées puisqu'elles admettent des quantiles supérieurs à ceux obtenus à partir de l'ajustement de la loi LN2 aux apports du bassin Total (en particulier, pour les grandes périodes de retour). La loi GA est aussi adéquate statistiquement mais donne des quantiles estimés plus faibles pour les grandes périodes de retour.
TOT	LN2	La loi LN2 obtient les meilleurs résultats à la fois en terme de CIA que d'ÉMVA. La loi P3 donne aussi de bons résultats mais possède un paramètre supplémentaire.

Nous présentons, dans ce qui suit, les résultats des ajustements issus des lois sélectionnées pour chacun des bassins versants (figures 4.9 à 4.15). Rappelons que les apports maximums printaniers du bassin Lac Manouane sont significativement dépendants (à 5% mais pas à 1%, cf. tableau 4.3)



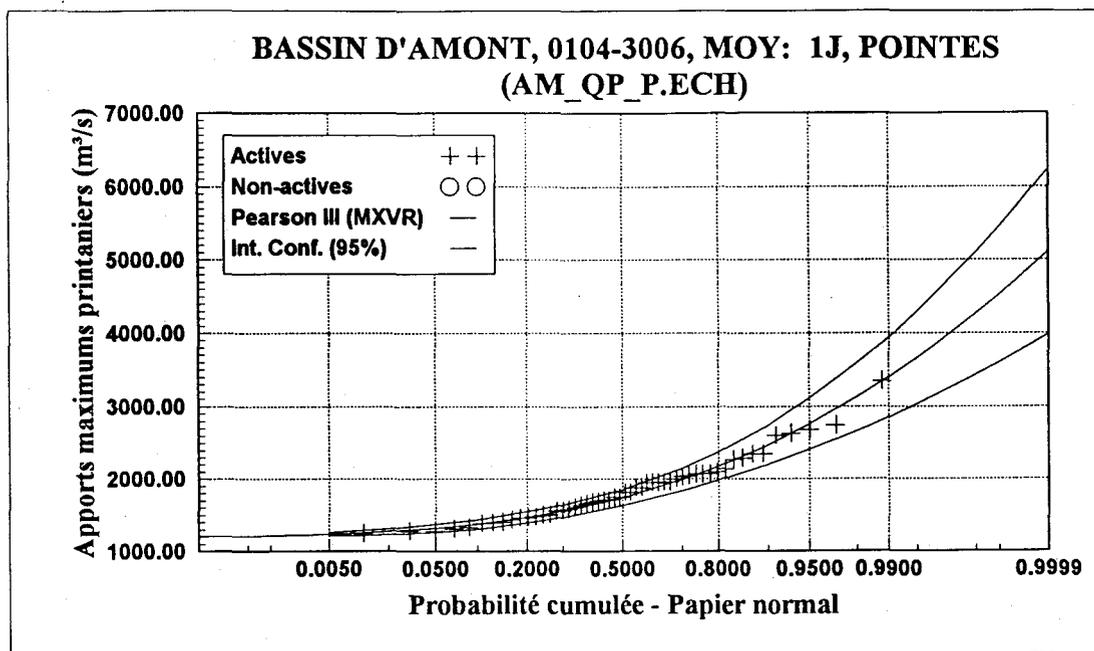
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	1505	166	[1178 ; 1831]
$\hat{m} = 387.104$	2000	0.0005	1356	135	[1091 ; 1621]
$\hat{\alpha} = 0.013$	1000	0.0010	1290	122	[1051 ; 1529]
$\hat{\lambda} = 3.104$	200	0.0050	1135	92	[955 ; 1314]
	100	0.0100	1066	79	[911 ; 1220]
	50	0.0200	995	66	[865 ; 1124]
	20	0.0500	897	50	[799 ; 996]
	10	0.1000	820	39	[744 ; 895]
	5	0.2000	736	29	[680 ; 792]
	3	0.3000	683	23	[637 ; 729]
	2	0.5000	607	18	[571 ; 643]

Figure 4.9. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson Type 3 aux apports maximums printaniers du bassin Lac Manouane.



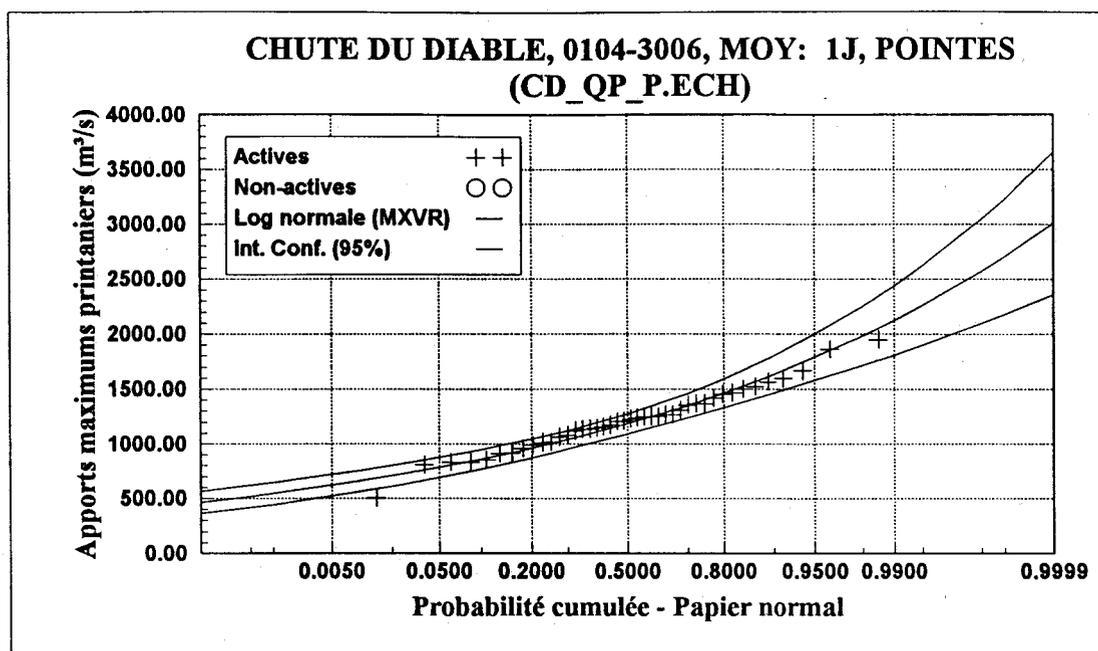
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	3655	424	[2824 ; 4487]
$\hat{m} = 796.556$	2000	0.0005	3235	346	[2556 ; 3914]
$\hat{\alpha} = 0.004$	1000	0.0010	3052	313	[2439 ; 3666]
$\hat{\lambda} = 2.149$	200	0.0050	2620	237	[2157 ; 3084]
	100	0.0100	2430	204	[2030 ; 2831]
	50	0.0200	2237	172	[1900 ; 2575]
	20	0.0500	1974	131	[1718 ; 2231]
	10	0.1000	1768	101	[1570 ; 1966]
	5	0.2000	1550	73	[1407 ; 1694]
	3	0.3000	1415	59	[1300 ; 1530]
	2	0.5000	1228	43	[1143 ; 1313]

Figure 4.10. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson Type 3 aux apports maximums printaniers du bassin Passes Dangereuses.



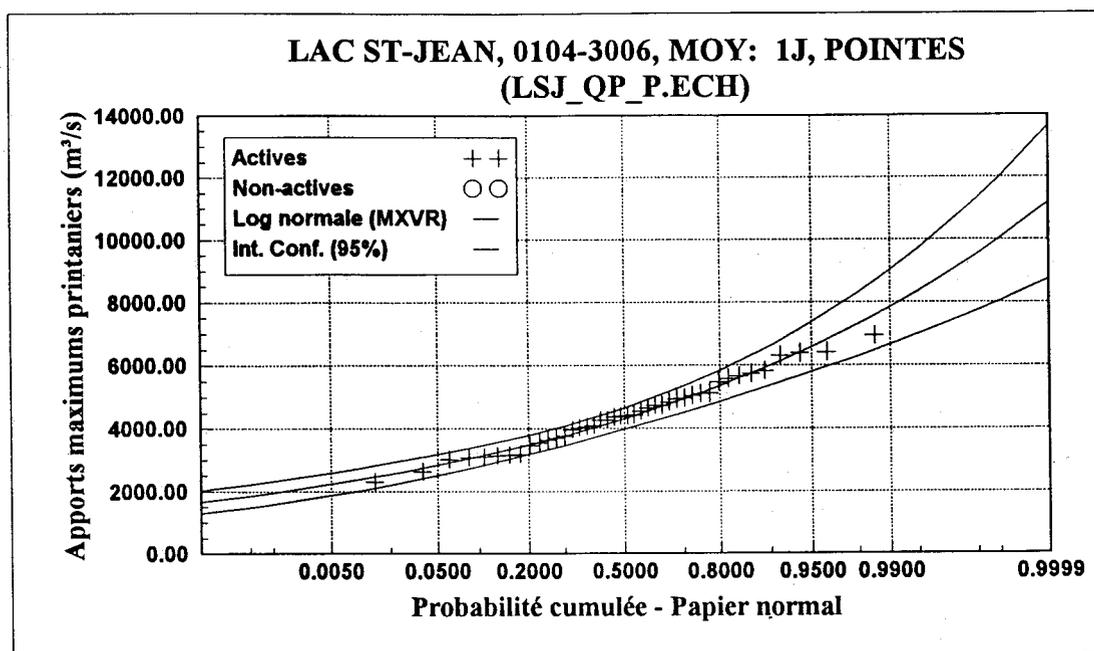
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	5115	575	[3988 ; 6243]
$\hat{m} = 1212.936$	2000	0.0005	4524	470	[3602 ; 5446]
$\hat{\alpha} = 0.003$	1000	0.0010	4267	426	[3432 ; 5101]
$\hat{\lambda} = 1.889$	200	0.0050	3661	323	[3029 ; 4293]
	100	0.0100	3396	279	[2849 ; 3942]
	50	0.0200	3127	235	[2665 ; 3588]
	20	0.0500	2762	179	[2410 ; 3113]
	10	0.1000	2477	138	[2206 ; 2748]
	5	0.2000	2179	100	[1984 ; 2375]
	3	0.3000	1996	79	[1841 ; 2150]
	2	0.5000	1745	57	[1634 ; 1856]

Figure 4.11. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson Type 3 aux apports maximums printaniers du bassin Amont.



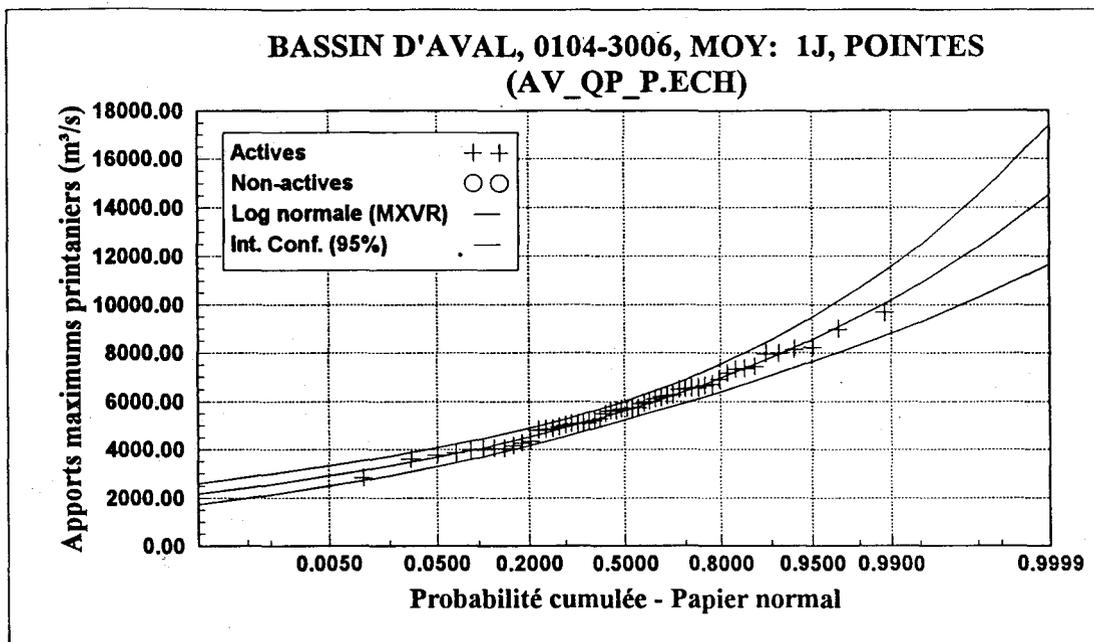
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	3011	331	[2361 ; 3660]
$\hat{\mu} = 7.077$	2000	0.0005	2704	268	[2179 ; 3229]
$\hat{\sigma}^2 = 0.063$	1000	0.0010	2571	242	[2098 ; 3045]
	200	0.0050	2260	183	[1901 ; 2620]
	100	0.0100	2123	160	[1810 ; 2436]
	50	0.0200	1983	136	[1715 ; 2250]
	20	0.0500	1790	107	[1580 ; 1999]
	10	0.1000	1634	86	[1465 ; 1802]
	5	0.2000	1463	66	[1333 ; 1592]
	3	0.3000	1351	56	[1241 ; 1460]
	2	0.5000	1184	46	[1095 ; 1274]

Figure 4.12. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Chute du Diable.



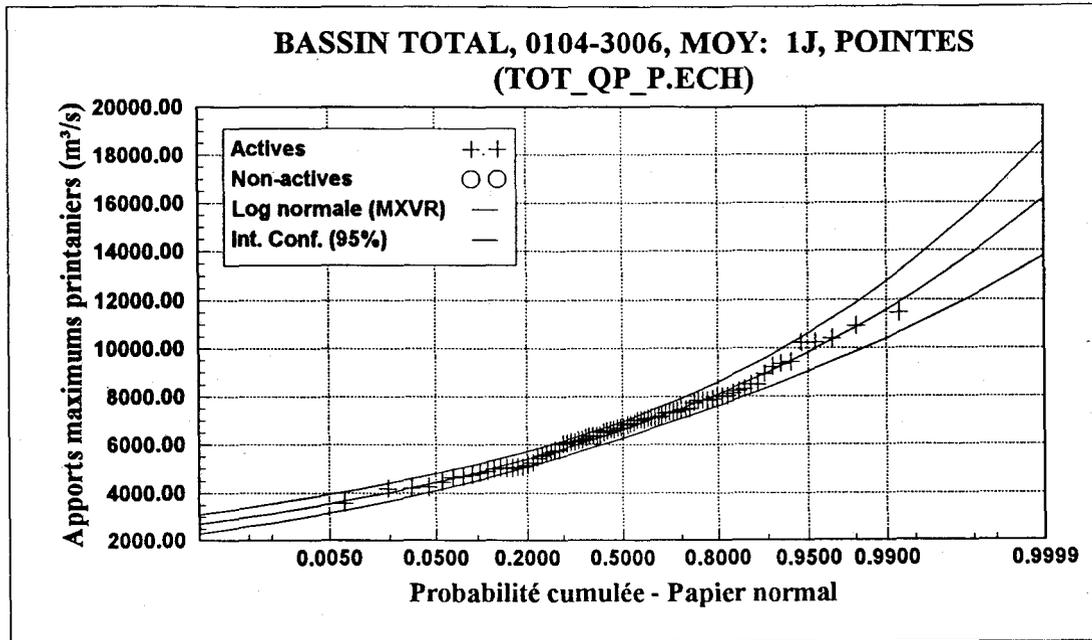
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	11186	1256	[8722 ; 13649]
$\hat{\mu} = 8.370$	2000	0.0005	10024	1013	[8037 ; 12010]
$\hat{\sigma}^2 = 0.066$	1000	0.0010	9523	913	[7733 ; 11313]
	200	0.0050	8348	692	[6992 ; 9704]
	100	0.0100	7831	601	[6653 ; 9010]
	50	0.0200	7304	513	[6298 ; 8309]
	20	0.0500	6578	401	[5791 ; 7364]
	10	0.1000	5993	321	[5363 ; 6623]
	5	0.2000	5354	247	[4870 ; 5838]
	3	0.3000	4936	208	[4528 ; 5345]
	2	0.5000	4317	171	[3982 ; 4651]

Figure 4.13. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Lac St-Jean.



Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m³/s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m³/s)
	10000	0.0001	14539	1464	[11668 ; 17410]
$\hat{\mu} = 8.632$	2000	0.0005	13029	1181	[10714 ; 15344]
$\hat{\sigma}^2 = 0.066$	1000	0.0010	12378	1064	[10291 ; 14465]
	200	0.0050	10851	806	[9270 ; 12432]
	100	0.0100	10180	701	[8806 ; 11554]
	50	0.0200	9494	598	[8321 ; 10667]
	20	0.0500	8550	468	[7632 ; 9468]
	10	0.1000	7791	375	[7056 ; 8525]
	5	0.2000	6960	288	[6395 ; 7525]
	3	0.3000	6417	243	[5940 ; 6894]
	2	0.5000	5612	199	[5221 ; 6002]

Figure 4.14. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Aval.



Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	16191	1219	[13802 ; 18580]
$\hat{\mu} = 8.796$	2000	0.0005	14603	989	[12664 ; 16543]
$\hat{\sigma}^2 = 0.058$	1000	0.0010	13915	894	[12162 ; 15669]
	200	0.0050	12293	683	[10954 ; 13632]
	100	0.0100	11576	596	[10408 ; 12744]
	50	0.0200	10840	511	[9839 ; 11842]
	20	0.0500	9823	402	[9034 ; 10612]
	10	0.1000	8999	324	[8364 ; 9634]
	5	0.2000	8093	251	[7601 ; 8585]
	3	0.3000	7497	213	[7080 ; 7915]
	2	0.5000	6608	176	[6263 ; 6952]

Figure 4.15. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux apports maximums printaniers du bassin Total.

5 AJUSTEMENT DES APPORTS MAXIMUMS DE LA PÉRIODE ÉTÉ/AUTOMNE

Ce chapitre est consacré à la présentation de l'analyse hydrologique de fréquence des apports non contrôlés maximums d'été (01/07 - 31/08) et d'automne (01/09 - 31/12) pour les sept bassins considérés.

5.1 Analyse préliminaire des données

Les principales caractéristiques statistiques des séries annuelles d'apports non contrôlés maximums d'été et d'automne sont présentées dans ce qui suit. Les courbes chronologiques des séries d'apports étudiées sont illustrées aux figures 5.1 à 5.7. La saison été/automne désigne la série des maximums lorsque les saisons été et automne ont été regroupées.

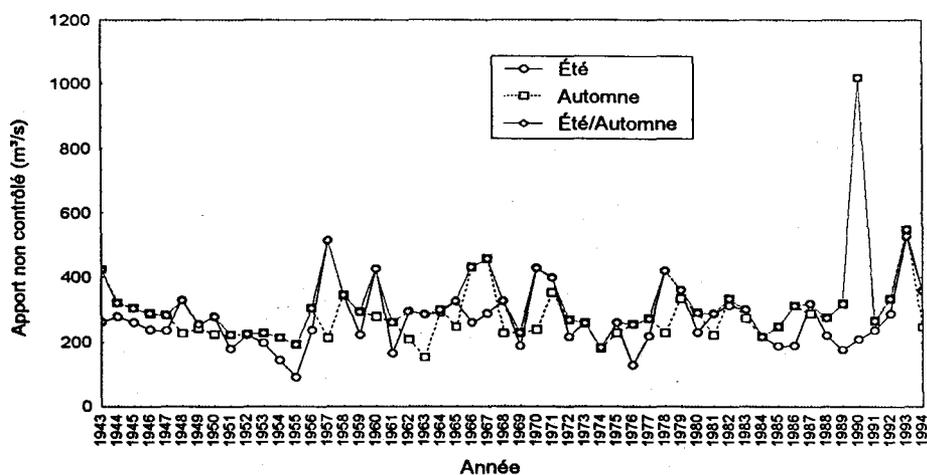


Figure 5.1. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Lac Manouane.

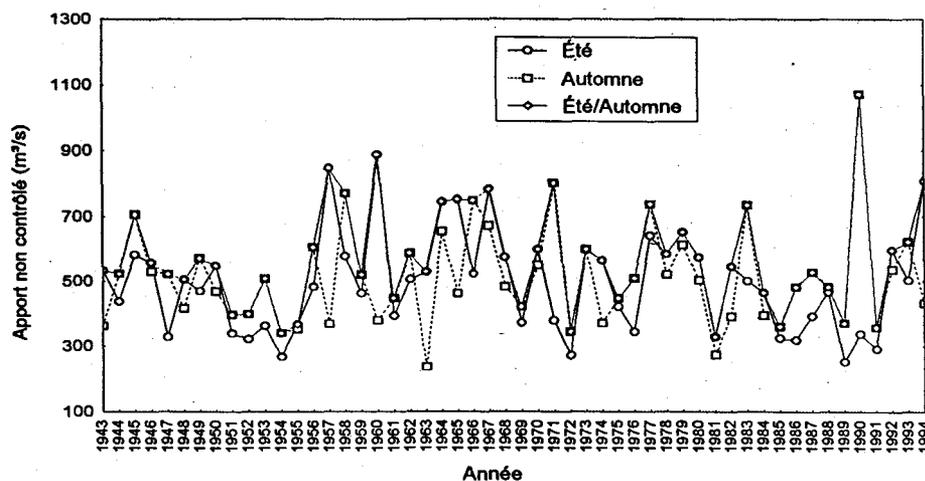


Figure 5.2. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Passes Dangereuses.

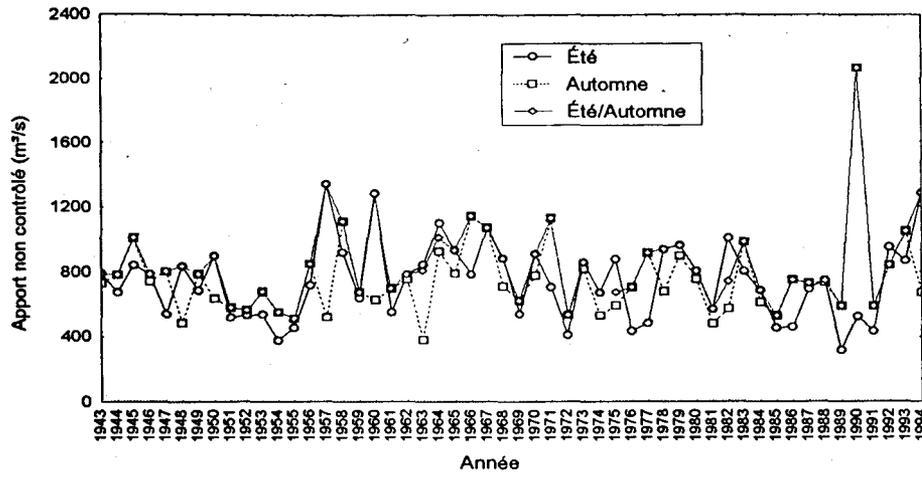


Figure 5.3. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Amont.

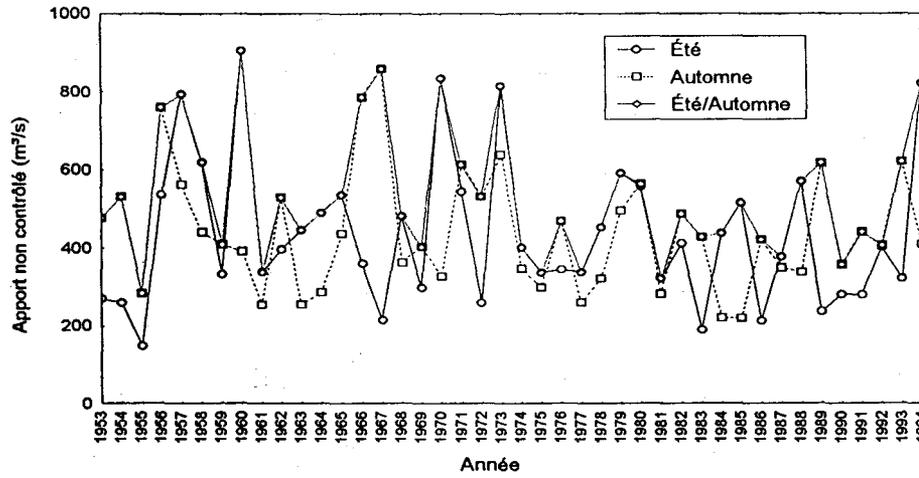


Figure 5.4. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Chute du Diable.

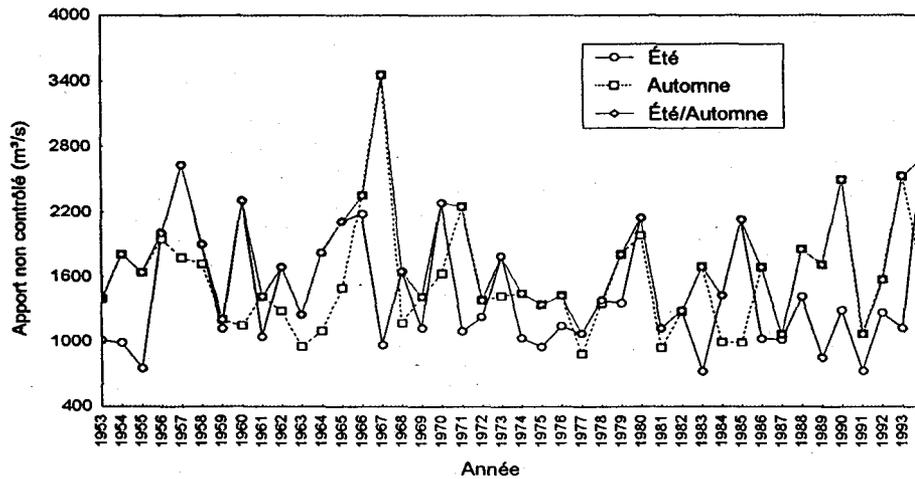


Figure 5.5. Apports non contrôlés d'été et d'automne - Lac St-Jean.

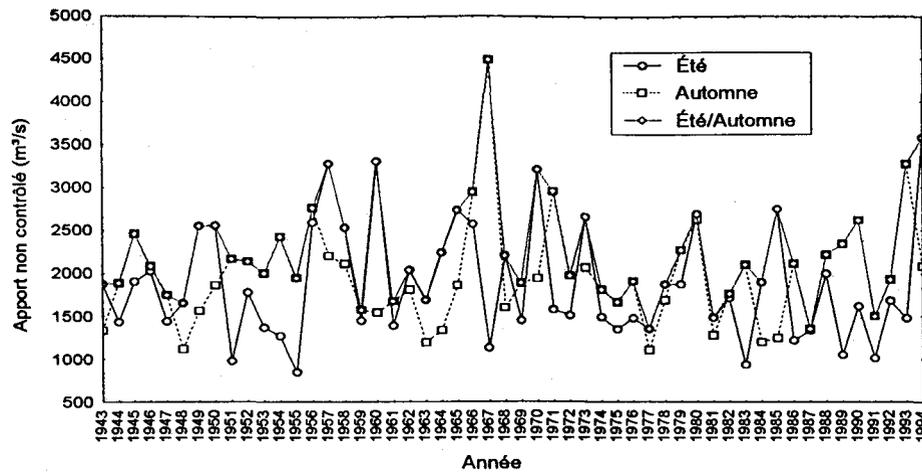


Figure 5.6. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Aval.

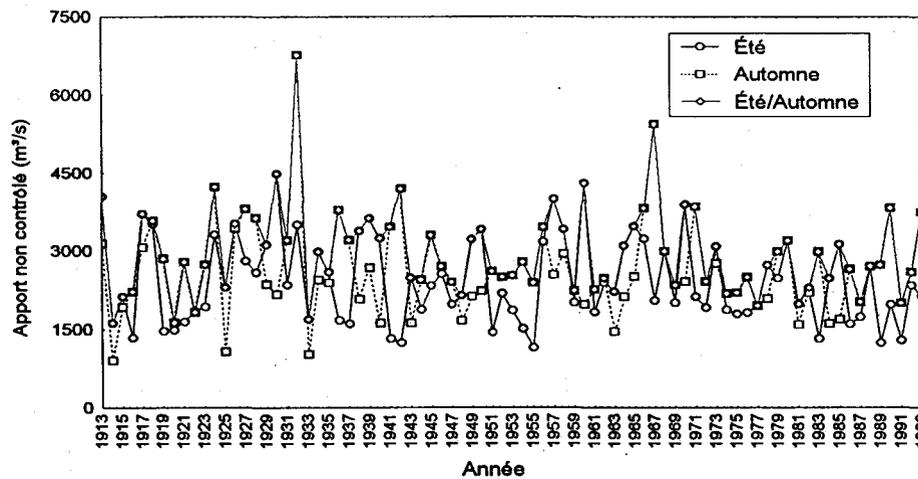


Figure 5.7. Apports non contrôlés maximums d'été et d'automne - Total.

Le tableau 5.1 donne les principales caractéristiques statistiques des apports non contrôlés maximums des saisons été, automne et été/automne pour les 7 bassins étudiés. On peut constater, en particulier, que:

- la moyenne des apports maximums de la période été/automne est systématiquement supérieure à celle des apports maximums d'été ou d'automne. Cela n'est pas étonnant puisque la série issue du regroupement des saisons été et automne est constituée, pour chaque année, du maximum de ces deux saisons, qui peut se produire soit en été ou soit en automne.
- la dispersion des apports maximums des saisons été, automne et été/automne varie en fonction de la dimension des bassins versants.

- la distribution des apports maximums d'automne et été/automne est plus asymétrique que celle des apports d'été pour les bassins amont (PD et AM) et plus particulièrement pour LM (cf. valeurs élevées du coefficient Cs pour ces trois bassins). Cette forte asymétrie est engendrée par une donnée singulière observée aux sites situés en amont du bassin Total à l'automne 1990 (cf. figures 5.1, 5.2 et 5.3). Cet apport très important n'est toutefois pas aberrant puisqu'il correspond à un événement extrême de précipitation validé (cf. Haché *et al.*, 1996). Puisque cette observation est bel et bien réelle, elle est conservée dans l'échantillon et considérée lors de l'analyse de fréquence.

Tableau 5.1. Statistiques descriptives des séries d'apports maximums d'été et d'automne.

Bassin	n	Saison	STATISTIQUES DESCRIPTIVES							
			Moy.	Méd.	Min.	Max.	Éc.-Typ.	Cv	Cs	Ck
LM	52	Été	271.15	260.00	91	528	89.32	0.33	0.84	3.72
		Aut.	292.02	268.50	152	1 020	125.28	0.43	4.18	22.47
		Été/Aut.	325.42	297.50	183	1 020	125.14	0.38	3.60	18.74
PD	52	Été	497.12	502.50	253	889	155.80	0.31	0.58	2.71
		Aut.	509.84	494.50	236	1 073	154.40	0.30	1.12	4.70
		Été/Aut.	574.98	554.50	329	1 073	160.04	0.28	0.70	3.26
AM	52	Été	745.21	766.00	315	1 341	239.30	0.32	0.43	2.71
		Aut.	755.96	721.50	382	2 069	259.49	0.34	2.70	13.20
		Été/Aut.	848.19	797.00	513	2 069	266.60	0.31	2.08	9.33
CD	42	Été	435.86	399.50	149	906	188.53	0.43	0.93	2.98
		Aut.	441.05	416.50	220	860	152.77	0.35	0.84	3.12
		Été/Aut.	534.36	489.00	284	906	165.68	0.31	0.76	2.42
LSJ	42	Été	1 433.78	1 260.50	725	2 693	530.92	0.37	0.81	2.42
		Aut.	1 566.36	1 439.00	885	3 456	507.90	0.33	1.50	5.59
		Été/Aut.	1 780.50	1 692.50	1 067	3 456	520.72	0.29	0.96	3.69
AV	52	Été	1 869.31	1 689.50	842	3 579	669.07	0.36	0.78	2.68
		Aut.	1 979.04	1 922.50	1 109	4 482	602.27	0.30	1.57	6.98
		Été/Aut.	2 274.75	2 129.50	1 353	4 482	624.06	0.27	1.13	4.37
TOT	82	Été	2 461.43	2 291.00	1 151	4 613	853.57	0.35	0.55	2.36
		Aut.	2 650.05	2 498.00	897	6 775	911.52	0.34	1.46	7.27
		Été/Aut.	3 016.03	2 918.00	1 623	6 775	872.96	0.29	1.25	5.90

5.2 Comparaison des saisons été et automne

Les apports extrêmes sont le résultat de facteurs hydrométéorologiques qui diffèrent selon la période de l'année et les hydrogrammes saisonniers résultant peuvent avoir des formes distinctes. Quelques analyses statistiques ont été réalisées afin de faire ressortir les différences saisonnières dans les caractéristiques statistiques des séries d'apports non contrôlés maximums d'été et d'automne (moyennes, écart-types et distributions). Dans le cas où les caractéristiques des séries d'été et d'automne sont statistiquement semblables, une seule série, celle regroupant les deux saisons, peut être considérée lors de l'analyse de fréquence. Dans le cas contraire, les apports maximums d'été et d'automne doivent être traités séparément puisqu'ils ne proviennent pas de la même population statistique.

Le tableau 5.2 présente les résultats des tests statistiques de comparaison des moyennes (test de Mann-Whitney, équivalent au test de Wilcoxon, cf. section 2.3.2), des variances (test de Levene, cf. section 2.4.2) et des distributions (test de Kolmogorov-Smirnov, cf. section 2.4.3).

Tableau 5.2. Comparaison de la moyenne, de la variance et de la distribution des saisons été et automne.

Test	BASSINS						
	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT
M-W	-0.8159	-0.4453	-0.1235	-0.5457	-1.5074	-1.3067	-1.5868
<i>P</i>	(0.4146)	(0.6561)	(0.9017)	(0.5852)	(0.1317)	(0.1913)	(0.1126)
Levene	0.0020	0.1733	0.5051	1.6307	1.0280	2.1385	0.5820
<i>P</i>	(0.9645)	(0.6781)	(0.4789)	(0.2052)	(0.3136)	(0.1467)	(0.4466)
K-S	0.1923	0.1731	0.1731	0.1428	0.2619	0.2308	0.2073
<i>P</i>	(0.2935)	(0.4206)	(0.4206)	(0.7912)	(0.1123)	(0.1256)	(0.0587)

Note: M-W pour test de Mann et Withney et K-S pour test de Kolmogorov-Smirnov.

Les résultats obtenus montrent que les apports maximums d'été et d'automne proviennent de la même population statistique. En effet, aucune différence significative¹, au niveau de signification de 5%, n'est détectée entre les distributions et les caractéristiques statistiques des apports extrêmes des deux saisons. L'analyse de fréquence a donc été appliquée aux

¹ Statistiquement: aucune différence compte tenu des erreurs d'échantillonnage et de la taille limitée des échantillons.

échantillons formés des apports maximums de la période été/automne (saison du 01/07 au 31/12).

5.3 Vérification des hypothèses de base (été/automne)

Le tableau 5.3 donne les résultats de l'application du test d'indépendance de Wald et Wolfowitz (section 2.3.1) et du test de stationnarité de Kendall (section 2.3.3) pour chacune des séries d'apports maximums de la saison été/automne. La valeur de la statistique de chacun des tests et la probabilité au dépassement correspondante (entre parenthèse) y sont données.

Tableau 5.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K).

Test	BASSINS						
	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT
W-W	0.9413	0.0071	0.2036	0.3513	0.8906	1.2444	0.8052
P	(0.3465)	(0.9943)	(0.8387)	(0.7253)	(0.3731)	(0.2133)	(0.4207)
K	1.0416	0.1026	0.2288	0.8670	0.2926	0.1973	0.9210
P	(0.2975)	(0.9182)	(0.8189)	(0.3859)	(0.7698)	(0.8436)	(0.3570)

Note: W-W pour test de Wald-Wolfowitz et K pour test de Kendall.

Aucun résultat significatif à 5 % n'est obtenu. La série d'apports maximums de la saison été/automne de chacun des bassins est donc tout à fait compatible avec les hypothèses de base de l'analyse de fréquence.

5.4 Comparaison des ajustements (été/automne)

Les tableaux 5.4 et 5.5 donnent respectivement les valeurs du critère d'Akaike (CIA) et d'ÉMVA obtenues à partir de l'ajustement des 15 distributions aux apports non contrôlés maximums de la période été/automne. Les distributions retenues selon le CIA (étape 3, section 2.5.3) pour un examen comparatif des ajustements sont identifiées en ombragé au tableau 5.4. Les tableaux 5.6 et 5.7 donnent le résultat des classements I et II selon les critères CIA et ÉMVA obtenus pour chacun des ajustements.

Tableau 5.4. AIC obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports été/automne.

		BASSINS							
	Loi	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
2 PARAM.	EXP	625.73	682.57	714.75	553.95	641.92	819.95	1357.34	770.88
	GU	614.42	673.85	711.78	544.37	640.33	809.07	1331.05	760.69
	NO	652.84	678.42	731.49	551.44	647.63	819.94	1346.3	775.43
	LN2	618.42	673.41	713.76	544.73	640.73	810.25	1331.46	761.82
	WE	650.87	680.33	734.59	551.64	649.19	823.43	1351.41	777.35
	GA	627.2	673.95	717.91	546.08	642.1	812.39	1334.16	764.82
	GI	612.95	673.82	711.33	544.1	640.12	809.09	1330.85	760.32
3 PARAM.	LN3	612.36	675.36	711.87	545.64	641.63	810.56	1332.75	761.45
	GEV	610.71	675.52	712.3	546.14	642.2	810.85	1333.02	761.53
	GG	610.67	675.41	712.19	546.07	642.64	811.23	1371.8	767.14
	P3	-	674.66	-	544.92	640.31	810.17	1332.67	800.77
	LP3	-	675.4	711.91	546.09	642.07	810.77	1332.8	-
	HA	-	675.26	-	546.08	642.12	-	1332.82	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	609.96	-	712.2	546.02	642.04	810.81	-	-

Tableau 5.5. ÉMVA obtenu pour chacune des lois ajustées aux apports été/automne.

		BASSINS							
	Loi	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
2 PARAM.	EXP	53.0	147.7	135.1	144.4	334.5	477.0	1040.2	333.1
	GU	54.6	28.9	48.2	34.0	66.0	94.3	208.3	76.3
	NO	69.2	27.5	89.0	40.6	113.1	160.3	370.8	124.4
	LN2	55.5	13.8	58.8	33.9	76.2	109.3	254.5	86.0
	WE	70.9	20.7	98.4	36.7	87.0	153.5	373.0	120.0
	GA	59.0	18.7	72.0	33.2	93.2	129.0	304.1	101.3
	GI	49.1	28.2	49.1	37.5	62.3	95.4	199.1	74.4
3 PARAM.	LN3	40.6	16.4	42.7	42.5	69.3	75.0	216.4	71.8
	GEV	35.8	14.6	38.3	40.5	59.6	77.9	207.0	67.7
	GG	51.7	13.7	38.3	41.2	57.4	77.1	212.0	70.2
	P3	-	22.5	55.2	36.9	82.1	78.3	240.0	85.8
	LP3	32.3	13.8	40.2	34.8	63.8	84.7	213.8	69.1
	HA	-	13.8	-	34.9	63.8	-	213.8	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	33.7	-	37.8	42.7	60.9	78.3	-	-

Note : gamma (GA), Pearson Type 3 (P3), log-Pearson Type 3 (LP3), gamma généralisée (GG), gamma inverse (GI), valeur extrême généralisée (GEV), Gumbel (GU), Weibull (WE), normale (NO), log-normale à 2 paramètres (LN2), log-normale à 3 paramètres (LN3), exponentielle (EXP), Halphen Type A (HA), Halphen Type B (HB) et Halphen Type B⁻¹ (HB⁻¹).

Tableau 5.6. Rangs correspondant au CIA (classement I et II) - apports été/automne.

		BASSINS							
	LOI	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
I (Classement global des 15 lois de probabilité)									
2 PARAM.	EXP	8	13	9	14	6	12	12	10.57
	GU	6	3	2	2	3	1	2	2.71
	NO	11	11	11	12	13	11	10	11.28
	LN2	7	1	8	3	4	4	3	4.28
	WE	10	12	12	13	14	13	11	12.14
	GA	9	4	10	8	9	10	9	8.43
	GI	5	2	1	1	1	2	1	1.86
3 PARAM.	LN3	4	7	3	5	5	5	5	4.86
	GEV	3	10	7	11	11	8	8	8.28
	GG	2	9	5	7	12	9	13	8.14
	P3	-	5	-	4	2	3	4	2.57
	LP3	-	8	4	10	8	6	6	7.00
	HA	-	6	-	9	10	-	7	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	1	-	6	6	7	7	-	-
II (Classement distinguant les lois de probabilité à 2 et 3 paramètres)									
2 PARAM.	EXP	4	7	4	7	4	6	7	5.57
	GU	2	3	2	2	2	1	2	2.00
	NO	7	5	6	5	6	5	5	5.57
	LN2	3	1	3	3	3	3	3	2.71
	WE	6	6	7	6	7	7	6	6.43
	GA	5	4	5	4	5	4	4	4.43
	GI	1	2	1	1	1	2	1	1.28
3 PARAM.	LN3	4	3	1	3	2	2	2	2.43
	GEV	3	6	5	7	6	5	5	5.28
	GG	2	5	3	4	7	6	6	4.71
	P3	-	1	-	1	1	1	1	1.00
	LP3	-	4	2	6	4	3	3	3.67
	HA	-	2	-	5	5	-	4	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	1	-	4	2	3	4	-	-

Tableau 5.7. Rangs correspondant à l'EMVA (classement I et II) - apports été/automne.

		BASSINS							
	LOI	LM	PD	AM	CD	LSJ	AV	TOT	Moy
I (Classement global des 15 lois de probabilité)									
2 PARAM.	EXP	7	13	13	14	14	13	13	12.43
	GU	8	12	6	3	7	7	3	6.57
	NO	11	10	11	10	13	12	11	11.14
	LN2	9	2	9	2	9	9	9	7.00
	WE	12	8	12	6	11	11	12	10.29
	GA	10	7	10	1	12	10	10	8.57
	GI	5	11	7	8	4	8	1	6.29
3 PARAM.	LN3	4	6	5	12	8	1	7	6.14
	GEV	3	5	2	9	2	3	2	3.71
	GG	6	1	2	11	1	2	4	3.86
	P3	-	9	8	7	10	4	8	7.67
	LP3	1	2	4	4	5	6	5	3.86
	HA	-	2	-	5	5	-	5	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	2	-	1	13	3	4	-	-
II (Classement distinguant les lois de probabilité à 2 et 3 paramètres)									
2 PARAM.	EXP	2	7	7	7	7	7	7	6.29
	GU	3	6	1	3	2	1	2	2.57
	NO	6	4	5	6	6	6	5	5.43
	LN2	4	1	3	2	3	3	3	2.71
	WE	7	3	6	4	4	5	6	5.00
	GA	5	2	4	1	5	4	4	3.57
	GI	1	5	2	5	1	2	1	2.43
3 PARAM.	LN3	4	5	5	6	6	1	5	4.57
	GEV	3	4	2	4	2	3	1	2.71
	GG	5	1	2	5	1	2	2	2.57
	P3	-	6	6	3	7	4	6	5.33
	LP3	1	2	4	1	4	6	3	3.00
	HA	-	2	-	2	4	-	3	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	2	-	1	7	3	4	-	-

Les principales observations tirées de l'examen des tableaux 5.4 à 5.7 sont les suivantes:

- Les lois exponentielle, normale et Weibull admettent des valeurs généralement plus élevées de CIA et d'ÉMVA. Elles ont donc été rejetées comme modèle pour représenter les apports maximums été/automne.
- Pour le bassin Lac Manouane toutes les lois à 3 paramètres obtiennent des valeurs de CIA inférieures à celles des lois à 2 paramètres. Cela est dû à la présence d'une forte précipitation en 1990 qui a influencé les bassins en amont et plus particulièrement Lac Manouane (cf. figures 5.1, 5.2 et 5.3). Rappelons que cette observation a été validée et est donc bel et bien réelle (Haché *et al.*, 1996). Cela suggère donc l'emploi d'une loi à 3 paramètres.
- Pour le bassin Chute du Diable certaines lois à 2 paramètres (GU, LN2 et GA) obtiennent des valeurs d'ÉMVA inférieures à celles des lois à 3 paramètres. Une loi à 2 paramètres est probablement suffisante.
- La loi GI obtient, pour les bassins AM, CD, LSJ et TOT, la plus petite valeur de CIA.

Mentionnons finalement que les critères CIA et ÉMVA n'ont pu être calculés pour certains ajustements (loi P3 pour LM et AM ; loi LP3 pour LM ; lois de Halphen). En effet, la méthode d'estimation (méthode du maximum de vraisemblance, ou à défaut, la méthode des moments) n'admet pas de solution pour ces échantillons.

5.5 Distributions choisies (été/automne)

Les distributions choisies pour les apports non contrôlés maximums d'été/automne sont données au tableau 5.8 pour les sept bassins versants. Quelques remarques expliquant les différents choix y sont données.

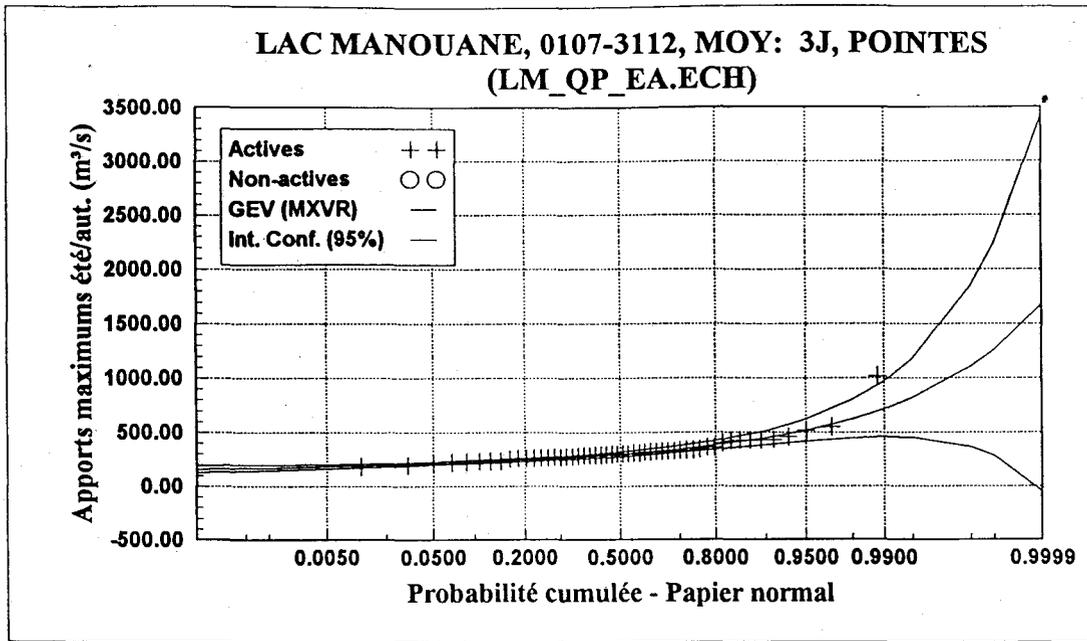
Mentionnons que l'événement extrême de 1990 engendré par une forte précipitation sur les bassins situés en amont présente quelques difficultés lors des ajustements. Cette observation a été validée et constitue un événement rare qui diffère des autres apports maximums annuels été/automne. Lors de l'ajustement, un poids égal est donné à chacune des observations. Or, cette donnée extrême pourrait avoir une probabilité empirique plus grande que celle obtenue par la formule de Cunnane (éq. 2.21, section 2.5.1.1). Il n'existe pas d'approche objective afin d'attribuer une autre probabilité empirique à cet événement exceptionnel. L'étude du traitement des événements rares lors de l'ajustement d'une loi de probabilité entraînerait des efforts et un temps de recherche qui excéderaient le contexte du

présent projet. Pour cette raison, les ajustements des séries affectées par cette précipitation ont été effectués sans traitement particulier. Par contre, lors du choix de la meilleure loi, nous avons privilégié les lois qui s'approchaient de cet événement rare sans toutefois produire des quantiles de grande période de retour irréalistes et sans négliger l'adéquation aux données centrales.

Tableau 5.8. Lois choisies pour représenter les apports maximums du printemps.

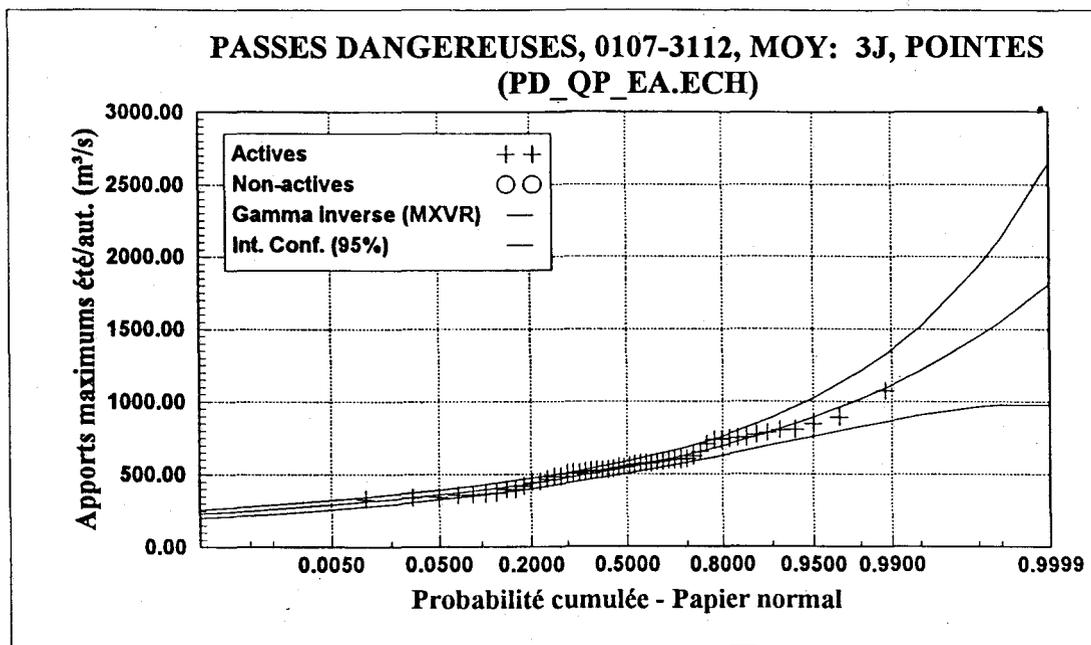
BASSIN	LOI CHOISIE	COMMENTAIRES
LM	GEV	Une loi à 3 paramètres est nécessaire afin de tenir compte de la donnée validée extrême de 1990. Toutefois, l'ajustement de cette observation singulière ne doit pas se faire au détriment des données centrales. La loi GEV a donc été retenue puisqu'elle colle mieux aux observations centrales que les lois LP3 et HB ¹ , qui obtiennent de meilleurs résultats en terme d'ÉMVA. Ces dernières distributions sont trop influencées par la précipitation singulière de 1990.
PD	GI	Les distributions GI et GU donnent des ajustements très comparables selon le graphique des ajustements comparés. Les CIA obtenus pour ces deux distributions sont très proches. La loi LN2, qui obtient une valeur comparable de CIA, admet une valeur plus petite d'ÉMVA que les lois GI et GU. Toutefois, celle-ci n'a pas été retenue puisque son quantile décennal est inférieur à celui obtenu par l'ajustement de la loi GEV aux observations du bassin LM dont la superficie est plus grande. Enfin, la loi GEV n'a pas été retenue, même si elle a été choisie pour les bassins LM et AM, parce que l'observation de 1990 est beaucoup moins extrême pour PD (cf. figure 5.2). Le critère de parcimonie a donc priorité ici.
AM	GEV	Comme pour le bassin LM, une loi à 3 paramètres est nécessaire pour bien représenter l'échantillon. En effet, cet échantillon est aussi fortement influencé par la précipitation singulière à LM (cf. figure 5.3) et la loi GEV a donc été retenue. La loi LP3 donne un ajustement très comparable et aurait pu aussi être choisie.
CD	GU	Les lois LN2 et GI donnent des valeurs d'ÉMVA et de CIA très comparables à celles obtenues avec la loi GU. Les lois à 3 paramètres ne sont pas retenues puisque l'examen visuel ne permet pas d'observer une adéquation significativement meilleure.
LSJ	LN3	L'examen des graphiques individuels montre que cette distribution ajuste sensiblement mieux les données. Les lois P3 et GI auraient aussi pu être utilisées.
AV	LN3	L'examen des graphiques individuels montre que cette distribution ajuste sensiblement mieux les données. Les lois P3 et GI auraient aussi pu être utilisées.
TOT	LN3	L'examen des graphiques individuels montre que cette distribution ajuste sensiblement mieux les données. Les lois P3 et GI auraient aussi pu être utilisées.

Nous présentons, dans ce qui suit, les résultats des ajustements issus des lois sélectionnées pour chacun des bassins versants (figures 5.8 à 5.14).



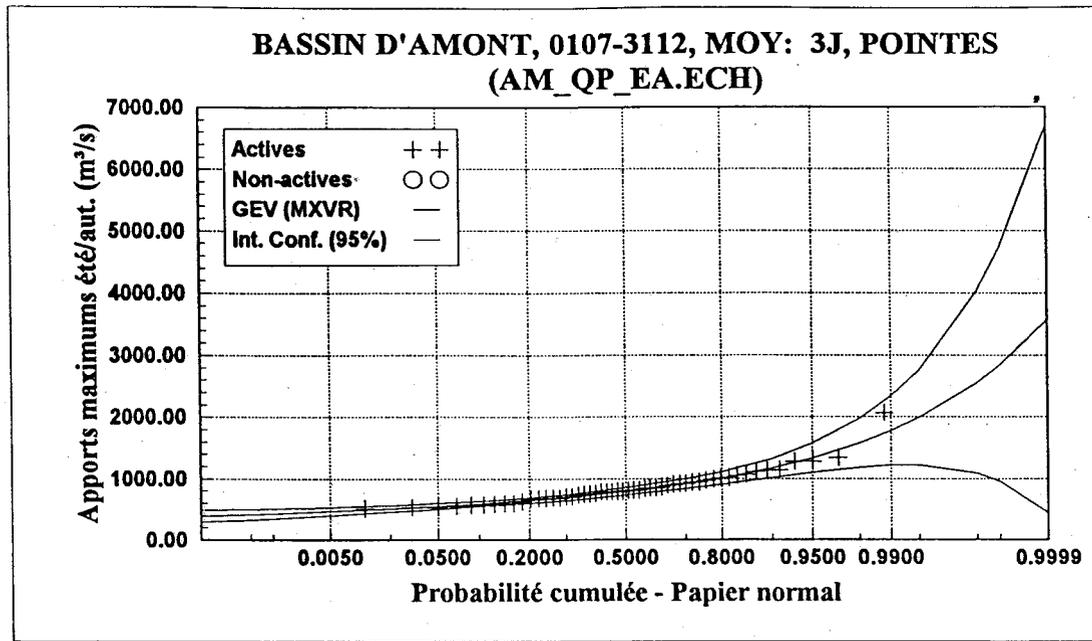
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	1687	888	[-54 ; 3427]
$\hat{\alpha} = 62.985$	2000	0.0005	1258	496	[286 ; 2231]
$\hat{k} = -0.171$	1000	0.0010	1107	377	[368 ; 1847]
$\hat{u} = 274.969$	200	0.0050	818	186	[454 ; 1182]
	100	0.0100	716	131	[458 ; 973]
	50	0.0200	625	90	[448 ; 801]
	20	0.0500	519	52	[418 ; 620]
	10	0.1000	448	33	[384 ; 512]
	5	0.2000	383	20	[343 ; 423]
	3	0.3000	346	16	[315 ; 377]
	2	0.5000	299	12	[276 ; 321]

Figure 5.8. Résultats de l'ajustement de la loi GEV aux apports maximums été/automne du bassin Lac Manouane.



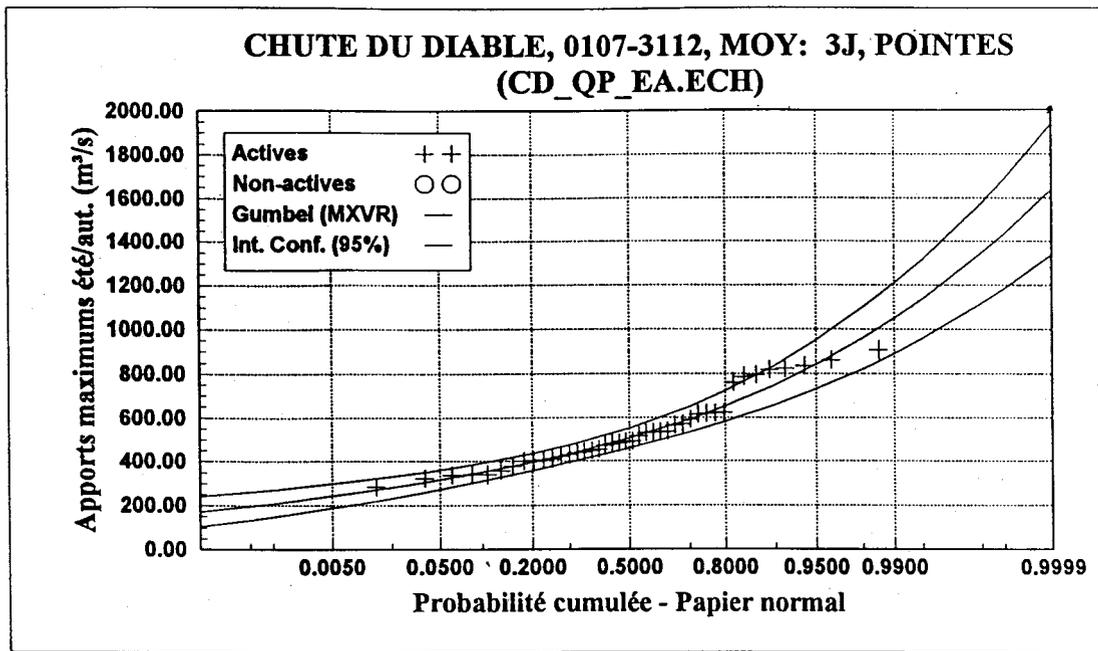
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	1814	427	[977 ; 2650]
$\hat{\alpha} = 7300.462$	2000	0.0005	1552	293	[978 ; 2126]
$\hat{\lambda} = 13.674$	1000	0.0010	1446	245	[965 ; 1927]
	200	0.0050	1210	155	[906 ; 1515]
	100	0.0100	1113	124	[869 ; 1356]
	50	0.0200	1017	97	[827 ; 1206]
	20	0.0500	890	67	[760 ; 1021]
	10	0.1000	794	48	[700 ; 888]
	5	0.2000	695	33	[630 ; 760]
	3	0.3000	634	26	[582 ; 685]
	2	0.5000	547	21	[507 ; 587]

Figure 5.9. Résultats de l'ajustement de la loi gamma inverse aux apports maximums été/automne du bassin Passes Dangereuses.



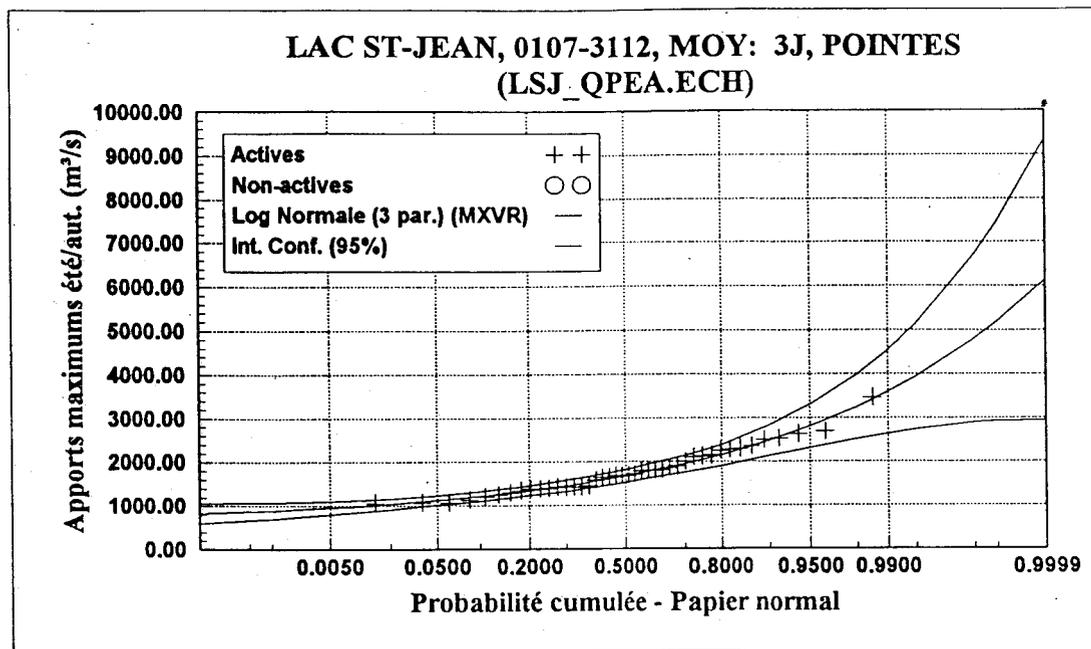
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	3582	1605	[435 ; 6729]
$\hat{\alpha} = 172.109$	2000	0.0005	2838	958	[960 ; 4716]
$\hat{k} = -0.117$	1000	0.0010	2559	749	[1090 ; 4027]
$\hat{u} = 726.846$	200	0.0050	1990	393	[1221 ; 2760]
	100	0.0100	1776	285	[1217 ; 2335]
	50	0.0200	1578	201	[1185 ; 1972]
	20	0.0500	1338	120	[1104 ; 1573]
	10	0.1000	1170	78	[1017 ; 1324]
	5	0.2000	1009	51	[908 ; 1110]
	3	0.3000	915	41	[835 ; 996]
	2	0.5000	791	31	[731 ; 852]

Figure 5.10. Résultats de l'ajustement de la loi GEV aux apports maximums été/automne du bassin Amont.



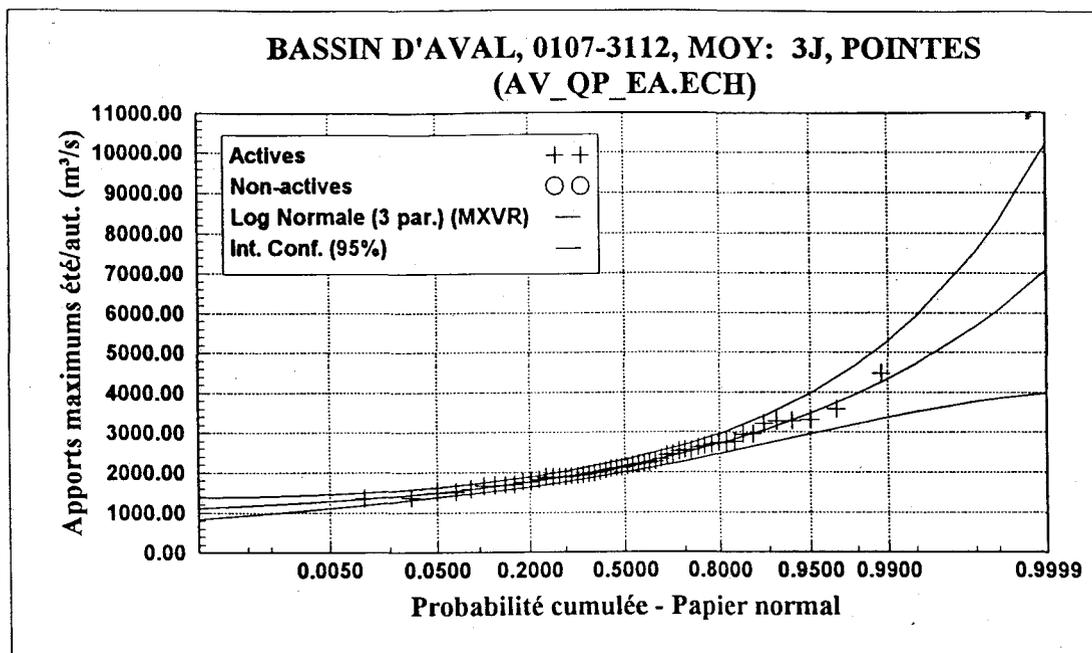
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m³/s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m³/s)
	10000	0.0001	164	153	[1341 ; 1940]
$\hat{\mu} = 458.040$	2000	0.0005	1434	128	[1184 ; 1684]
$\hat{\alpha} = 128.396$	1000	0.0010	1345	117	[1116 ; 1574]
	200	0.0050	1138	92	[958 ; 1318]
	100	0.0100	1049	81	[890 ; 1208]
	50	0.0200	959	71	[821 ; 1097]
	20	0.0500	839	57	[728 ; 950]
	10	0.1000	747	46	[656 ; 838]
	5	0.2000	651	36	[580 ; 721]
	3	0.3000	590	30	[532 ; 649]
	2	0.5000	505	23	[460 ; 551]

Figure 5.11. Résultats de l'ajustement de la loi Gumbel paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Chute du Diable.



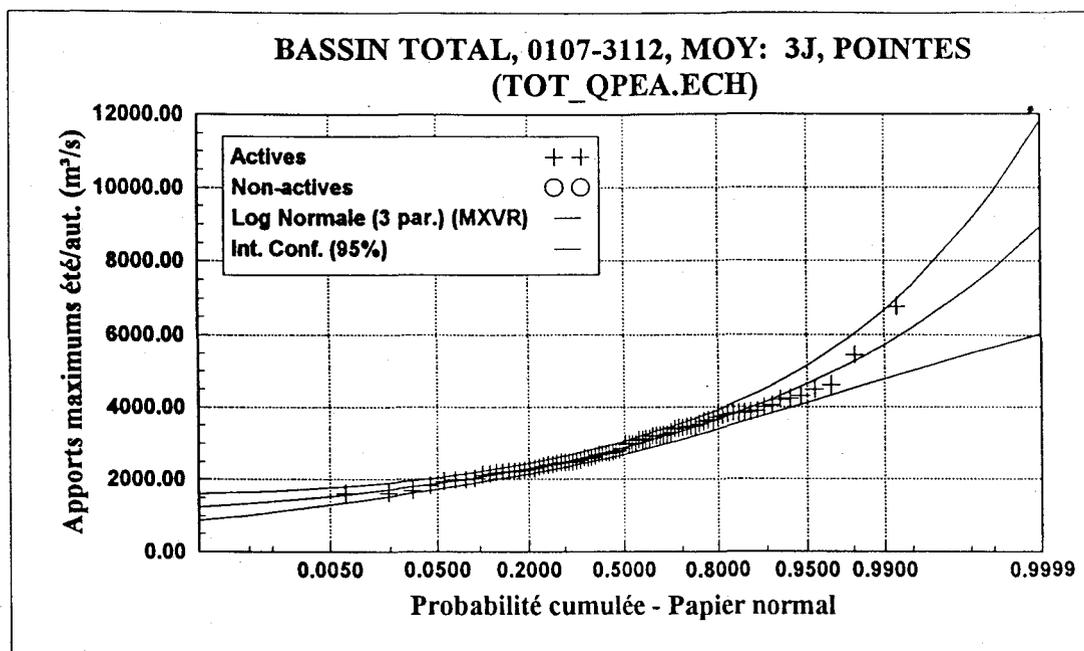
Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	6144	1638	[2933 ; 9354]
$\hat{m} = 626.331$	2000	0.0005	5182	1152	[2924 ; 7441]
$\hat{\mu} = 6.954$	1000	0.0010	4792	971	[2888 ; 6696]
$\hat{\sigma} = 0.447$	200	0.0050	3937	614	[2733 ; 5141]
	100	0.0100	3588	487	[2633 ; 4542]
	50	0.0200	3248	375	[2513 ; 3983]
	20	0.0500	2810	252	[2317 ; 3303]
	10	0.1000	2483	178	[2134 ; 2831]
	5	0.2000	2151	122	[1911 ; 2391]
	3	0.3000	1949	99	[1756 ; 2143]
	2	0.5000	1673	77	[1522 ; 1824]

Figure 5.12. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 3 paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Lac St-Jean.



Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m³/s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m³/s)
	10000	0.0001	7104	1594	[3978 ; 10229]
$\hat{m} = 829.770$	2000	0.0005	6075	1132	[3856 ; 8294]
$\hat{\mu} = 7.189$	1000	0.0010	5654	958	[3775 ; 7532]
$\hat{\sigma} = 0.418$	200	0.0050	4720	612	[3520 ; 5921]
	100	0.0100	4335	488	[3379 ; 5291]
	50	0.0200	3958	378	[3217 ; 4698]
	20	0.0500	3466	256	[2965 ; 3967]
	10	0.1000	3094	182	[2737 ; 3451]
	5	0.2000	2714	127	[2464 ; 2963]
	3	0.3000	2479	104	[2276 ; 2683]
	2	0.5000	2155	82	[1994 ; 2316]

Figure 5.13. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 3 paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Aval.



Paramètres	T	P	\hat{x}_T (m ³ /s)	Écart-type	Intervalle à 95% (m ³ /s)
	10000	0.0001	8942	1479	[6042 ; 11842]
$\hat{m} = 635.480$	2000	0.0005	7777	1072	[5676 ; 9879]
$\hat{\mu} = 7.713$	1000	0.0010	7291	916	[5495 ; 9086]
$\hat{\sigma} = 0.353$	200	0.0050	6187	599	[5012 ; 7361]
	100	0.0100	5719	483	[4773 ; 6665]
	50	0.0200	5253	378	[4512 ; 5995]
	20	0.0500	4633	261	[4121 ; 5145]
	10	0.1000	4152	190	[3780 ; 4525]
	5	0.2000	3647	136	[3379 ; 3914]
	3	0.3000	3328	114	[3104 ; 3551]
	2	0.5000	2873	93	[2690 ; 3056]

Figure 5.14. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 3 paramètres aux apports maximums été/automne du bassin Total.

6 CONCLUSION

L'analyse de fréquence des volumes de crue et des apports maximums saisonniers est importante pour Alcan. En effet, les estimations des événements extrêmes d'apports et de volumes de périodes de retour données constituent des informations importantes pour la gestion et l'entretien des réservoirs. En particulier, ces données permettent de mieux connaître les risques associés aux événements de crue et aussi à gérer de manière plus sécuritaire les ressources hydriques dont la compagnie dispose

Ce rapport scientifique présente les résultats des ajustements de distributions statistiques à des échantillons de volumes de crue et d'apports maximums saisonniers. Les bases théoriques de l'analyse de fréquence ont d'abord été exposées au chapitre 2. Par la suite, l'ajustement des volumes de crue ainsi que des apports maximums de la période de printemps et d'été/automne des sept principaux bassins versants a été présenté respectivement dans les chapitres 3, 4 et 5. Ce projet avait pour objectif la détermination de la loi la plus adéquate pour représenter les séries à chacun des sites. Le choix de la meilleure loi repose sur divers critères statistiques (représentation graphique, critère d'Akaïke, critère de l'écart moyen en valeur absolue et parcimonie) et hydrométéorologiques (information régionale, cohérence spatiale, crue maximum probable).

Voici les principales conclusions de cette étude :

- les volumes de crue de l'ensemble des sept bassins versants sont le mieux représentés par la distribution log-normale à 2 paramètres;
- la distribution des apports non contrôlés maximums des saisons été et automne ne diffèrent pas statistiquement. Ces deux périodes de l'année ont donc été regroupées en une seule saison;
- une cohérence régionale quant à la distribution la plus apte à représenter les apports maximums a été observée pour les deux saisons considérées (printemps et été/automne). En général, une loi commune a pu être retenue pour des bassins voisins (en amont : Lac Manouane, Passes Dangereuses et Amont; en aval : Lac St-Jean et Aval). Toutefois, la meilleure distribution pour le site CD diffère souvent de celle des autres bassins;
- les apports maximums du printemps des bassins situés à l'amont (Lac Manouane, Passes Dangereuses et Amont) sont bien représentés par la loi Pearson type 3 tandis que ceux

des bassins situés à l'aval (Chute du Diable, Lac St-Jean et Aval) ainsi que du bassin Total sont mieux ajustés par la loi log-normale à 2 paramètres.

- la distribution la plus adéquate pour représenter les apports maximums d'été/automne des bassins Lac Manouane et Amont est la loi GEV. Cette distribution à 3 paramètres permet de tenir compte de l'apport extrême enregistré en 1990 suite à une précipitation exceptionnelle et ce, sans trop affecter l'adéquation aux observations centrales. Les autres lois à 3 paramètres envisagées (LP3 et HB⁽¹⁾) ajustaient mieux l'observation singulière mais au détriment des données centrales.
- Malgré le fait que la loi GEV a été choisie pour représenter les apports maximums d'été/automne des bassins Lac Manouane et Amont, c'est la loi gamma inverse qui a été retenue pour le bassin voisin Passes Dangereuses. Ces apports semblent avoir été moins affectés par la forte précipitation de 1990 et le critère de parcimonie du modèle a été privilégié.
- La loi Gumbel a été choisie pour l'ajustement des apports d'été/automne du bassin Chute du Diable. Les apports de la période été/automne des bassins Lac St-Jean, Aval et Total sont mieux représentés par la loi log-normale à 3 paramètres. Toutefois, la distribution gamma inverse donnent des résultats comparables pour ces trois sites.

Rappelons que certaines séries ne respectent pas l'hypothèse de base d'indépendance des observations sur laquelle repose l'analyse de fréquence. Ces séries n'ont fait l'objet d'un ajustement qu'à titre indicatif.

Nous recommandons que les modèles choisis soient validés périodiquement pour tenir compte des nouvelles informations acquises. L'estimation des quantiles déterminés en ajustant les lois sélectionnées doit être réévaluée annuellement lorsque de nouvelles données deviennent disponibles, surtout si elles sont extrêmes (par exemple, observations de juillet 1996).

7 BIBLIOGRAPHIE

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19 : 716-723.
- Aitchison, J. et J.A.C. Brown (1957). *The Lognormal Distribution*. Cambridge University Press, London : 176 p.
- Benson, M.A. (1968). Uniform form-frequency estimation methods for federal agencies. *Water Resources Research*, 4 : 891-908.
- Bickel, P.J. et K.A. Doksum (1977). *Mathematical Statistics*. Holden-Day, Oakland : 492 p.
- Bobée B. et F. Ashkar (1991). *The Gamma and Derived Distributions Applied in Hydrology*. Water Resources Publications, Littleton, Co., Yevjevitch (Ed.) : 202 p.
- Bobée, B. et R. Robitaille (1977). The use of the Pearson type 3 and log-Pearson type 3 distributions revisited. *Water Resources Research*, 13 : 427-443.
- Capéraà, P. et B. Van Cutsem (1988). *Méthodes et Modèles en Statistique Non Paramétrique : Exposé Fondamental*, Dunod, Paris : 358 p.
- Conover, W.J., Johnson, M.E. and M.M Johnson (1981). A comparative study of tests for homogeneity of variances with applications to the outer continental shelf bidding data. *Technometrics*, 23 : 351-361.
- Cunnane, C. (1978). Unbiased plotting positions - A review. *Journal of Hydrology*, 37 : 205-222.
- Haché, M., Perreault, L., Rémillard, L. et B. Bobée (1996). *Analyse de Fréquence des Précipitations Saisonnières*. Rapport de Recherche n° 485, INRS-Eau : 76 p.
- Haché, M. (1993). *Modélisation de Variables de Précipitation par des Distributions Statistiques - Application à la Région du Québec et du Nouveau-Brunswick*. Mémoire de maîtrise, INRS-Eau : 164 p.
- Kendall, M.G. (1975). *Rank Correlation Methods*. Charles Griffin, London.
- Kotz, S. et L.M. Johnson (1983). *Encyclopedia of Statistical Sciences, Volume 4*. Wiley, New York.
- Lehmann, E.L. (1975). *Nonparametrics : Statistical Methods Based on Ranks*. Holden Day, California : 457 p.
- Lehmann, E.L. (1983). *Theory of Point Estimation*. Wiley, New York. : 506 p.
- Levene, H. (1960). Robust tests for the equality of variances, in *Contributions to Probability and Statistics*, ed. I. Olkin. Palo Alto, Standford University Press : 278-292.
- Perreault, L. et B. Bobée (1996a). *Logiciel AJUST: Manuel Théorique*. INRS-Eau/HMS Énergie : 99 p.

- Perreault L. et B. Bobée (1996b). *Les lois de Halphen*. Rapport de Recherche, INRS-Eau. (En préparation).
- Perreault L. et B. Bobée (1992a). *Loi généralisée des valeurs extrêmes. Propriétés mathématiques et statistiques. Estimation des paramètres et des quantiles X_T de période de retour T* . INRS-Eau, rapport de recherche n° 350 : 56 p.
- Perreault L. et B. Bobée (1992b). *Loi Weibull à deux paramètres. Propriétés mathématiques et statistiques. Estimation des paramètres et des quantiles X_T de période de retour T* . Rapport de Recherche n° 351, INRS-Eau : 29 p.
- Perreault, L., Bobée, B. et V. Fortin (1992c). *Approximation des quantiles de la loi Pearson Type 3 standardisée par les polynômes de Tchebichef*. Rapport de Recherche n° 346, INRS-Eau : 36 p.
- Perreault, L. et B. Bobée (1992d). *Loi normale: propriétés mathématiques et statistiques. Estimation des paramètres et des quantiles X_T de période de retour T* . Rapport de Recherche n° 352, INRS-Eau : 18 p.
- Perron, H., Bruneau, P. et B. Bobée (1996). *Logiciel AJUST : Guide d'utilisation*. INRS-Eau/HMS Énergie.
- Shapiro, S.S. et M.B. Wilk (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, **52** : 591-611.
- SNC (1994). *Lac Saint-Jean - Crues Maximales Probables*. SNC-Shawinigan Inc.
- Wald, A. et J. Wolfowitz (1943). An exact test for randomness in the nonparametric case based on serial correlation. *Annals of Mathematical Statistics*, **14** : 378-388.

ANNEXE A : DONNÉES VALIDÉES

LAC MANOUANE, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	1674.20	1 - 01 - 1943	Active
2	1221.20	1 - 01 - 1944	Active
3	1440.20	1 - 01 - 1945	Active
4	1281.70	1 - 01 - 1946	Active
5	1774.30	1 - 01 - 1947	Active
6	1370.50	1 - 01 - 1948	Active
7	1696.40	1 - 01 - 1949	Active
8	1895.90	1 - 01 - 1950	Active
9	1542.20	1 - 01 - 1951	Active
10	1562.80	1 - 01 - 1952	Active
11	1402.80	1 - 01 - 1953	Active
12	1286.50	1 - 01 - 1954	Active
13	1385.70	1 - 01 - 1955	Active
14	1233.70	1 - 01 - 1956	Active
15	1450.30	1 - 01 - 1957	Active
16	1702.80	1 - 01 - 1958	Active
17	1547.90	1 - 01 - 1959	Active
18	1334.10	1 - 01 - 1960	Active
19	1165.40	1 - 01 - 1961	Active
20	1044.90	1 - 01 - 1962	Active
21	1313.00	1 - 01 - 1963	Active
22	1793.60	1 - 01 - 1964	Active
23	1400.40	1 - 01 - 1965	Active
24	1359.80	1 - 01 - 1966	Active
25	1136.60	1 - 01 - 1967	Active
26	1155.10	1 - 01 - 1968	Active
27	1522.20	1 - 01 - 1969	Active
28	1606.20	1 - 01 - 1970	Active
29	1022.30	1 - 01 - 1971	Active
30	1226.10	1 - 01 - 1972	Active
31	1850.30	1 - 01 - 1973	Active
32	1848.90	1 - 01 - 1974	Active
33	1301.00	1 - 01 - 1975	Active
34	2002.80	1 - 01 - 1976	Active
35	1792.10	1 - 01 - 1977	Active
36	1717.00	1 - 01 - 1978	Active
37	1963.40	1 - 01 - 1979	Active
38	1445.10	1 - 01 - 1980	Active
39	1811.70	1 - 01 - 1981	Active
40	1631.50	1 - 01 - 1982	Active
41	2068.70	1 - 01 - 1983	Active
42	1535.90	1 - 01 - 1984	Active
43	1522.50	1 - 01 - 1985	Active
44	1406.80	1 - 01 - 1986	Active
45	1484.40	1 - 01 - 1987	Active
46	1289.20	1 - 01 - 1988	Active
47	1290.60	1 - 01 - 1989	Active
48	1323.20	1 - 01 - 1990	Active
49	1340.70	1 - 01 - 1991	Active
50	1746.80	1 - 01 - 1992	Active
51	1708.40	1 - 01 - 1993	Active
52	1533.90	1 - 01 - 1994	Active

PASSES DANGEREUSES, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	3594.40	1 - 01 - 1943	Active
2	2561.40	1 - 01 - 1944	Active
3	3344.80	1 - 01 - 1945	Active
4	3507.80	1 - 01 - 1946	Active
5	4046.10	1 - 01 - 1947	Active
6	3123.20	1 - 01 - 1948	Active
7	3772.60	1 - 01 - 1949	Active
8	4225.20	1 - 01 - 1950	Active
9	3291.30	1 - 01 - 1951	Active
10	3748.10	1 - 01 - 1952	Active
11	3420.70	1 - 01 - 1953	Active
12	3142.30	1 - 01 - 1954	Active
13	3289.60	1 - 01 - 1955	Active
14	2640.60	1 - 01 - 1956	Active
15	3070.30	1 - 01 - 1957	Active
16	4156.20	1 - 01 - 1958	Active
17	3406.80	1 - 01 - 1959	Active
18	3272.20	1 - 01 - 1960	Active
19	2787.70	1 - 01 - 1961	Active
20	2546.40	1 - 01 - 1962	Active
21	2992.10	1 - 01 - 1963	Active
22	4023.10	1 - 01 - 1964	Active
23	3177.80	1 - 01 - 1965	Active
24	3387.20	1 - 01 - 1966	Active
25	2577.80	1 - 01 - 1967	Active
26	2745.90	1 - 01 - 1968	Active
27	3256.10	1 - 01 - 1969	Active
28	3595.90	1 - 01 - 1970	Active
29	2382.50	1 - 01 - 1971	Active
30	2874.30	1 - 01 - 1972	Active
31	4172.80	1 - 01 - 1973	Active
32	4248.50	1 - 01 - 1974	Active
33	3276.30	1 - 01 - 1975	Active
34	4953.70	1 - 01 - 1976	Active
35	3912.50	1 - 01 - 1977	Active
36	3746.60	1 - 01 - 1978	Active
37	4746.70	1 - 01 - 1979	Active
38	3182.60	1 - 01 - 1980	Active
39	4076.20	1 - 01 - 1981	Active
40	4003.50	1 - 01 - 1982	Active
41	4721.00	1 - 01 - 1983	Active
42	3569.50	1 - 01 - 1984	Active
43	3352.00	1 - 01 - 1985	Active
44	3330.20	1 - 01 - 1986	Active
45	2785.90	1 - 01 - 1987	Active
46	2823.40	1 - 01 - 1988	Active
47	2975.30	1 - 01 - 1989	Active
48	3273.70	1 - 01 - 1990	Active
49	3226.90	1 - 01 - 1991	Active
50	3927.70	1 - 01 - 1992	Active
51	4083.00	1 - 01 - 1993	Active
52	3250.30	1 - 01 - 1994	Active

BASSIN D'AMONT, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	5262.20	1 - 01 - 1943	Active
2	3755.20	1 - 01 - 1944	Active
3	4765.50	1 - 01 - 1945	Active
4	4767.00	1 - 01 - 1946	Active
5	5779.20	1 - 01 - 1947	Active
6	4481.20	1 - 01 - 1948	Active
7	5450.10	1 - 01 - 1949	Active
8	6077.80	1 - 01 - 1950	Active
9	4817.60	1 - 01 - 1951	Active
10	5289.20	1 - 01 - 1952	Active
11	4805.40	1 - 01 - 1953	Active
12	4426.20	1 - 01 - 1954	Active
13	4673.80	1 - 01 - 1955	Active
14	3836.50	1 - 01 - 1956	Active
15	4473.10	1 - 01 - 1957	Active
16	5815.70	1 - 01 - 1958	Active
17	4930.20	1 - 01 - 1959	Active
18	4584.90	1 - 01 - 1960	Active
19	3928.00	1 - 01 - 1961	Active
20	3584.60	1 - 01 - 1962	Active
21	4282.30	1 - 01 - 1963	Active
22	5786.80	1 - 01 - 1964	Active
23	4535.70	1 - 01 - 1965	Active
24	4735.40	1 - 01 - 1966	Active
25	3703.80	1 - 01 - 1967	Active
26	3910.10	1 - 01 - 1968	Active
27	4745.50	1 - 01 - 1969	Active
28	5181.70	1 - 01 - 1970	Active
29	3392.10	1 - 01 - 1971	Active
30	4087.50	1 - 01 - 1972	Active
31	6009.30	1 - 01 - 1973	Active
32	6071.20	1 - 01 - 1974	Active
33	4551.00	1 - 01 - 1975	Active
34	6952.50	1 - 01 - 1976	Active
35	5689.20	1 - 01 - 1977	Active
36	5412.50	1 - 01 - 1978	Active
37	6691.00	1 - 01 - 1979	Active
38	4607.40	1 - 01 - 1980	Active
39	5862.90	1 - 01 - 1981	Active
40	5613.40	1 - 01 - 1982	Active
41	6783.00	1 - 01 - 1983	Active
42	5088.80	1 - 01 - 1984	Active
43	4860.50	1 - 01 - 1985	Active
44	4725.50	1 - 01 - 1986	Active
45	4267.50	1 - 01 - 1987	Active
46	4070.60	1 - 01 - 1988	Active
47	4243.40	1 - 01 - 1989	Active
48	4585.80	1 - 01 - 1990	Active
49	4557.40	1 - 01 - 1991	Active
50	5654.30	1 - 01 - 1992	Active
51	5756.20	1 - 01 - 1993	Active
52	4696.30	1 - 01 - 1994	Active

CHUTE DU DIABLE, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	3060.50	1 - 01 - 1953	Active
2	3145.40	1 - 01 - 1954	Active
3	3391.30	1 - 01 - 1955	Active
4	2736.10	1 - 01 - 1956	Active
5	2793.90	1 - 01 - 1957	Active
6	3546.00	1 - 01 - 1958	Active
7	3447.90	1 - 01 - 1959	Active
8	3526.90	1 - 01 - 1960	Active
9	2467.70	1 - 01 - 1961	Active
10	2884.90	1 - 01 - 1962	Active
11	2906.60	1 - 01 - 1963	Active
12	3660.80	1 - 01 - 1964	Active
13	2449.80	1 - 01 - 1965	Active
14	2909.90	1 - 01 - 1966	Active
15	2386.70	1 - 01 - 1967	Active
16	2204.40	1 - 01 - 1968	Active
17	3178.30	1 - 01 - 1969	Active
18	2894.60	1 - 01 - 1970	Active
19	2250.90	1 - 01 - 1971	Active
20	2856.70	1 - 01 - 1972	Active
21	4251.00	1 - 01 - 1973	Active
22	4374.30	1 - 01 - 1974	Active
23	2620.30	1 - 01 - 1975	Active
24	5407.80	1 - 01 - 1976	Active
25	3632.60	1 - 01 - 1977	Active
26	3332.60	1 - 01 - 1978	Active
27	4007.40	1 - 01 - 1979	Active
28	2705.80	1 - 01 - 1980	Active
29	4184.60	1 - 01 - 1981	Active
30	3892.90	1 - 01 - 1982	Active
31	4440.20	1 - 01 - 1983	Active
32	3637.10	1 - 01 - 1984	Active
33	3129.60	1 - 01 - 1985	Active
34	2933.60	1 - 01 - 1986	Active
35	2117.10	1 - 01 - 1987	Active
36	2576.40	1 - 01 - 1988	Active
37	3015.00	1 - 01 - 1989	Active
38	3014.30	1 - 01 - 1990	Active
39	3063.90	1 - 01 - 1991	Active
40	3709.80	1 - 01 - 1992	Active
41	3323.70	1 - 01 - 1993	Active
42	2983.90	1 - 01 - 1994	Active

LAC ST-JEAN, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	13867.30	1 - 01 - 1953	Active
2	12975.00	1 - 01 - 1954	Active
3	13304.30	1 - 01 - 1955	Active
4	11394.60	1 - 01 - 1956	Active
5	10546.50	1 - 01 - 1957	Active
6	13152.90	1 - 01 - 1958	Active
7	13170.00	1 - 01 - 1959	Active
8	14463.40	1 - 01 - 1960	Active
9	9537.40	1 - 01 - 1961	Active
10	11257.50	1 - 01 - 1962	Active
11	10909.60	1 - 01 - 1963	Active
12	14805.00	1 - 01 - 1964	Active
13	9991.80	1 - 01 - 1965	Active
14	13238.50	1 - 01 - 1966	Active
15	10003.50	1 - 01 - 1967	Active
16	10114.40	1 - 01 - 1968	Active
17	12929.70	1 - 01 - 1969	Active
18	14804.50	1 - 01 - 1970	Active
19	10542.50	1 - 01 - 1971	Active
20	10848.20	1 - 01 - 1972	Active
21	15576.70	1 - 01 - 1973	Active
22	19777.30	1 - 01 - 1974	Active
23	11729.30	1 - 01 - 1975	Active
24	18610.90	1 - 01 - 1976	Active
25	15350.20	1 - 01 - 1977	Active
26	13821.10	1 - 01 - 1978	Active
27	16668.50	1 - 01 - 1979	Active
28	9275.00	1 - 01 - 1980	Active
29	15588.60	1 - 01 - 1981	Active
30	13515.10	1 - 01 - 1982	Active
31	18259.10	1 - 01 - 1983	Active
32	14452.60	1 - 01 - 1984	Active
33	12287.00	1 - 01 - 1985	Active
34	12865.40	1 - 01 - 1986	Active
35	8734.50	1 - 01 - 1987	Active
36	10635.90	1 - 01 - 1988	Active
37	12129.20	1 - 01 - 1989	Active
38	11930.40	1 - 01 - 1990	Active
39	12261.60	1 - 01 - 1991	Active
40	13738.20	1 - 01 - 1992	Active
41	12524.00	1 - 01 - 1993	Active
42	12533.50	1 - 01 - 1994	Active

BASSIN D'AVALE, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	19766.80	1 - 01 - 1943	Active
2	13187.10	1 - 01 - 1944	Active
3	19148.70	1 - 01 - 1945	Active
4	18032.90	1 - 01 - 1946	Active
5	24634.00	1 - 01 - 1947	Active
6	13688.20	1 - 01 - 1948	Active
7	20882.30	1 - 01 - 1949	Active
8	19097.10	1 - 01 - 1950	Active
9	16478.40	1 - 01 - 1951	Active
10	16504.30	1 - 01 - 1952	Active
11	17706.50	1 - 01 - 1953	Active
12	16848.60	1 - 01 - 1954	Active
13	17340.90	1 - 01 - 1955	Active
14	14579.90	1 - 01 - 1956	Active
15	13737.00	1 - 01 - 1957	Active
16	17102.30	1 - 01 - 1958	Active
17	17020.80	1 - 01 - 1959	Active
18	18362.00	1 - 01 - 1960	Active
19	12293.50	1 - 01 - 1961	Active
20	14572.80	1 - 01 - 1962	Active
21	14195.00	1 - 01 - 1963	Active
22	18974.40	1 - 01 - 1964	Active
23	12747.20	1 - 01 - 1965	Active
24	16561.10	1 - 01 - 1966	Active
25	12818.90	1 - 01 - 1967	Active
26	12815.20	1 - 01 - 1968	Active
27	16580.00	1 - 01 - 1969	Active
28	18281.20	1 - 01 - 1970	Active
29	13385.90	1 - 01 - 1971	Active
30	14363.30	1 - 01 - 1972	Active
31	20310.70	1 - 01 - 1973	Active
32	25042.20	1 - 01 - 1974	Active
33	14794.00	1 - 01 - 1975	Active
34	24712.60	1 - 01 - 1976	Active
35	19639.30	1 - 01 - 1977	Active
36	17741.00	1 - 01 - 1978	Active
37	21269.40	1 - 01 - 1979	Active
38	12601.40	1 - 01 - 1980	Active
39	20400.70	1 - 01 - 1981	Active
40	17988.90	1 - 01 - 1982	Active
41	23402.50	1 - 01 - 1983	Active
42	18665.40	1 - 01 - 1984	Active
43	15902.50	1 - 01 - 1985	Active
44	16253.20	1 - 01 - 1986	Active
45	11146.20	1 - 01 - 1987	Active
46	13617.10	1 - 01 - 1988	Active
47	15552.30	1 - 01 - 1989	Active
48	15359.60	1 - 01 - 1990	Active
49	15703.50	1 - 01 - 1991	Active
50	17886.80	1 - 01 - 1992	Active
51	16352.00	1 - 01 - 1993	Active
52	16011.10	1 - 01 - 1994	Active

BASSIN TOTAL, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	24434.20	1 - 01 - 1913	Active
2	16580.70	1 - 01 - 1914	Active
3	20691.80	1 - 01 - 1915	Active
4	21869.70	1 - 01 - 1916	Active
5	24233.10	1 - 01 - 1917	Active
6	24200.60	1 - 01 - 1918	Active
7	23241.80	1 - 01 - 1919	Active
8	23724.70	1 - 01 - 1920	Active
9	20202.60	1 - 01 - 1921	Active
10	20058.50	1 - 01 - 1922	Active
11	17231.70	1 - 01 - 1923	Active
12	25140.80	1 - 01 - 1924	Active
13	21219.20	1 - 01 - 1925	Active
14	18220.60	1 - 01 - 1926	Active
15	20366.80	1 - 01 - 1927	Active
16	31527.70	1 - 01 - 1928	Active
17	26486.30	1 - 01 - 1929	Active
18	24562.50	1 - 01 - 1930	Active
19	17618.50	1 - 01 - 1931	Active
20	15394.30	1 - 01 - 1932	Active
21	24431.60	1 - 01 - 1933	Active
22	21705.50	1 - 01 - 1934	Active
23	19242.80	1 - 01 - 1935	Active
24	26512.40	1 - 01 - 1936	Active
25	24338.10	1 - 01 - 1937	Active
26	21382.10	1 - 01 - 1938	Active
27	19946.20	1 - 01 - 1939	Active
28	25227.90	1 - 01 - 1940	Active
29	15104.60	1 - 01 - 1941	Active
30	25365.90	1 - 01 - 1942	Active
31	24963.60	1 - 01 - 1943	Active
32	16799.90	1 - 01 - 1944	Active
33	23819.70	1 - 01 - 1945	Active
34	22687.30	1 - 01 - 1946	Active
35	30279.90	1 - 01 - 1947	Active
36	18080.60	1 - 01 - 1948	Active
37	26174.60	1 - 01 - 1949	Active
38	24958.80	1 - 01 - 1950	Active
39	21246.40	1 - 01 - 1951	Active
40	21715.90	1 - 01 - 1952	Active
41	22452.70	1 - 01 - 1953	Active
42	21245.20	1 - 01 - 1954	Active
43	21950.30	1 - 01 - 1955	Active
44	18262.90	1 - 01 - 1956	Active
45	18072.80	1 - 01 - 1957	Active
46	22767.30	1 - 01 - 1958	Active
47	21882.80	1 - 01 - 1959	Active
48	22882.10	1 - 01 - 1960	Active
49	16147.80	1 - 01 - 1961	Active
50	18116.90	1 - 01 - 1962	Active
51	18354.20	1 - 01 - 1963	Active
52	24558.70	1 - 01 - 1964	Active
53	17185.30	1 - 01 - 1965	Active
54	21255.90	1 - 01 - 1966	Active
55	16471.50	1 - 01 - 1967	Active
56	16681.70	1 - 01 - 1968	Active
57	21249.80	1 - 01 - 1969	Active
58	23354.80	1 - 01 - 1970	Active
59	16719.70	1 - 01 - 1971	Active
60	18375.90	1 - 01 - 1972	Active
61	26268.30	1 - 01 - 1973	Active
62	31004.10	1 - 01 - 1974	Active

BASSIN TOTAL, 0104-3006, MOY: 91J, VOLUMES (suite)

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
63	19253.60	1 - 01 - 1975	Active
64	31632.10	1 - 01 - 1976	Active
65	25282.20	1 - 01 - 1977	Active
66	22993.40	1 - 01 - 1978	Active
67	27911.40	1 - 01 - 1979	Active
68	17148.60	1 - 01 - 1980	Active
69	26172.30	1 - 01 - 1981	Active
70	23468.50	1 - 01 - 1982	Active
71	30136.80	1 - 01 - 1983	Active
72	23702.70	1 - 01 - 1984	Active
73	20667.90	1 - 01 - 1985	Active
74	20906.60	1 - 01 - 1986	Active
75	15362.70	1 - 01 - 1987	Active
76	17556.50	1 - 01 - 1988	Active
77	19776.80	1 - 01 - 1989	Active
78	19881.90	1 - 01 - 1990	Active
79	20253.80	1 - 01 - 1991	Active
80	23371.00	1 - 01 - 1992	Active
81	22078.70	1 - 01 - 1993	Active
82	20501.60	1 - 01 - 1994	Active

LAC MANOUANE, 0104-3006, MOY: 1J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	872.00	27 - 05 - 1943	Active
2	609.00	8 - 05 - 1944	Active
3	414.00	9 - 05 - 1945	Active
4	606.00	26 - 05 - 1946	Active
5	920.00	13 - 06 - 1947	Active
6	513.00	26 - 05 - 1948	Active
7	600.00	8 - 06 - 1949	Active
8	748.00	2 - 06 - 1950	Active
9	632.00	23 - 05 - 1951	Active
10	521.00	13 - 05 - 1952	Active
11	496.00	26 - 05 - 1953	Active
12	575.00	18 - 05 - 1954	Active
13	598.00	29 - 05 - 1955	Active
14	765.00	5 - 06 - 1956	Active
15	592.00	25 - 05 - 1957	Active
16	855.00	1 - 06 - 1958	Active
17	850.00	14 - 05 - 1959	Active
18	711.00	18 - 05 - 1960	Active
19	507.00	14 - 05 - 1961	Active
20	558.00	21 - 05 - 1962	Active
21	566.00	21 - 05 - 1963	Active
22	728.00	9 - 05 - 1964	Active
23	589.00	21 - 05 - 1965	Active
24	606.00	27 - 05 - 1966	Active
25	470.00	8 - 06 - 1967	Active
26	450.00	28 - 04 - 1968	Active
27	535.00	5 - 06 - 1969	Active
28	521.00	10 - 06 - 1970	Active
29	467.00	13 - 05 - 1971	Active
30	515.00	30 - 05 - 1972	Active
31	666.00	24 - 05 - 1973	Active
32	773.00	6 - 06 - 1974	Active
33	476.00	20 - 06 - 1975	Active
34	923.00	18 - 05 - 1976	Active
35	1005.00	24 - 05 - 1977	Active
36	654.00	13 - 06 - 1978	Active
37	589.00	30 - 04 - 1979	Active
38	522.00	21 - 05 - 1980	Active
39	666.00	31 - 05 - 1981	Active
40	663.00	3 - 06 - 1982	Active
41	665.00	2 - 06 - 1983	Active
42	543.00	24 - 05 - 1984	Active
43	538.00	25 - 05 - 1985	Active
44	622.00	2 - 05 - 1986	Active
45	495.00	22 - 04 - 1987	Active
46	504.00	24 - 06 - 1988	Active
47	603.00	16 - 05 - 1989	Active
48	585.00	2 - 05 - 1990	Active
49	754.00	13 - 05 - 1991	Active
50	928.00	18 - 05 - 1992	Active
51	760.00	7 - 05 - 1993	Active
52	587.00	22 - 05 - 1994	Active

PASSES DANGEREUSES, 0104-3006, MOY: 1J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	1767.00	28 - 05 - 1943	Active
2	1189.00	11 - 05 - 1944	Active
3	994.00	12 - 05 - 1945	Active
4	1297.00	26 - 05 - 1946	Active
5	1470.00	12 - 06 - 1947	Active
6	991.00	14 - 05 - 1948	Active
7	1235.00	6 - 06 - 1949	Active
8	1558.00	2 - 06 - 1950	Active
9	1003.00	25 - 05 - 1951	Active
10	1178.00	14 - 05 - 1952	Active
11	1439.00	26 - 05 - 1953	Active
12	1566.00	16 - 05 - 1954	Active
13	895.00	30 - 05 - 1955	Active
14	1359.00	5 - 06 - 1956	Active
15	1020.00	3 - 06 - 1957	Active
16	1433.00	2 - 06 - 1958	Active
17	1444.00	16 - 05 - 1959	Active
18	1439.00	22 - 05 - 1960	Active
19	1008.00	18 - 05 - 1961	Active
20	1099.00	22 - 05 - 1962	Active
21	1150.00	23 - 05 - 1963	Active
22	1628.00	11 - 05 - 1964	Active
23	1277.00	22 - 05 - 1965	Active
24	1487.00	28 - 05 - 1966	Active
25	980.00	7 - 06 - 1967	Active
26	892.00	29 - 04 - 1968	Active
27	1025.00	7 - 06 - 1969	Active
28	952.00	5 - 06 - 1970	Active
29	872.00	16 - 05 - 1971	Active
30	1844.00	2 - 06 - 1972	Active
31	1252.00	14 - 05 - 1973	Active
32	2053.00	10 - 06 - 1974	Active
33	1156.00	16 - 05 - 1975	Active
34	2424.00	20 - 05 - 1976	Active
35	1813.00	27 - 05 - 1977	Active
36	1405.00	19 - 05 - 1978	Active
37	1382.00	3 - 05 - 1979	Active
38	1248.00	13 - 05 - 1980	Active
39	1461.00	18 - 05 - 1981	Active
40	1394.00	20 - 05 - 1982	Active
41	1585.00	26 - 05 - 1983	Active
42	1022.00	2 - 05 - 1984	Active
43	1080.00	2 - 06 - 1985	Active
44	1099.00	3 - 05 - 1986	Active
45	828.00	23 - 04 - 1987	Active
46	1063.00	10 - 05 - 1988	Active
47	1432.00	18 - 05 - 1989	Active
48	914.00	18 - 05 - 1990	Active
49	1133.00	17 - 05 - 1991	Active
50	2144.00	21 - 05 - 1992	Active
51	1233.00	10 - 05 - 1993	Active
52	1221.00	23 - 05 - 1994	Active

BASSIN D'AMONT, 0104-3006, MOY: 1J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	2605.00	29 - 05 - 1943	Active
2	1750.00	11 - 05 - 1944	Active
3	1405.00	12 - 05 - 1945	Active
4	1818.00	26 - 05 - 1946	Active
5	2277.00	15 - 06 - 1947	Active
6	1476.00	12 - 05 - 1948	Active
7	1696.00	6 - 06 - 1949	Active
8	2147.00	29 - 05 - 1950	Active
9	1634.00	25 - 05 - 1951	Active
10	1682.00	15 - 05 - 1952	Active
11	1747.00	26 - 05 - 1953	Active
12	1954.00	16 - 05 - 1954	Active
13	1436.00	31 - 05 - 1955	Active
14	2076.00	7 - 06 - 1956	Active
15	1317.00	27 - 05 - 1957	Active
16	2101.00	3 - 06 - 1958	Active
17	2294.00	16 - 05 - 1959	Active
18	2070.00	20 - 05 - 1960	Active
19	1504.00	16 - 05 - 1961	Active
20	1569.00	22 - 05 - 1962	Active
21	1716.00	23 - 05 - 1963	Active
22	2356.00	11 - 05 - 1964	Active
23	1818.00	23 - 05 - 1965	Active
24	2070.00	28 - 05 - 1966	Active
25	1391.00	7 - 06 - 1967	Active
26	1283.00	30 - 04 - 1968	Active
27	1560.00	7 - 06 - 1969	Active
28	1461.00	12 - 06 - 1970	Active
29	1331.00	16 - 05 - 1971	Active
30	2348.00	2 - 06 - 1972	Active
31	1880.00	14 - 05 - 1973	Active
32	2685.00	10 - 06 - 1974	Active
33	1249.00	14 - 05 - 1975	Active
34	3347.00	20 - 05 - 1976	Active
35	2747.00	26 - 05 - 1977	Active
36	1957.00	19 - 05 - 1978	Active
37	1954.00	2 - 05 - 1979	Active
38	1614.00	7 - 05 - 1980	Active
39	2049.00	18 - 05 - 1981	Active
40	2002.00	20 - 05 - 1982	Active
41	1948.00	24 - 05 - 1983	Active
42	1461.00	13 - 05 - 1984	Active
43	1587.00	24 - 05 - 1985	Active
44	1705.00	4 - 05 - 1986	Active
45	1277.00	24 - 04 - 1987	Active
46	1502.00	16 - 05 - 1988	Active
47	2035.00	18 - 05 - 1989	Active
48	1384.00	4 - 05 - 1990	Active
49	1885.00	15 - 05 - 1991	Active
50	-2635.00	21 - 05 - 1992	Active
51	1961.00	9 - 05 - 1993	Active
52	1664.00	24 - 05 - 1994	Active

CHUTE DU DIABLE, 0104-3006, MOY: 1J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	833.00	24 - 05 - 1953	Active
2	1172.00	13 - 05 - 1954	Active
3	1147.00	7 - 05 - 1955	Active
4	1158.00	7 - 06 - 1956	Active
5	810.00	12 - 05 - 1957	Active
6	986.00	31 - 05 - 1958	Active
7	1453.00	15 - 05 - 1959	Active
8	1948.00	12 - 05 - 1960	Active
9	915.00	17 - 05 - 1961	Active
10	1119.00	21 - 05 - 1962	Active
11	1249.00	21 - 05 - 1963	Active
12	1597.00	11 - 05 - 1964	Active
13	1079.00	21 - 05 - 1965	Active
14	1238.00	22 - 05 - 1966	Active
15	960.00	9 - 06 - 1967	Active
16	1062.00	27 - 04 - 1968	Active
17	1017.00	21 - 05 - 1969	Active
18	1252.00	4 - 05 - 1970	Active
19	1133.00	14 - 05 - 1971	Active
20	1308.00	23 - 05 - 1972	Active
21	1419.00	6 - 05 - 1973	Active
22	1365.00	5 - 06 - 1974	Active
23	833.00	13 - 05 - 1975	Active
24	1861.00	14 - 05 - 1976	Active
25	1229.00	24 - 05 - 1977	Active
26	1136.00	12 - 05 - 1978	Active
27	1524.00	30 - 04 - 1979	Active
28	1014.00	4 - 05 - 1980	Active
29	1464.00	17 - 05 - 1981	Active
30	1566.00	11 - 05 - 1982	Active
31	1501.00	4 - 05 - 1983	Active
32	1209.00	2 - 05 - 1984	Active
33	1269.00	21 - 05 - 1985	Active
34	1353.00	1 - 05 - 1986	Active
35	504.00	22 - 04 - 1987	Active
36	854.00	15 - 05 - 1988	Active
37	1249.00	18 - 05 - 1989	Active
38	1204.00	3 - 05 - 1990	Active
39	1267.00	14 - 05 - 1991	Active
40	1666.00	20 - 05 - 1992	Active
41	1369.00	8 - 05 - 1993	Active
42	919.00	13 - 05 - 1994	Active

LAC ST-JEAN, 0104-3006, MOY: 1J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	3016.00	12 - 04 - 1953	Active
2	4738.00	10 - 05 - 1954	Active
3	4744.00	7 - 05 - 1955	Active
4	3639.00	7 - 06 - 1956	Active
5	3172.00	30 - 04 - 1957	Active
6	3155.00	26 - 04 - 1958	Active
7	4970.00	16 - 05 - 1959	Active
8	6941.00	12 - 05 - 1960	Active
9	3087.00	18 - 05 - 1961	Active
10	3696.00	21 - 05 - 1962	Active
11	3546.00	22 - 05 - 1963	Active
12	5741.00	12 - 05 - 1964	Active
13	4435.00	19 - 05 - 1965	Active
14	4848.00	22 - 05 - 1966	Active
15	2620.00	10 - 06 - 1967	Active
16	4367.00	27 - 04 - 1968	Active
17	3965.00	21 - 05 - 1969	Active
18	5828.00	4 - 05 - 1970	Active
19	4390.00	14 - 05 - 1971	Active
20	4268.00	23 - 05 - 1972	Active
21	4656.00	5 - 05 - 1973	Active
22	6381.00	18 - 05 - 1974	Active
23	3455.00	9 - 05 - 1975	Active
24	5656.00	22 - 05 - 1976	Active
25	4064.00	28 - 04 - 1977	Active
26	4115.00	17 - 05 - 1978	Active
27	6420.00	1 - 05 - 1979	Active
28	3067.00	3 - 05 - 1980	Active
29	4938.00	18 - 05 - 1981	Active
30	6299.00	10 - 05 - 1982	Active
31	5120.00	4 - 05 - 1983	Active
32	4412.00	30 - 04 - 1984	Active
33	4274.00	21 - 05 - 1985	Active
34	5585.00	2 - 05 - 1986	Active
35	2296.00	23 - 04 - 1987	Active
36	3129.00	8 - 05 - 1988	Active
37	4565.00	16 - 05 - 1989	Active
38	5106.00	3 - 05 - 1990	Active
39	3764.00	15 - 05 - 1991	Active
40	5472.00	16 - 05 - 1992	Active
41	5042.00	8 - 05 - 1993	Active
42	4033.00	12 - 05 - 1994	Active

BASSIN D'AVAL, 0104-3006, MOY: 1J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	8221.00	29 - 05 - 1943	Active
2	6162.00	9 - 05 - 1944	Active
3	4851.00	15 - 04 - 1945	Active
4	5503.00	29 - 05 - 1946	Active
5	9668.00	28 - 05 - 1947	Active
6	6709.00	10 - 05 - 1948	Active
7	5200.00	6 - 05 - 1949	Active
8	4024.00	25 - 06 - 1950	Active
9	4257.00	15 - 04 - 1951	Active
10	5083.00	17 - 05 - 1952	Active
11	3772.00	12 - 04 - 1953	Active
12	5993.00	10 - 05 - 1954	Active
13	6089.00	7 - 05 - 1955	Active
14	4871.00	7 - 06 - 1956	Active
15	3877.00	30 - 04 - 1957	Active
16	4055.00	26 - 04 - 1958	Active
17	6531.00	16 - 05 - 1959	Active
18	8986.00	12 - 05 - 1960	Active
19	4058.00	18 - 05 - 1961	Active
20	4939.00	21 - 05 - 1962	Active
21	4826.00	22 - 05 - 1963	Active
22	7318.00	12 - 05 - 1964	Active
23	5602.00	19 - 05 - 1965	Active
24	6245.00	22 - 05 - 1966	Active
25	3614.00	10 - 06 - 1967	Active
26	5616.00	27 - 04 - 1968	Active
27	5069.00	21 - 05 - 1969	Active
28	7428.00	4 - 05 - 1970	Active
29	5690.00	14 - 05 - 1971	Active
30	5729.00	23 - 05 - 1972	Active
31	6236.00	6 - 05 - 1973	Active
32	7966.00	18 - 05 - 1974	Active
33	4339.00	9 - 05 - 1975	Active
34	7346.00	22 - 05 - 1976	Active
35	5103.00	20 - 05 - 1977	Active
36	5273.00	14 - 05 - 1978	Active
37	8148.00	30 - 04 - 1979	Active
38	4157.00	3 - 05 - 1980	Active
39	6523.00	18 - 05 - 1981	Active
40	7983.00	10 - 05 - 1982	Active
41	6641.00	4 - 05 - 1983	Active
42	5712.00	1 - 05 - 1984	Active
43	5736.00	21 - 05 - 1985	Active
44	6908.00	2 - 05 - 1986	Active
45	2827.00	23 - 04 - 1987	Active
46	3981.00	8 - 05 - 1988	Active
47	5919.00	10 - 05 - 1989	Active
48	6482.00	3 - 05 - 1990	Active
49	5028.00	15 - 05 - 1991	Active
50	7174.00	16 - 05 - 1992	Active
51	6555.00	8 - 05 - 1993	Active
52	5124.00	13 - 05 - 1994	Active

BASSIN TOTAL, 0104-3006, MOY: 1J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	7991.00	8 - 05 - 1913	Active
2	5250.00	29 - 05 - 1914	Active
3	6598.00	12 - 05 - 1915	Active
4	6374.00	3 - 05 - 1916	Active
5	6349.00	8 - 06 - 1917	Active
6	7023.00	22 - 05 - 1918	Active
7	6173.00	21 - 05 - 1919	Active
8	7453.00	25 - 05 - 1920	Active
9	8492.00	3 - 05 - 1921	Active
10	5525.00	13 - 05 - 1922	Active
11	6108.00	19 - 05 - 1923	Active
12	9418.00	21 - 05 - 1924	Active
13	5023.00	8 - 05 - 1925	Active
14	5134.00	23 - 05 - 1926	Active
15	4684.00	19 - 05 - 1927	Active
16	11460.00	26 - 05 - 1928	Active
17	7456.00	3 - 06 - 1929	Active
18	6199.00	11 - 05 - 1930	Active
19	4208.00	27 - 05 - 1931	Active
20	4239.00	18 - 05 - 1932	Active
21	6278.00	22 - 05 - 1933	Active
22	7037.00	7 - 05 - 1934	Active
23	5063.00	1 - 05 - 1935	Active
24	6887.00	15 - 05 - 1936	Active
25	8017.00	9 - 05 - 1937	Active
26	4443.00	11 - 05 - 1938	Active
27	7736.00	12 - 05 - 1939	Active
28	7501.00	27 - 05 - 1940	Active
29	4990.00	24 - 04 - 1941	Active
30	8215.00	6 - 05 - 1942	Active
31	10402.00	29 - 05 - 1943	Active
32	6845.00	11 - 05 - 1944	Active
33	5027.00	15 - 04 - 1945	Active
34	6992.00	29 - 05 - 1946	Active
35	10929.00	28 - 05 - 1947	Active
36	7301.00	10 - 05 - 1948	Active
37	5687.00	7 - 05 - 1949	Active
38	5755.00	4 - 06 - 1950	Active
39	4820.00	2 - 05 - 1951	Active
40	6548.00	17 - 05 - 1952	Active
41	4650.00	25 - 05 - 1953	Active
42	7108.00	12 - 05 - 1954	Active
43	7137.00	7 - 05 - 1955	Active
44	6488.00	7 - 06 - 1956	Active
45	4180.00	12 - 05 - 1957	Active
46	5622.00	1 - 06 - 1958	Active
47	8117.00	16 - 05 - 1959	Active
48	10243.00	12 - 05 - 1960	Active
49	5423.00	18 - 05 - 1961	Active
50	6100.00	21 - 05 - 1962	Active
51	6049.00	22 - 05 - 1963	Active
52	9357.00	12 - 05 - 1964	Active
53	6805.00	20 - 05 - 1965	Active
54	7182.00	22 - 05 - 1966	Active
55	4744.00	10 - 06 - 1967	Active
56	6369.00	27 - 04 - 1968	Active
57	6021.00	21 - 05 - 1969	Active
58	7842.00	4 - 05 - 1970	Active
59	6678.00	14 - 05 - 1971	Active
60	7140.00	23 - 05 - 1972	Active
61	7377.00	14 - 05 - 1973	Active
62	8932.00	3 - 06 - 1974	Active

BASSIN TOTAL, 0104-3006, MOY: 1J, POÎNTES (suite)

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
63	5010.00	11 - 05 - 1975	Active
64	10229.00	21 - 05 - 1976	Active
65	7106.00	25 - 05 - 1977	Active
66	6599.00	18 - 05 - 1978	Active
67	9232.00	1 - 05 - 1979	Active
68	5061.00	4 - 05 - 1980	Active
69	7997.00	18 - 05 - 1981	Active
70	8312.00	10 - 05 - 1982	Active
71	7826.00	4 - 05 - 1983	Active
72	6695.00	3 - 05 - 1984	Active
73	6716.00	21 - 05 - 1985	Active
74	7884.00	2 - 05 - 1986	Active
75	3581.00	23 - 04 - 1987	Active
76	4875.00	8 - 05 - 1988	Active
77	7332.00	18 - 05 - 1989	Active
78	7340.00	3 - 05 - 1990	Active
79	6381.00	15 - 05 - 1991	Active
80	8492.00	20 - 05 - 1992	Active
81	7832.00	8 - 05 - 1993	Active
82	5778.00	13 - 05 - 1994	Active

LAC MANOUANE, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	425.00	28 - 10 - 1943	Active
2	322.00	26 - 09 - 1944	Active
3	305.00	9 - 10 - 1945	Active
4	288.00	2 - 10 - 1946	Active
5	284.00	16 - 09 - 1947	Active
6	330.00	2 - 08 - 1948	Active
7	256.00	8 - 07 - 1949	Active
8	278.00	1 - 07 - 1950	Active
9	224.00	24 - 09 - 1951	Active
10	226.00	2 - 09 - 1952	Active
11	229.00	7 - 09 - 1953	Active
12	215.00	26 - 09 - 1954	Active
13	193.00	3 - 10 - 1955	Active
14	305.00	6 - 10 - 1956	Active
15	515.00	14 - 07 - 1957	Active
16	345.00	2 - 09 - 1958	Active
17	293.00	30 - 10 - 1959	Active
18	426.00	31 - 07 - 1960	Active
19	262.00	15 - 09 - 1961	Active
20	295.00	5 - 08 - 1962	Active
21	286.00	1 - 08 - 1963	Active
22	300.00	29 - 09 - 1964	Active
23	326.00	31 - 08 - 1965	Active
24	431.00	18 - 10 - 1966	Active
25	457.00	20 - 10 - 1967	Active
26	326.00	27 - 08 - 1968	Active
27	229.00	18 - 11 - 1969	Active
28	428.00	22 - 07 - 1970	Active
29	399.00	11 - 08 - 1971	Active
30	269.00	18 - 10 - 1972	Active
31	259.00	11 - 07 - 1973	Active
32	183.00	3 - 08 - 1974	Active
33	260.00	18 - 07 - 1975	Active
34	256.00	20 - 10 - 1976	Active
35	274.00	12 - 09 - 1977	Active
36	420.00	1 - 07 - 1978	Active
37	361.00	27 - 07 - 1979	Active
38	292.00	25 - 09 - 1980	Active
39	289.00	1 - 07 - 1981	Active
40	334.00	2 - 09 - 1982	Active
41	302.00	29 - 07 - 1983	Active
42	218.00	26 - 07 - 1984	Active
43	250.00	30 - 09 - 1985	Active
44	314.00	17 - 09 - 1986	Active
45	319.00	26 - 08 - 1987	Active
46	275.00	8 - 09 - 1988	Active
47	318.00	22 - 10 - 1989	Active
48	1020.00	16 - 09 - 1990	Active
49	268.00	18 - 10 - 1991	Active
50	334.00	2 - 09 - 1992	Active
51	550.00	1 - 09 - 1993	Active
52	359.00	1 - 07 - 1994	Active

PASSES DANGEREUSES, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	535.00	22 - 08 - 1943	Active
2	525.00	11 - 11 - 1944	Active
3	707.00	11 - 10 - 1945	Active
4	559.00	8 - 07 - 1946	Active
5	523.00	16 - 09 - 1947	Active
6	506.00	4 - 08 - 1948	Active
7	573.00	7 - 09 - 1949	Active
8	550.00	1 - 07 - 1950	Active
9	396.00	28 - 09 - 1951	Active
10	399.00	20 - 09 - 1952	Active
11	508.00	4 - 09 - 1953	Active
12	339.00	29 - 09 - 1954	Active
13	366.00	9 - 07 - 1955	Active
14	606.00	21 - 09 - 1956	Active
15	848.00	15 - 07 - 1957	Active
16	771.00	7 - 09 - 1958	Active
17	520.00	28 - 10 - 1959	Active
18	889.00	3 - 08 - 1960	Active
19	448.00	16 - 09 - 1961	Active
20	589.00	17 - 09 - 1962	Active
21	529.00	2 - 08 - 1963	Active
22	744.00	16 - 08 - 1964	Active
23	753.00	7 - 08 - 1965	Active
24	750.00	18 - 10 - 1966	Active
25	784.00	29 - 07 - 1967	Active
26	576.00	1 - 08 - 1968	Active
27	421.00	11 - 10 - 1969	Active
28	600.00	7 - 08 - 1970	Active
29	802.00	11 - 10 - 1971	Active
30	345.00	12 - 10 - 1972	Active
31	600.00	17 - 10 - 1973	Active
32	565.00	11 - 07 - 1974	Active
33	447.00	12 - 11 - 1975	Active
34	510.00	17 - 10 - 1976	Active
35	737.00	2 - 09 - 1977	Active
36	585.00	1 - 07 - 1978	Active
37	653.00	27 - 07 - 1979	Active
38	576.00	9 - 08 - 1980	Active
39	329.00	5 - 07 - 1981	Active
40	547.00	27 - 07 - 1982	Active
41	735.00	25 - 09 - 1983	Active
42	466.00	28 - 07 - 1984	Active
43	361.00	18 - 10 - 1985	Active
44	484.00	20 - 09 - 1986	Active
45	530.00	15 - 09 - 1987	Active
46	483.00	12 - 09 - 1988	Active
47	370.00	2 - 11 - 1989	Active
48	1073.00	19 - 09 - 1990	Active
49	357.00	11 - 10 - 1991	Active
50	598.00	31 - 08 - 1992	Active
51	623.00	16 - 09 - 1993	Active
52	809.00	1 - 07 - 1994	Active

BASSIN D'AMONT, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	790.00	24 - 08 - 1943	Active
2	783.00	27 - 09 - 1944	Active
3	1012.00	11 - 10 - 1945	Active
4	786.00	9 - 07 - 1946	Active
5	804.00	17 - 09 - 1947	Active
6	836.00	4 - 08 - 1948	Active
7	788.00	7 - 09 - 1949	Active
8	900.00	1 - 07 - 1950	Active
9	580.00	26 - 09 - 1951	Active
10	564.00	20 - 09 - 1952	Active
11	679.00	2 - 09 - 1953	Active
12	552.00	29 - 09 - 1954	Active
13	513.00	9 - 11 - 1955	Active
14	848.00	22 - 09 - 1956	Active
15	1341.00	16 - 07 - 1957	Active
16	1111.00	7 - 09 - 1958	Active
17	677.00	31 - 10 - 1959	Active
18	1283.00	3 - 08 - 1960	Active
19	700.00	17 - 09 - 1961	Active
20	785.00	6 - 08 - 1962	Active
21	811.00	2 - 08 - 1963	Active
22	1013.00	17 - 08 - 1964	Active
23	933.00	8 - 08 - 1965	Active
24	1145.00	19 - 10 - 1966	Active
25	1072.00	29 - 07 - 1967	Active
26	886.00	28 - 08 - 1968	Active
27	623.00	20 - 11 - 1969	Active
28	912.00	23 - 07 - 1970	Active
29	1130.00	11 - 10 - 1971	Active
30	534.00	11 - 10 - 1972	Active
31	859.00	13 - 07 - 1973	Active
32	673.00	1 - 07 - 1974	Active
33	674.00	20 - 07 - 1975	Active
34	706.00	17 - 10 - 1976	Active
35	918.00	3 - 09 - 1977	Active
36	942.00	1 - 07 - 1978	Active
37	969.00	7 - 08 - 1979	Active
38	808.00	9 - 08 - 1980	Active
39	571.00	3 - 07 - 1981	Active
40	742.00	27 - 07 - 1982	Active
41	987.00	25 - 09 - 1983	Active
42	684.00	28 - 07 - 1984	Active
43	528.00	2 - 10 - 1985	Active
44	752.00	20 - 09 - 1986	Active
45	732.00	14 - 09 - 1987	Active
46	748.00	1 - 07 - 1988	Active
47	591.00	26 - 10 - 1989	Active
48	2069.00	18 - 09 - 1990	Active
49	590.00	26 - 10 - 1991	Active
50	842.00	4 - 09 - 1992	Active
51	1048.00	2 - 09 - 1993	Active
52	1282.00	1 - 07 - 1994	Active

CHUTE DU DIABLE, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	478.00	28 - 11 - 1953	Active
2	532.00	22 - 11 - 1954	Active
3	284.00	4 - 11 - 1955	Active
4	760.00	23 - 09 - 1956	Active
5	794.00	14 - 07 - 1957	Active
6	619.00	3 - 07 - 1958	Active
7	410.00	28 - 10 - 1959	Active
8	906.00	5 - 08 - 1960	Active
9	339.00	16 - 08 - 1961	Active
10	530.00	16 - 09 - 1962	Active
11	447.00	20 - 07 - 1963	Active
12	490.00	30 - 07 - 1964	Active
13	536.00	12 - 08 - 1965	Active
14	786.00	6 - 11 - 1966	Active
15	860.00	21 - 10 - 1967	Active
16	482.00	28 - 08 - 1968	Active
17	405.00	8 - 11 - 1969	Active
18	835.00	23 - 07 - 1970	Active
19	614.00	13 - 10 - 1971	Active
20	532.00	3 - 10 - 1972	Active
21	816.00	6 - 08 - 1973	Active
22	402.00	27 - 08 - 1974	Active
23	338.00	30 - 07 - 1975	Active
24	470.00	8 - 09 - 1976	Active
25	339.00	4 - 07 - 1977	Active
26	454.00	1 - 07 - 1978	Active
27	591.00	29 - 07 - 1979	Active
28	564.00	4 - 10 - 1980	Active
29	322.00	1 - 07 - 1981	Active
30	488.00	7 - 11 - 1982	Active
31	429.00	10 - 09 - 1983	Active
32	439.00	21 - 07 - 1984	Active
33	515.00	28 - 07 - 1985	Active
34	422.00	15 - 09 - 1986	Active
35	379.00	17 - 07 - 1987	Active
36	570.00	1 - 07 - 1988	Active
37	617.00	23 - 10 - 1989	Active
38	358.00	8 - 10 - 1990	Active
39	441.00	19 - 10 - 1991	Active
40	407.00	1 - 09 - 1992	Active
41	621.00	20 - 10 - 1993	Active
42	822.00	2 - 07 - 1994	Active

LAC ST-JEAN, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	1401.00	28 - 11 - 1953	Active
2	1806.00	23 - 11 - 1954	Active
3	1641.00	5 - 11 - 1955	Active
4	2002.00	28 - 08 - 1956	Active
5	2635.00	4 - 07 - 1957	Active
6	1898.00	3 - 07 - 1958	Active
7	1206.00	30 - 10 - 1959	Active
8	2303.00	5 - 08 - 1960	Active
9	1419.00	19 - 09 - 1961	Active
10	1688.00	16 - 07 - 1962	Active
11	1252.00	1 - 07 - 1963	Active
12	1822.00	18 - 08 - 1964	Active
13	2112.00	12 - 08 - 1965	Active
14	2352.00	19 - 10 - 1966	Active
15	3456.00	22 - 10 - 1967	Active
16	1650.00	28 - 08 - 1968	Active
17	1418.00	8 - 11 - 1969	Active
18	2286.00	22 - 07 - 1970	Active
19	2251.00	11 - 10 - 1971	Active
20	1386.00	5 - 10 - 1972	Active
21	1790.00	8 - 08 - 1973	Active
22	1449.00	14 - 11 - 1974	Active
23	1343.00	14 - 11 - 1975	Active
24	1429.00	17 - 10 - 1976	Active
25	1077.00	28 - 08 - 1977	Active
26	1382.00	1 - 07 - 1978	Active
27	1806.00	12 - 10 - 1979	Active
28	2147.00	16 - 08 - 1980	Active
29	1130.00	1 - 07 - 1981	Active
30	1291.00	18 - 07 - 1982	Active
31	1694.00	26 - 09 - 1983	Active
32	1426.00	20 - 07 - 1984	Active
33	2130.00	27 - 07 - 1985	Active
34	1691.00	14 - 09 - 1986	Active
35	1067.00	7 - 10 - 1987	Active
36	1858.00	10 - 11 - 1988	Active
37	1712.00	25 - 10 - 1989	Active
38	2500.00	19 - 09 - 1990	Active
39	1074.00	21 - 10 - 1991	Active
40	1578.00	4 - 09 - 1992	Active
41	2530.00	21 - 10 - 1993	Active
42	2693.00	1 - 07 - 1994	Active

BASSIN D'AVALE, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	1879.00	20 - 08 - 1943	Active
2	1891.00	26 - 09 - 1944	Active
3	2464.00	14 - 10 - 1945	Active
4	2087.00	17 - 10 - 1946	Active
5	1757.00	26 - 09 - 1947	Active
6	1658.00	29 - 07 - 1948	Active
7	2555.00	1 - 07 - 1949	Active
8	2560.00	7 - 07 - 1950	Active
9	2175.00	18 - 11 - 1951	Active
10	2142.00	16 - 12 - 1952	Active
11	2006.00	28 - 11 - 1953	Active
12	2429.00	23 - 11 - 1954	Active
13	1949.00	5 - 11 - 1955	Active
14	2760.00	23 - 09 - 1956	Active
15	3279.00	4 - 07 - 1957	Active
16	2534.00	3 - 07 - 1958	Active
17	1577.00	29 - 10 - 1959	Active
18	3309.00	5 - 08 - 1960	Active
19	1679.00	18 - 09 - 1961	Active
20	2044.00	16 - 07 - 1962	Active
21	1690.00	20 - 07 - 1963	Active
22	2247.00	18 - 08 - 1964	Active
23	2736.00	12 - 08 - 1965	Active
24	2946.00	6 - 11 - 1966	Active
25	4482.00	22 - 10 - 1967	Active
26	2212.00	28 - 08 - 1968	Active
27	1892.00	8 - 11 - 1969	Active
28	3207.00	23 - 07 - 1970	Active
29	2953.00	11 - 10 - 1971	Active
30	1977.00	3 - 10 - 1972	Active
31	2659.00	7 - 08 - 1973	Active
32	1816.00	16 - 10 - 1974	Active
33	1669.00	13 - 11 - 1975	Active
34	1915.00	17 - 10 - 1976	Active
35	1355.00	28 - 08 - 1977	Active
36	1880.00	1 - 07 - 1978	Active
37	2276.00	12 - 10 - 1979	Active
38	2695.00	16 - 08 - 1980	Active
39	1483.00	1 - 07 - 1981	Active
40	1767.00	7 - 11 - 1982	Active
41	2107.00	26 - 09 - 1983	Active
42	1902.00	20 - 07 - 1984	Active
43	2753.00	27 - 07 - 1985	Active
44	2117.00	14 - 09 - 1986	Active
45	1353.00	6 - 11 - 1987	Active
46	2221.00	10 - 11 - 1988	Active
47	2342.00	24 - 10 - 1989	Active
48	2619.00	19 - 09 - 1990	Active
49	1501.00	19 - 10 - 1991	Active
50	1930.00	4 - 09 - 1992	Active
51	3272.00	20 - 10 - 1993	Active
52	3579.00	1 - 07 - 1994	Active

BASSIN TOTAL, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	4052.00	11 - 07 - 1913	Active
2	1623.00	1 - 07 - 1914	Active
3	2120.00	9 - 07 - 1915	Active
4	2214.00	4 - 10 - 1916	Active
5	3717.00	5 - 07 - 1917	Active
6	3586.00	8 - 09 - 1918	Active
7	2853.00	3 - 10 - 1919	Active
8	1628.00	4 - 11 - 1920	Active
9	2789.00	8 - 10 - 1921	Active
10	1827.00	16 - 09 - 1922	Active
11	2736.00	12 - 09 - 1923	Active
12	4233.00	15 - 09 - 1924	Active
13	2297.00	3 - 08 - 1925	Active
14	3525.00	10 - 08 - 1926	Active
15	3815.00	8 - 11 - 1927	Active
16	3638.00	27 - 10 - 1928	Active
17	3112.00	2 - 07 - 1929	Active
18	4484.00	1 - 07 - 1930	Active
19	3209.00	28 - 11 - 1931	Active
20	6775.00	10 - 10 - 1932	Active
21	1689.00	2 - 07 - 1933	Active
22	2983.00	5 - 07 - 1934	Active
23	2588.00	16 - 08 - 1935	Active
24	3794.00	22 - 10 - 1936	Active
25	3208.00	27 - 10 - 1937	Active
26	3379.00	21 - 08 - 1938	Active
27	3626.00	13 - 07 - 1939	Active
28	3237.00	2 - 07 - 1940	Active
29	3464.00	10 - 10 - 1941	Active
30	4205.00	4 - 11 - 1942	Active
31	2479.00	22 - 08 - 1943	Active
32	2437.00	28 - 09 - 1944	Active
33	3296.00	14 - 10 - 1945	Active
34	2695.00	17 - 10 - 1946	Active
35	2402.00	18 - 09 - 1947	Active
36	2138.00	10 - 08 - 1948	Active
37	3218.00	1 - 07 - 1949	Active
38	3414.00	1 - 07 - 1950	Active
39	2602.00	17 - 11 - 1951	Active
40	2492.00	16 - 12 - 1952	Active
41	2522.00	28 - 11 - 1953	Active
42	2774.00	23 - 11 - 1954	Active
43	2376.00	5 - 11 - 1955	Active
44	3450.00	23 - 09 - 1956	Active
45	3992.00	4 - 07 - 1957	Active
46	3411.00	3 - 07 - 1958	Active
47	2227.00	29 - 10 - 1959	Active
48	4300.00	5 - 08 - 1960	Active
49	2250.00	18 - 09 - 1961	Active
50	2471.00	17 - 09 - 1962	Active
51	2217.00	1 - 07 - 1963	Active
52	3093.00	18 - 08 - 1964	Active
53	3470.00	12 - 08 - 1965	Active
54	3818.00	19 - 10 - 1966	Active
55	5444.00	22 - 10 - 1967	Active
56	2996.00	28 - 08 - 1968	Active
57	2336.00	8 - 11 - 1969	Active
58	3892.00	23 - 07 - 1970	Active
59	3849.00	11 - 10 - 1971	Active
60	2409.00	3 - 10 - 1972	Active
61	3087.00	7 - 08 - 1973	Active
62	2177.00	16 - 10 - 1974	Active

BASSIN TOTAL, 0107-3112, MOY: 3J, POINTES (suite)

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
63	2198.00	13 - 11 - 1975	Active
64	2487.00	17 - 10 - 1976	Active
65	1944.00	2 - 09 - 1977	Active
66	2727.00	1 - 07 - 1978	Active
67	2984.00	12 - 10 - 1979	Active
68	3193.00	5 - 10 - 1980	Active
69	1977.00	1 - 07 - 1981	Active
70	2285.00	18 - 07 - 1982	Active
71	2983.00	26 - 09 - 1983	Active
72	2466.00	20 - 07 - 1984	Active
73	3123.00	27 - 07 - 1985	Active
74	2643.00	16 - 09 - 1986	Active
75	2022.00	15 - 09 - 1987	Active
76	2703.00	1 - 07 - 1988	Active
77	2729.00	24 - 10 - 1989	Active
78	3835.00	23 - 09 - 1990	Active
79	1994.00	19 - 10 - 1991	Active
80	2588.00	11 - 09 - 1992	Active
81	3747.00	20 - 10 - 1993	Active
82	4613.00	1 - 07 - 1994	Active

ANNEXE B : DIAGRAMME EN BOÎTE

Le diagramme en boîte (boxplot) est une représentation schématique de la forme de la distribution des observations. Cette méthode graphique, au même titre qu'un histogramme, est très utile pour comparer visuellement les caractéristiques statistiques de plusieurs séries. Il existe plusieurs types de diagrammes en boîte. Ceux qui sont présentés dans le présent rapport sont construits de la manière suivante (cf. figure B.1):

- le point central représente la médiane des moyennes obtenues;
- les extrémités inférieure et supérieure de la boîte représentent respectivement le 25ème et 75ème quantiles des moyennes obtenues (valeurs correspondant à 25% et 75% de probabilité au non-dépassement). Ainsi, 50% des moyennes obtenues se situent à l'intérieur de cette boîte;
- les extrémités des tirets représentent les quantiles de 5% et 95% de probabilité au non-dépassement.

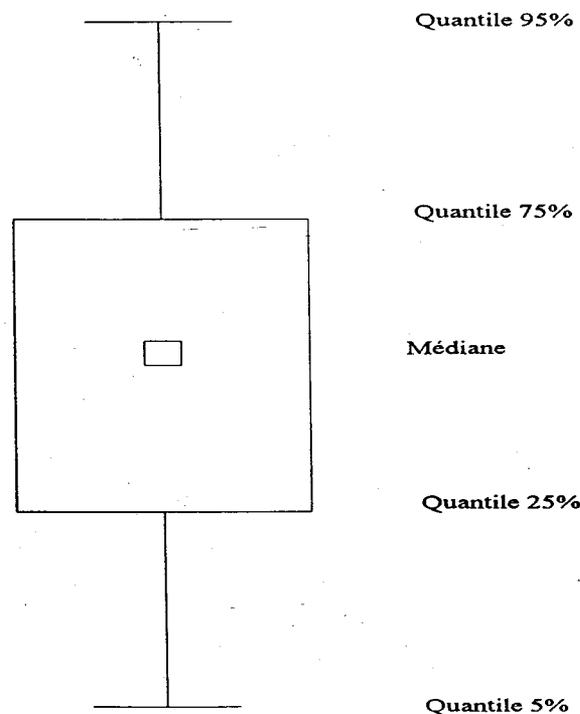


Figure B.1. Diagramme en boîte.