Record Number: 12730

Author, Monographic: Haché, M.//Perreault, L.//Rémillard, L.//Bobée, B.

**Author Role:** 

Title, Monographic: Analyse de fréquence des équivalents en eau

Translated Title: Reprint Status:

Edition:

Author, Subsidiary:

**Author Role:** 

Place of Publication: Québec
Publisher Name: INRS-Eau
Date of Publication: 1997

Original Publication Date: Juillet 1997

**Volume Identification:** 

Extent of Work: xiii, 159

Packaging Method: pages incluant 6 annexes

**Series Editor:** 

**Series Editor Role:** 

Series Title: INRS-Eau, rapport de recherche

Series Volume ID: 505

Location/URL:

**ISBN:** 2-89146-395-1

Notes: Rapport annuel 1997-1998

Abstract: Rapport rédigé pour la Société d'électrolyse et de chimie Alcan Ltée, Groupe Ressources

hydriques.

Rapport produit par la Chaire en hydrologie statistique Hydro-Québec/CRSNG

25.00\$ R000505 **Call Number:** rapport/ ok/ dl **Keywords:** 

## ANALYSE DE FRÉQUENCE DES ÉQUIVALENTS EN EAU

## ANALYSE DE FRÉQUENCE DES ÉQUIVALENTS EN EAU

#### Rapport rédigé pour

### Société d'électrolyse et de chimie Alcan Ltée Groupe Ressources hydriques

par

Mario Haché Luc Perreault Louise Rémillard Bernard Bobée

Chaire en Hydrologie statistique Hydro-Québec / CRSNG Institut national de la Recherche scientifique, INRS-Eau 2800, rue Einstein, CP 7500, Sainte-Foy, Québec, G1V 4C7

Rapport de recherche No R-505

Juillet 1997

## ÉQUIPE DE RECHERCHE

CHARGÉ DE PROJET INRS-Eau MARIO HACHÉ
CHARGÉ DE PROJET Alcan LOUISE RÉMILLARD

COLLABORATEURS INRS-Eau LUC PERREAULT
REBECCA TREMBLAY

Alcan JANINE DUFOUR

TITULAIRE DE LA CHAIRE INRS-Eau BERNARD BOBÉE

# TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	•••••
LISTE DES FIGURES	•••••
CHAPITRE 1: Introduction	1
1.1 Problématique	1
1.2 Description du projet	2
1.3 Description des données	4
1.4 Contenu du rapport	
CHAPITRE 2 : Notions de base de l'ajustement	11
2.1 Principe de l'ajustement	11
2.2 Lois de probabilité considérées	12
2.3 Vérification des hypothèses de base	
2.3.1. Indépendance : test de Wald-Wolfowitz	16
2.3.2. Homogénéité : test de Wilcoxon	17
2.3.3. Stationnarité : test de Kendall	18
2.4 Autres tests statistiques utilisés dans l'étude	20
2.4.1 Test de Shapiro-Wilk	20
2.5 Critères de sélection d'une loi de probabilité	21
2.5.1 Critères statistiques	22
2.5.1.1 Représentation graphique	22
2.5.1.2 Critère de l'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA)	23
2.5.1.3 Parcimonie	23
2.5.1.4 Critère d'information d'Akaïke (CIA)	
2.5.2 Critères météorologiques	24
2.5.2.1 Information régionale	
2.5.2.2 Cohérence temporelle	25
2.5.2.3 Accumulation maximale probable de neige (AMPN)	25

2.5.3 Procédure de sélection	26
CHAPITRE 3 : Équivalents en eau : Bassins / Fin janvier	29
3.1 Analyse préliminaire des données	29
3.2 Vérification des hypothèses de base	31
3.3 Comparaison des ajustements	31
3.4 Distributions choisies	35
CHAPITRE 4 : Équivalents en eau : Bassins / Fin février	37
4.1 Analyse préliminaire des données	37
4.2 Vérification des hypothèses de base	39
4.3 Comparaison des ajustements	39
4.4 Distributions choisies	43
CHAPITRE 5 : Équivalents en eau : Bassins / Fin mars	
5.1 Analyse préliminaire des données	45
5.2 Vérification des hypothèses de base	
5.3 Comparaison des ajustements	
5.4 Distributions choisies	52
CHAPITRE 6 : Équivalents en eau : Stations / Fin mars	55
6.1 Analyse préliminaire des données	55
6.2 Vérification des hypothèses de base	57
6.3 Comparaison des ajustements	58
6.4 Distributions choisies	66
CHAPITRE 7: Conclusion	71
CHAPITRE 8: Bibliographie	73
ANNEXE A : Données validées d'équivalents en eau	A0
ANNEXE B : Graphiques des équivalents en eau	B0

ANNEXE C:	Résultats des ajustements aux équivalents en eau d la fin janvier des bassins versants	
ANNEXE D:	Résultats des ajustements aux équivalents en eau d	e
	la fin février des bassins versants Do	0
ANNEXE E:	Résultats des ajustements aux équivalents en eau d	e
	la fin mars des bassins versantsE	0
ANNEXE F:	Résultats des ajustements aux équivalents en eau d	e
·.	la fin mars des stations nivométriques Fo	0

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1.1.	Bassins versants considérés dans l'étude4
Tableau 1.2.	Stations nivométriques considérées dans l'étude
Tableau 2.1.	Lois de probabilité considérées dans l'étude
Tableau 2.2.	Accumulation maximale probable de la neige (AMPN) et quantile de période de retour de 100 ans (tiré de SNC, 1994)
Tableau 3.1.	Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau de la fin du mois de janvier des bassins versants
Tableau 3.2.	Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk pour les équivalents en eau de la fin janvier des bassins versants
Tableau 3.3.	Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau de la fin janvier des bassins versants
Tableau 3.4.	Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de janvier des bassins versants
Tableau 3.5.	Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de janvier des bassins versants32
Tableau 3.6.	Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin janvier des bassins versants33
Tableau 3.7.	Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin janvier des bassins versants34
Tableau 3.8.	Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de janvier des bassins versants
Tableau 4.1.	Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau de la fin du mois de février des bassins versants
Tableau 4.2.	Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk pour les équivalents en eau de la fin février des bassins versants
Tableau 4.3.	Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau de la fin février des bassins versants
Tableau 4.4.	Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de février des bassins versants
Tableau 4.5.	Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de février des bassins versants40
Tableau 4.6.	Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin février des bassins versants41
Tableau 4.7.	Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les lois aiustées aux équivalents en eau de fin février des bassins versants

Tableau 4.8.	Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de février des bassins versants
Tableau 5.1.	Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau de la fin du mois de mars des bassins versants
Tableau 5.2.	Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk pour les équivalents en eau de la fin mars des bassins versants
Tableau 5.3.	Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau de la fin mars des bassins versants
Tableau 5.4.	Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des bassins versants
Tableau 5.5.	Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des bassins versants
Tableau 5.6.	Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin mars des bassins versants 50
Tableau 5.7.	Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin mars des bassins versants
Tableau 5.8.	Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de mars des bassins versants
Tableau 6.1.	Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau de la fin du mois de mars des stations nivométriques
Tableau 6.2.	Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk pour les équivalents en eau de la fin mars des stations nivométriques
Tableau 6.3.	Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau de la fin mars des stations nivométriques
Tableau 6.4.	Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques
Tableau 6.5.	Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques 60
Tableau 6.6.	Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin mars des stations
Tableau 6.7.	Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin mars des bassins versants 63-64
Tableau 6.8.	Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques

## LISTE DES FIGURES

Figure 1.1.	Saut en 1970 dans la série des équivalents en eau de la station nivométrique du Lac Alex
Figure 1.2.	Bassins versants utilisés dans l'étude
Figure 1.3.	Stations météorologiques utilisées dans l'étude8
Figure 2.1.	Formes classiques de fonctions de densité de probabilité continues14
Figure B.1.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Lac Manouane
Figure B.2.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Passes  Dangereuses
Figure B.3.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Amont B2
Figure B.4.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Chute du Diable
Figure B.5.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Chute à la Savane
Figure B.6.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Lac St- Jean
Figure B.7.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Aval B4
Figure B.8.	Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Total B4
Figure C.1.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Lac Manouane
Figure C.2.	Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Passes-Dangereuses
Figure C.3.	Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Amont
Figure C.4.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Chute du Diable
Figure C.5.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Chute à la Savane
Figure C.6.	Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Lac St-Jean
Figure C.7.	Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Aval
Figure C.8.	Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Total

Figure D.1.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin février du bassin Lac Manouane
Figure D.2.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin février du bassin Passes-Dangereuses
Figure D.3.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin février du bassin Amont
Figure D.4.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Chute du Diable
Figure D.5.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Chute à la Savane
Figure D.6.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Lac St-Jean
Figure D.7.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Aval
Figure D.8.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Total
Figure E.1.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Lac Manouane
Figure E.2.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Passes-Dangereuses
Figure E.3.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Amont
Figure E.4.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Chute du Diable
Figure E.5.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Chute à la Savane
Figure E.6.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Lac St-Jean
Figure E.7.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Aval E7
Figure E.8.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Total
Figure F.1.	Résultats de l'ajustement de la loi Weibull mixte aux équivalents en eau de la fin mars de la station Barrière Gervais
Figure F.2.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Barrière nord (chemin Chibougamau)
Figure F.3.	Résultats de l'ajustement de la loi Pearson type 3 aux équivalents en eau de la fin mars de la station Barrière sud (chemin Chibougamau)F3

Figure F.4.	Résultats de l'ajustement de la loi Pearson type 3 aux équivalents en eau de la fin mars de la station KM 36 (chemin rivière Mistassibi)
Figure F.5.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station KM 66 (chemin rivière Mistassibi)
Figure F.6.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station KM 85 (chemin rivière Mistassibi)
Figure F.7.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Alex
Figure F.8.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Benoît
Figure F.9.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Caché
Figure F.10.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Chigoubiche
Figure F.11.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station du Lac des Commissaires
Figure F.12.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac des Cygnes
Figure F.13.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac aux Grandes Pointes
Figure F.14.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars de la station du Lac LongF14
Figure F.15.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Machisque
Figure F.16.	Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Manouane
Figure F.17.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Piacouadie
Figure F.18.	Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars de la station Passes-Dangereuses
Figure F.19.	Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Rivière au Serpent

#### 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 extrêmes saisonniers et des volumes de printemps
- B. L'ajustement des précipitations extrêmes saisonnières
- C. L'ajustement des équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars

Ce rapport vise à présenter les travaux réalisés dans le cadre de la troisième étude intitulée "Analyse de fréquence des équivalents en eau mesurés à la fin des mois de janvier, février et mars aux stations du réseau hydrométrique d'Alcan".

#### 1.1 Problématique

La connaissance de la probabilité d'occurrence d'événements comme les équivalents en eau de la neige au sol des stations météorologiques et des bassins versants de son système hydrique est importante pour Alcan. Les mesures d'équivalents en eau des mois d'hiver permettent d'anticiper l'ordre de grandeur de la crue. Cette variable constitue donc un paramètre important dans la gestion hydrique en période printanière et elle 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;
- d'évaluer les déversements potentiels;
- de minimiser les risques reliés à l'entretien des déversoirs;
- 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 un événement particulier (par exemple, les équivalents en eau à la fin janvier) 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  $x_T$  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'équivalents en eau observés historiquement (estimation des paramètres), où  $\underline{\theta}$  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 stations météorologiques et les bassins versants 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

L'objectif du projet était de fournir à Alcan des recommandations concernant les lois de probabilité les plus adéquates pour représenter les équivalents en eau pour :

- chacune des stations à la fin mars; et
- chacun des bassins à la fin janvier, février et mars.

Ce projet a été divisé en deux sous-projets :

- A. Modélisation des séries d'équivalents en eau
- **B.** Comparaison des ajustements effectués sur les séries d'équivalents en eau et recommandations d'une loi de probabilité

Le sous-projet A a été consacré à la modélisation des séries d'équivalents en eau pour chacune des stations et chacun des bassins considérés dans la présente étude. La réalisation de ce sous-projet a été effectuée en 3 étapes à l'aide du logiciel *AJUST* développé à l'INRS-Eau (Perreault et Bobée, 1997a; Perron *et al.*, 1997) :

- 1. Analyse préliminaire des données;
- 2. Vérification des hypothèses statistiques, préalable 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).

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 été testées respectivement à l'aide des tests de Wilcoxon, de Kendall et de Wald-Wolfowitz (section 2.3). 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 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 asymptotique ainsi que leur intervalle de confiance ont été calculés.

Le sous-projet B consistait enfin à comparer les résultats des ajustements obtenus au sousprojet A et à fournir, pour chaque série (site/mois), des recommandations concernant les lois de probabilité les plus adéquates. Le choix d'une loi de probabilité pour représenter les équivalents en eau 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 équivalents en eau est inconnue, les lois de probabilité sont considérées comme des modèles approximatifs de la vraie population. Ainsi, si aucune raison théorique ne 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 donc été étudiée 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 l'équivalent en eau maximal probable déjà réalisés par Alcan ont été pris en compte.

### 1.3 Description des données

Dans la présente étude, les 43 séries suivantes ont été considérées:

- les équivalents en eau de 8 bassins versants à la fin des mois de janvier, février et mars; et
- les équivalents en eau de 19 stations nivométriques à la fin du mois de mars.

Les détails concernant les bassins versants et les stations nivométriques sont respectivement donnés aux tableaux 1.1 et 1.2. La notation utilisée dans le rapport est également indiquée dans ces deux tableaux. La station Bonnard ayant moins que 20 ans de données a été préalablement éliminée de l'étude. En effet, la discrimination entre différentes lois ajustées à un échantillon restreint n'est pas appropriée.

Tablean	1 1	Raccine versan	its considérés dans	l'étude
Lameau		Dassilis veisau	IIS CONSIDERS HAIS	remark

Bassin versant	Superficie du bassin versant	Période	Période	Notation
	(km²)	considérée	totale	
Lac Manouane	5 000	1970 - 1996	1955 - 1996	LM
Passes-Dangereuses	11 000	1970 - 1996	1955 - 1996	PD
Bassin amont	16 000	1970 - 1996	1955 - 1996	AM
Chute du Diable	9 700	1970 - 1996	1955 - 1996	CD
Chute à la Savane	1 300	1970 - 1996	1955 - 1996	CS
Lac St-Jean	46 000	1970 - 1996	1955 - 1996	LSJ
Bassin aval	57 000	1970 - 1996	1955 - 1996	AM
Bassin total	73 000	1970 - 1996	1955 - 1996	TOT

Tableau 1.1 Stations nivométriques considérées dans l'étude

Station	Identification	Période considérée	Période totale	Notation
Barrière Gervais	0621010	1970 - 1995	1955 - 1995	BG
Barrière nord - chemin Chibougamau	0619030	1970 - 1996	1955 - 1996	BN
Barrière sud - chemin Chibougamau	0619010	1970 - 1996	1955 - 1996	BS
KM 36 - chemin rivière Mistassibi	0621110	1970 - 1996	1955 - 1996	KM36
KM 66 - chemin rivière Mistassibi	0621120	1970 - 1996	1955 - 1996	KM66
KM 85 - chemin rivière Mistassibi	0621130	1975 - 1996	1955 - 1996	KM85
Lac Alex	0622020	1970 - 1996	1955 - 1996	LA
Lac Benoît	0622090	1972 - 1996	1955 - 1996	LB
Lac Caché	0807010	1970 - 1996	1955 - 1996	LCA
Lac Chigoubiche	0619020	1970 - 1996	1955 - 1996	LCH
Lac des Commissaires	0616010	1970 - 1996	1955 - 1996	LCO
Lac des Cygnes	0621050	1972 - 1996	1955 - 1996	LCY
Lac aux Grandes Pointes	0622010	1970 - 1996 <sup>a</sup>	1955 - 1996	LGP
Lac Long	0619050	1972 - 1996	1955 - 1996	LL
Lac Machisque	0621060	1972 - 1996	1955 <b>-</b> 1996	LMA
Lac Manouane	0622060	1972 - 1996	1955 - 1996	LM
Lac Piacouadie	0622080	1972 - 1996 <sup>b</sup>	1955 - 1996	LP
Passes Dangereuses	0622040	1970 - 1996	1955 - 1996	PD
Rivière au Serpent	0622030	1970 - 1996	1955 - 1996	RS
Bonnard	7060825	1980 - 1996	1955 - 1996	BON

a: 1988 et 1989 manquants

b: 1975 manquant

L'équivalent en eau moyen d'un bassin est déterminé à partir d'une moyenne pondérée des équivalents en eau observées aux stations à l'intérieur et près du bassin. Ce calcul a donc évolué avec le temps en fonction de l'ouverture et de la fermeture des stations nivométriques.

Les observations du couvert de neige pour chaque station sont l'épaisseur moyenne, la densité et l'équivalent en eau. Les mesures sont prises à cinq points espacés d'une certaine distance (61 mètres, par exemple) le long d'une ligne de prélèvement. Ces lignes sont habituellement aménagées en forêt afin de minimiser les effets du vent. Les environs des points de mesure sont déboisés afin de minimiser l'effet local des arbres. La cueillette des données est effectuée selon une procédure bien déterminée (Perrier et Villeneuve, 1966).

La période d'enregistrement des équivalents en eau commence en 1955. Toutefois, au cours de la réalisation du projet, certaines anomalies vers la fin des années 1960 ont été identifiées particulièrement pour les stations nivométriques situées au nord du système hydrique. La figure 1.1 est un exemple type d'anomalie qui montre bien que vers 1970 il y a un saut dans la série. Avant 1970, les équivalents en eau semble donc être sous-estimés. Cette situation se produit de manière plus ou moins nette pour 10 stations nivométriques (les lacs Machisque, Piacouadie, Long, des Cygnes, Alex, Benoît, Caché, la Barrière Nord du chemin Chibougamau et la rivière au Serpent). Suite à plusieurs discussions avec les personnes impliquées à la compagnie Alcan, il s'avère que la méthodologie d'échantillonnage de la neige avant 1970 est douteuse. C'est à partir de cette année que les normes définies dans Perrier et Villeneuve (1966) furent appliquées avec rigueur. Pour cette raison, les données des années avant 1970 ont été éliminées de l'étude.

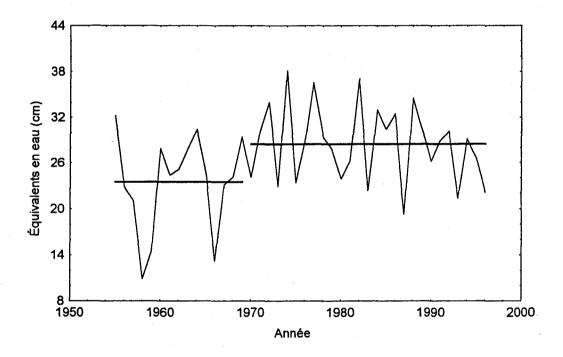


Figure 1.1 Saut en 1970 dans la série des équivalents en eau de la fin mars de la station nivométrique du Lac Alex

Les figures 1.2 et 1.3 illustrent respectivement les bassins versants et les stations météorologiques considérées dans cette étude. Les échantillons validés sont présentés à l'annexe A.

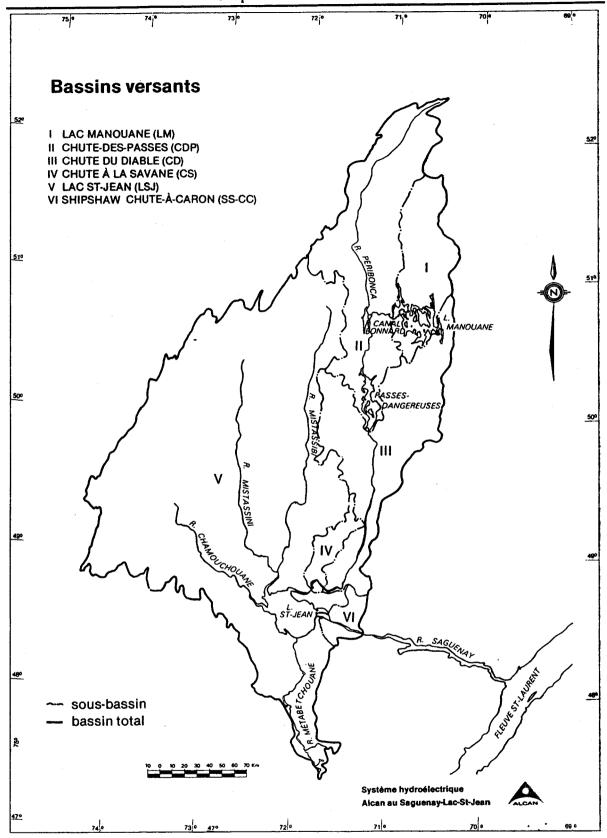


Figure 1.2 Bassins versants utilisés dans l'étude

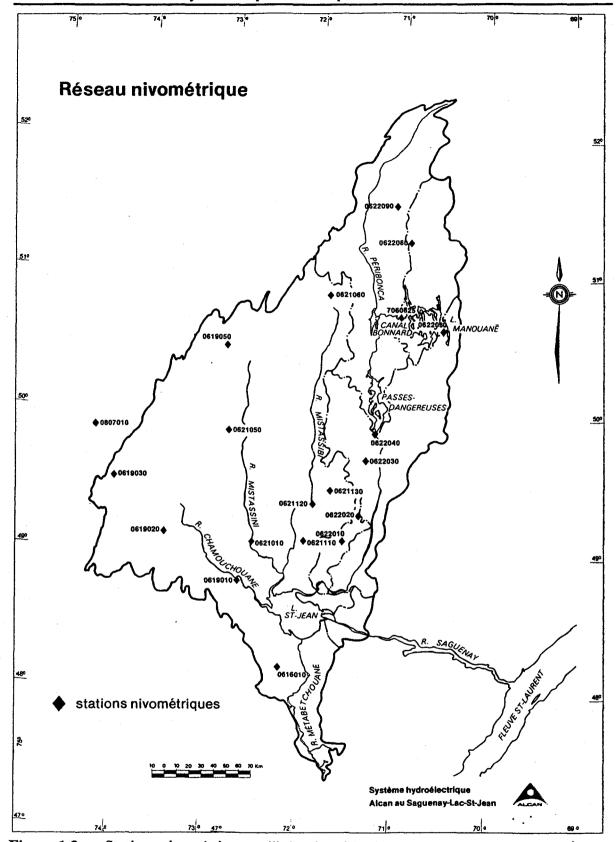


Figure 1.3 Stations nivométriques utilisées dans l'étude

### 1.4 Contenu du rapport

Ce rapport présente donc les principaux résultats de l'analyse de fréquence des équivalents en eau pour différents mois des stations et des 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 équivalents en eau sont présentés aux chapitres 3, 4, 5 et 6.

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. 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 ensemble 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, équivalents en eau 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 (1997a).

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'équivalents en eau observés historiquement, où  $\underline{\theta}$  désigne le vecteur de paramètres associé à la distribution F. Si une série de n valeurs (l'équivalent en eau à la fin du mois de mars 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  $\Pr(X \ge x_T) = 1/T$  et que si  $F(x;\underline{\hat{\theta}})$  désigne la fonction de répartition (cf. section 2.2) avec les paramètres estimés  $\underline{\hat{\theta}}$ , alors le quantile estimé de période de retour T est donné par :

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

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  $\operatorname{Prob}\{X=x\}=0$  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  $F(x) = \operatorname{Prob} \{X \le x\}$  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)  $0 \le F(x) \le 1$ , 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  $\left(-\infty,x\right]$  et est utile pour calculer différentes probabilités

associées à la variable aléatoire X. Par exemple, on déduit de la définition que :

Prob 
$$\{a < X \le b\} = F(b) - F(a), \quad a \le b$$
 (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 :

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

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:

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(y) dy, \quad -\infty < x < +\infty$$
 (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 météorologiques (précipitation, équivalent en eau, etc.). Quinze distributions, incluses dans le logiciel AJUST, ont été considérées dans la présente étude. Le Tableau 2.1 donne pour chaque distribution<sup>1</sup> 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 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

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> 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 (LN), log-normale à 3 paramètres (LN3), exponentielle (EXP), Halphen Type A (HA), Halphen Type B (HB) et Halphen Type B<sup>-1</sup> (HB<sup>-1</sup>).

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 *AJUST* sont décrites dans Perreault et Bobée (1997a) ou dans les références citées au tableau 2.1.

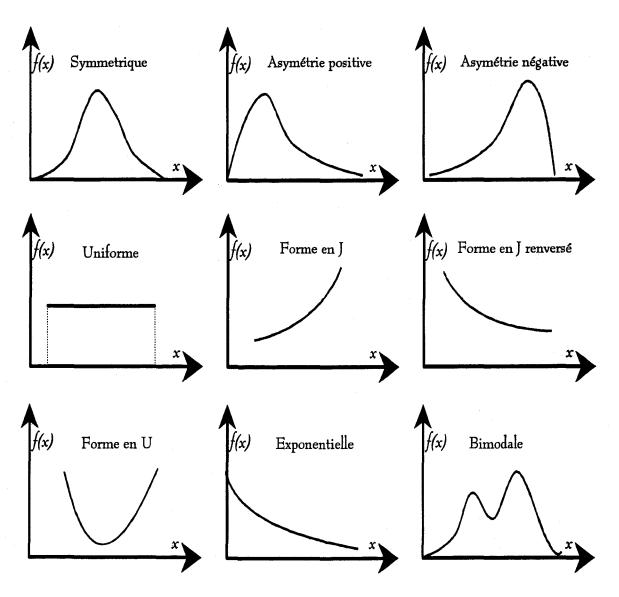


Figure 2.1. Formes classiques de fonctions de densité de probabilité continues

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 et al. (1992c)
Р3	x > m	$f(x) = \frac{\alpha^{\lambda}}{\Gamma(\lambda)} (x - m)^{\lambda - 1} e^{-\alpha(x - m)}$	Bobée et Ashkar (1991) Perreault et al. (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	$f(x) = \frac{ s \alpha^{s\lambda}}{\Gamma(\lambda)} x^{s\lambda-1} e^{-(\alpha x)^s}$	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	$x > u + \alpha/k$ , si $k < 0$ $x < u + \alpha/k$ , si $k > 0$	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[ 1 - \frac{k}{\alpha} (x - u) \right]^{\frac{1}{k} - 1} \exp \left\{ - \left[ 1 - \frac{k}{\alpha} (x - u) \right]^{1/k} \right\}$	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	-∞ < <i>x</i> < +∞	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$	Perreault et Bobée (1992d)
LN	<i>x</i> > 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	<i>x</i> > <i>m</i>	$f(x) = \frac{1}{(x-m)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{\left[\ln(x-m)-\mu\right]^2}{2\sigma^2}\right\}$	Aitchison et Brown (1957)
EXP	x > m	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left\{-\frac{x-m}{\alpha}\right\}$	Lehmann (1983)
на	<i>x</i> > 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 (1997b)
НВ	x > 0	$f(x) = \frac{2}{m^{2\nu}ef_{\nu}(\alpha)} x^{2\nu-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{m}\right)^{2} + \alpha\left(\frac{x}{m}\right)\right]$	Perreault et Bobée (1997b)
HB <sup>-1</sup>	x > 0	$f(x) = \frac{2m^{2\nu}}{ef_{\nu}(\alpha)} x^{-2\nu-1} \exp \left[ -\left(\frac{m}{x}\right)^2 + \alpha \left(\frac{m}{x}\right) \right]$	Perreault et Bobée (1997b)

### 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 équivalents en eau à la fin du mois de mars indépendants si l'intensité de l'équivalent en eau n'est pas influencée par celui observé l'année précédente. En d'autres mots, on ne peut tirer aucune information d'un équivalent en eau à la fin du mois de mars 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 équivalents en eau journaliers ne sont pas indépendants puisqu'il y a forte chance qu'un équivalent en eau 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 :

$$H_0: X_1, X_2, ..., X_n$$
 sont indépendantes contre 
$$H_1: X_1, X_2, ..., X_n \text{ ne sont pas indépendantes}$$

Considérons n variables aléatoires  $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$  (les équivalents en eau à la fin du mois de mars des n dernières années, par exemple) et les réalisations correspondantes  $x_1, x_2, ..., x_n$  (valeurs numériques correspondantes). La statistique de Wald-Wolfowitz R s'exprime de la façon suivante :

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

Sous l'hypothèse nulle, c'est-à-dire lorsque les n variables aléatoires sont indépendantes, la statistique R est distribuée asymptotiquement (lorsque  $n \to +\infty$ ) selon une loi normale de moyenne  $E\{R\}$  et de variance  $Var\{R\}$  données dans Wald et Wolfowitz (1943).

La statistique standardisée :

$$U = \frac{R - E\{R\}}{\sqrt{Var\{R\}}} \tag{2.6}$$

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  $x_1, x_2, ..., x_n$ . La région critique du test de Wald-Wolfowitz au niveau de signification  $\alpha$  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  $\alpha$  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 *AJUST* permet d'effectuer à l'aide du test de rang de Wilcoxon.

Considérons n variables aléatoires  $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$  et la série de réalisations correspondantes  $x_1, x_2, ..., x_n$  que l'on divise en deux sous-échantillons, l'un formé des observations mesurées  $x_1, x_2, ..., x_{n_1}$  avant la date de modification de la procédure d'acquisition et l'autre des données mesurées suite au changement  $y_1, y_2, ..., y_{n_2}$ . On

suppose de plus qu'ils proviennent respectivement de deux populations de moyenne et de variance  $(\mu_1, \sigma_1^2)$  et  $(\mu_2, \sigma_2^2)$ . Le test de Wilcoxon compare les hypothèses :

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$
 contre  $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ 

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

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

où V est une statistique de rang et  $n = n_1 + n_2$ . L'expression analytique de V et  $Var\{V\}$  sont données dans Perreault et Bobée (1997a).

La règle de décision pour effectuer ce test à un niveau de signification donné  $\alpha$  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-Withney. Lehmann (1975, Chap. 1) donne les détails théoriques concernant ces deux tests. 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  $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$  classées par ordre chronologique. La statistique S du test de Kendall (1975) s'exprime de la façon suivante :

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

où la fonction sgn(.) est donnée par :

$$sgn(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x = 0 \\ -1 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$
 (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  $Var\{S\}$  (cf. Kendall, 1975). En ajoutant une correction de continuité, la statistique standardisée :

$$K = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{Var\{S\}}} & \text{si } S > 0\\ 0 & \text{si } S = 0\\ \frac{S + 1}{\sqrt{Var\{S\}}} & \text{si } S < 0 \end{cases}$$
 (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  $x_1, x_2, ..., x_n$ . La région critique du test de Kendall au niveau de signification  $\alpha$  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  $\alpha$  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 Autre test statistique utilisé dans l'étude

Le test de Shapiro-Wilk (1965) a également été employés dans la présente étude. Ce test 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 équivalents en eau. Nous donnons, dans ce qui suit, une brève description des aspects théoriques de ce test 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  $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \ldots \leq X_{(n)}$  de taille n que l'on suppose distribué selon une loi normale de paramètres  $\mu$  et  $\sigma^2$ . Soient  $Z_{(1)} \leq Z_{(2)} \leq \ldots \leq Z_{(n)}$  les statistiques d'ordre standardisées correspondantes. On a donc que:

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

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

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

Les valeurs  $E\left\{Z_{(i)}\right\}$  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  $E\left\{Z_{(i)}\right\}$  devrait être approximativement linéaire avec une ordonnée à l'origine  $\mu$  et une pente  $\sigma$  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  $\sigma$  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  $\sigma$  obtenue par le modèle linéaire à l'estimateur du maximum de vraisemblance  $\hat{\sigma}$ . La statistique SW proposée par ces auteurs est donnée par :

$$SW = K \frac{\tilde{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2} \tag{2.13}$$

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 :

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

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  $\sigma^2$ . 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  $\sigma^2$  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  $\alpha$  si  $SW \le c_{\alpha}$ , où  $c_{\alpha}$  est la valeur critique du test donnée dans la table de Shapiro et Wilk (1965) pour diverses valeurs de  $\alpha$ . Les valeurs optimales des coefficients  $a_i$  ont été calculées par Shapiro et Wilk (1965) pour  $2 \le n \le 50$ .

# 2.5 Critères de sélection d'une loi de probabilité

Le choix d'une loi de probabilité pour représenter les équivalents en eau dépend de plusieurs facteurs que l'on peut classer en deux catégories : les facteurs statistiques et les facteurs météorologiques. 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 équivalents en eau 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 (équivalents en eau). 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  $x_{(1)} \le ... \le x_{(k)} \le ... \le x_{(n)}$  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 :

$$P_{k} = \frac{k - \alpha}{n + 1 - 2\alpha} \tag{2.20}$$

où  $0 \le \alpha \le 1$ . 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:

$$P_k = \frac{k - 0.4}{n + 0.2} \tag{2.21}$$

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  $\not EMVA$ . 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  $(x_T)$ , 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:

$$\dot{E}C(T) = \left| \hat{\mathbf{x}}_r - (\mathbf{x}_r)_{\epsilon} \right| \tag{2.22}$$

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 EC(T):

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

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

Afin de calculer les valeurs  $\tilde{x}_T$  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 probabilités 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'Akaïke (CIA)

Le critère proposé par Akaïke (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  $\ln L(\underline{\theta})$ , évaluée en son maximum  $\underline{\hat{\theta}}$  (estimateurs du maximum de vraisemblance), sera grande.

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

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

où L désigne la fonction de vraisemblance de la distribution (cf. Perreault et Bobée 1997a, section 3.3.1) dont les p paramètres  $\underline{\theta}$  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 météorologiques

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 de la cohérence temporelle.

#### 2.5.2.1 Information régionale

La sélection de la meilleure distribution pour représenter les équivalents en eau 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 conséquence, comportant moins d'information. D'autre part, le fait qu'une même loi ajuste bien les observations de

bassins voisins ou de stations voisines contribue à justifier son choix.

#### 2.5.2.2 Cohérence temporelle

En général, l'équivalent en eau de la neige au sol augmente avec la progression de la saison hivernale et diminue lors de la crue. Pour un même bassin et une même année, les équivalents en eau du mois de janvier sont habituellement inférieurs à ceux du mois de février qui sont eux-mêmes inférieurs à ceux du mois de mars. Afin de conserver cette cohérence temporelle, les lois choisies doivent être telles que les équivalents en eau décamillénaire des mois de janvier, février et mars sont en ordre croissant.

#### 2.5.2.3 Accumulation maximale probable de neige (AMPN)

L'accumulation maximale probable de la neige (AMPN, cf. SNC, 1994) est essentiellement déterminée en maximisant l'efficacité de chacune des tempêtes de neige observées au cours d'une saison hivernale remarquable. L'accumulation maximale probable de la neige donne donc une estimation de la limite supérieure de l'accumulation de neige au cours d'un hiver. De plus, elle suppose qu'aucune fonte, évaporation ou sublimation n'intervient avant la fin de la saison hivernale. Le tableau 2.2 donne les valeurs d'AMPN pour différents bassins versants. Le quantile de période de retour de 100 ans déterminé à partir de la loi log-Pearson type 3 est également indiqué dans ce tableau. Les valeurs du quantile de 100 ans et de l'AMPN sont anormalement très proches pour les bassins de Chute du Diable et de Chute à la Savane. En raison de ces incohérences et par soucis de prudence, le critère d'AMPN n'a pas été utilisé dans cette étude pour discriminer les différentes lois contrairement à la crue maximale probable (Perreault et al., 1996) et la précipitation maximale probable (Haché et al., 1996).

**Tableau 2.2** Accumulation maximale probable de la neige (AMPN) et quantile de période de retour de 100 ans (tiré de SNC, 1994)

Bassin versant	Quantile (100 ans)	AMPN	Superficie
	(mm)	(mm)	(km²)
Lac Manouane	37.2	42.4	5 000
Passes-Dangereuses	36.9	43.1	11 000
Chute du Diable	40.2	40.1	9 700
Chute à la Savane	39.3	40.1	1 300
Lac St-Jean	35.6	47.2	46 000

#### 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 et de la cohérence temporelle.

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 à l'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 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 météorologiques. 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.

			1
			· 1
			1
			1
			1 1 . 1
			. 1

# 3 ÉQUIVALENTS EN EAU : Bassins / Fin janvier

Ce chapitre est consacré à la présentation de l'analyse hydrologique de fréquence des équivalents en eau de la neige au sol à la fin du mois de janvier pour les huit bassins versants considérés.

# 3.1 Analyse préliminaire des données

Cette section est consacrée aux principales caractéristiques statistiques des séries annuelles de volumes de crue des bassins versants Lac Manouane, Passes-Dangereuses, Amont, Chute du Diable, Chute à la Savane, Lac St-Jean, Aval et Total. Les figures B.1 à B.8 de l'annexe B présentent les courbes chronologiques des huit séries de volumes étudiées. En général, les valeurs d'équivalents en eau à la fin du mois de janvier sont inférieures à ceux des mois de février et mars. L'année 1987 constitue une exception notable car l'équivalent en eau à la fin du mois de janvier est supérieur à celui du mois de mars. La fonte de neige de cette année a dû commencer plus tôt que la normale.

Le tableau 3.1 donne les principales caractéristiques statistiques des équivalents en eau à la fin du mois de janvier des huit bassins versants. En examinant ce tableau on peut constater que:

**Tableau 3.1.** Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau à la fin du mois de janvier des bassins versants.

				STATIS	TIQUES DESCI	RIPTIVES		
Bassin	n	Moy.	Min.	Max.	Éc-Typ.	Cv	Cs	Ck
LM	27	17.71	9.41	24.91	3.69	0.208	-0.236	-0.216
PD	27	18.06	9.84	23.68	3.58	0.198	-0.395	-0.503
AM ·	27	17.94	9.69	24.00	3.59	0.200	-0.369	-0.416
CD	27	18.35	9.28	27.54	4.52	0.246	-0.196	-0.425
CS	27	17.83	7.11	29.48	5.57	0.312	-0.017	-0.390
LSJ	27	16.34	8.86	22.87	3.78	0.231	0.014	-0.894
AV	27	16.73	9.06	23.32	3.88	0.232	-0.049	-0.828
тот	27	17.00	10.16	23.04	3.72	0.219	-0.060	-0.889

- la moyenne et l'écart-type varient peu d'un bassin versant à l'autre. Le bassin de Chute à la Savane (CS) constitue cependant une exception avec un écart-type plus élevé.
- le coefficient de variation (Cv) divise les bassins en trois groupes : les bassins situés en amont (LM, PD et AM) avec Cv≈0.20, les bassins situés en aval (CD, LSJ et AV) avec Cv≈0.24 et enfin le bassin de Chute à la Savane avec Cv≈0.31.
- la coefficient d'asymétrie (Cs) divise les bassins en deux sous-groupes : les bassins situés en amont (LM, PD et AM) et CD avec une asymétrie négative, les bassins situés en aval (CD, LSJ et AV) et TOT une asymétrie presque nulle. Il est intéressant de remarquer que le coefficient d'asymétrie des équivalents en eau à la fin février des bassins en amont est près de zéro (cf. Tableau 4.1) et que celui des équivalents en eau à la fin mars des bassins en aval est négatif (cf. Tableau 5.1).
- le coefficient d'aplatissement est négatif (le Ck de la loi normale est zéro).

Les valeurs des coefficients de variation Cv, d'asymétrie Cs et d'aplatissement Ck semblent indiquer une certaine cohérence régionale quant à la forme de la loi de probabilité des équivalents en eau à la fin du mois de janvier. Cela est indicateur d'une certaine homogénéité régionale de la distribution des équivalents en eau.

La loi normale a un coefficient d'asymétrie nulle et il est donc justifié de considérer la loi normale pour représenter les équivalents en eau pour certains bassins. À titre indicatif, le test de normalité de Shapiro-Wilk (section 2.4.1) a été appliqué aux huit séries d'équivalents en eau. Les résultats confirment l'hypothèse de normalité pour l'ensemble des bassins versants (tableau 3.2).

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 pour les équivalents en eau de la fin janvier des bassins

	Bassins										
	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот			
STAT.	0.979	0.964	0.968	0.978	0.969	0.967	0.974	0.967			
P	(0.833)	(0.478)	(0.565)	(0.823)	(0.607)	(0.561)	(0.715)	(0.554)			

### 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

Tableau 3.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau de la fin janvier des bassins

	Bassins										
Test	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот			
W-W	0.455	0.759	0.678	0.433	0.472	0.953	0.886	0.589			
P	(0.649)	(0.448)	(0.498)	(0.665)	(0.637)	(0.341)	(0.375)	(0.556)			
K	0.459	0.313	0.438	0.479	0.584	0.563	0.584	0.500			
P	(0.647)	(0.755)	(0.662)	(0.632)	(0.559)	(0.574)	(0.559)	(0.617)			

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

On constate que les tests de Wald-Wolfowitz et Kendall ne révèlent, pour aucune des séries des équivalents en eau, la présence d'une dépendance ou d'une non-stationnarité. Les séries considérées dans ce chapitre sont donc tout à fait compatibles avec les hypothèses de base de l'analyse de fréquence.

### 3.3 Comparaison des ajustements

Les tableaux 3.4 et 3.5 donnent, pour chaque bassin, les valeurs du critère d'Akaïke (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 tableaux 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).

Tableau 3.4. Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de janvier des bassins versants.

					В	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	TOT	Moy
2 par.	EXP	174.33	173.81	174.02	179.14	188.13	168.73	170.04	163.88	174.01
	GU	155.39	154.39	154.57	165.57	175.45	153.82	155.75	153.41	158.54
	NO	150.08	148.42	148.63	161.13	172.36	151.46	152.84	150.59	154.44
	LN	152.91	151.59	151.80	164.10	175.30	152.47	154.28	151.82	156.78
	WEI	149.60	147.07	147.47	160.54	171.86	151.32	152.54	150,30	153.84
	GA	151.56	150.19	150.38	162.61	173.50	151.74	153.40	151.08	155.56
	GI	154.68	153.31	153.56	166.05	177.86	153.52	155.48	152.80	158.41
3 par.	LN3	152.71	152.19	152.19	163.54	174.36	153.46	154.87	152.63	156.99
	GEV	151.32	147.43	148.47	162.56	174.02	152.38	153.69	151.36	155.15
	GG	-	149.10	149 26	162.53	173.86	-	*	-	-
	<b>P3</b>	151.78	149.40	149.77	162.91	174.36	153.46	154.83	152.57	156.14
	LP3	151.49	149.15	149.47	162.75	174.07	153.25	154.64	152.46	155.91
	HA	-	-	•	•	-	-	-	-	-
	нв	152.04	150.37	150.57	163.11	174.19	153.31	154.76	152.52	156.36
	HB-1	• •	-	-	-		<b>-</b> .		- 1	-

**Tableau 3.5.** Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de janvier des bassins versants.

					В	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот	Moy
2 PAR.	EXP	5.84	5.91	6.00	6.26	6.98	4.35	4.56	3.71	5.45
	GU	1.82	1.88	2.00	2.32	2.34	1.05	1.07	0.89	1.67
	NO	0.45	0.51	0.58	0.59	1.02	0.42	0.34	0.35	0.53
	LN	1.00	1.04	1.11	1.47	1.86	0.54	0.53	0.39	0.99
	WEI	0.22	0.32	0.39	0.42	1.05	0.44	0.35	0.50	0.46
	GA	0.73	0.78	0.85	0.99	1.10	0.45	0.43	0.37	0.71
	GI	1.24	1.25	1.34	1.85	2.60	0.67	0.69	0.44	1.26
3 par.	LN3	0.58	0.71	0.77	0.70	1.02	0.42	0.34	0.35	0.61
	GEV	0.24	0.19	0.27	0.46	1.08	0.52	0.44	0.59	0.47
	GG	-	0.31	0.27	0.41	1.05	-	-	-	-
	P3	0.32	0.34	0.41	0.48	1.02	0.42	0.33	0.35	0.46
	LP3	0.33	0.36	0.43	0.66	1.08	0.42	0.33	0.34	0.49
	HA	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB	0.40	0.48	0.53	0.51	1.01	0.43	0.35	0.35	0.51
	HB-1	-	<u>-</u>	_	-	-	-		. <del>-</del>	-

Tableau 3.6 Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin janvier des bassins versants.

					В	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот	Moy
I	(Classe	ement glo	bal des 1:	5 lois de p	robabilité)					
2 par.	EXP	12	13	13	13	13	12	12	12	12.5
	GU	11	12	12	11	11	11	11	11	11.3
	NO	2	3	3	2	2	2	2	2	2.3
	LN	9	9	9	10	10	5	5	5	7.8
	WEI	1	1	1	1	1	1	1	1	1.0
	GA	5	7	7	5	3	3	3	3	4.5
	GI	10	11	11	12	12	10	10	10	10.8
3 par.	LN3	8	10	10	9	8	8	9	9	8.9
	GEV	3	2	2	4	5	4	4	4	3.5
	GG	-	4	4	3	4	-	-		-
	P3	6	6	6	7	8	8	. 8	8	7.1
	LP3	4	5	5	6	6	6	6	6	5.5
	HA	-		-	•	-		-	-	
	HB	7	8	8	8	7	7	7	7	7.4
	HB-1		-	-	-	-	-	-	-	-
П	(Classe	ment dist	inguant l	es lois de	probabilit	é à 2 et 3 p	aramètres)			
2 PAR.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7	7.0
	GU	6	6	6	5	5	6	6	6	5.8
	NO	2	2	2	2	2	2	2	2	2.0
	LN	4	4	4	4	4	4	4	4	4.0
	WEI	1	1	1	1	1	1	1	1	1.0
	GA	3	3	3	3	3	3	3	3	3.0
	GI	5	5	5	6	6	5	5	5	5.3
3 PAR.	LN3	5	6	6	6	5	4	5	5	5.3
	GEV	1	1	1	2	2	1	1	1	1.3
	GG ·	-	2	2	1	. 1	-	-	-	-
	P3	3	4	4	4	<b>5</b> .	4	4	4	4.0
	LP3	2	3	3	3	3	2	2	2	2.5
	HA	, <b>e</b>	-		-	-	-	-	-	-
	HB	4	5	5	5	4	3	3	3	4.0
	HB-1	-	-	-	-	-	-	-	-	

Tableau 3.7. Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les lois ajustées aux équivalents en eau de fin janvier des bassins versants.

					BA	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот	Моу
I	(Classe	ment glo	bal des 1:	5 lois de p	robabilité)	)				
2 PAR.	EXP	12	13	13	13	13	12	12	12	12.5
	GU	11	12	12	12	11	11	11	11	11.4
	NO	6	7	7	6	2	1	. 3	2	4.3
	LN	9	10	10	10	10	9	9	7	9.3
•	WEI	1	3	3	2	5	6	5	9	4.3
	GA	8	9	9	9	9	7	7	6	8.00
	GI	10	11	11	11	12	10	10	8	10.4
3 par.	LN3	7	8	8	8	2	1	3	2	4.9
	<b>GEV</b>	2	1	1	3	7	8	8	10	5.0
	GG	-	2	1	1	5	-	-	-	-
	P3	3	4	4	4	2	1	1	2	2.6
	LP3	4	.5	5	7	7	1	1	1 .	3.9
	HA	-	-	•	-	-	-	-	-	-
	HB	5	6	6	5	1	5	5	2	4.4
	HB-1	•	-	-	-	-	-	-	<u>-</u>	-
П	(Classe	ment dis	tinguant l	es lois de	probabilit	é à 2 et 3 p	oaramètres)		-	
2 PAR.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7	7.0
	GU	6	6	6	6	5	6	6	6	5.9
	NO ·	2	2	2	2	1	1	1	1	1.5
	LN	4	4	4	4	4	4	4	3	3.9
	WEI	1	1	1	1	2	2	2	5	1.9
	GA	3	3	3	3	3	3	3	2	2.9
	GI	5	5	5	5	6	5	5	4	5.0
3 PAR.	LN3	5	6	6	6	2	1	3	2	3.9
	<b>GEV</b>	1	1	1	2	5	5	5	5	3.1
	GG	-	2	1	1,	4	-	-	-	-
	<b>P3</b>	2	3	3	. 3	2	1	1	2	2.1
	LP3	3	4	4	5	5	. 1	1	. 1	3.0
	HA	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB	4	5	5	4	1.	4	4	2	3.6
	HB-1	-	•	-	-	-	-	-	-	•

Les critères d'Akaïke et de l'ÉMVA ne peuvent être calculés, en général, que pour des seules 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, 1997b). De plus, les méthodes d'estimation des paramètres de la loi gamma généralisée n'ont pas donné de solutions pour certains échantillons. Cela est dû à des problèmes numériques qui semblent principalement se produire pour des échantillons ayant un coefficient d'asymétrie négatif.

Mentionnons 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 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, Gumbel, log-normale à 2 paramètres, gamma inverse, lognormale à trois paramètres et Halphen (Type B) admettent de grandes valeurs de CIA pour l'ensemble des bassins versants et ont été rejetées comme modèle pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de janvier.
- Les lois Weibull, normale, GEV et Gamma généralisée donnent des valeurs de CIA faibles.
- Les valeurs du CIA des meilleures distributions à deux paramètres sont en général légèrement inférieures à celles des meilleures lois à trois paramètres.
- Les valeurs d'ÉMVA des lois normale et Weibull sont très proche de celles de certaines lois à 3 paramètres bien que ces dernières sont favorisées par ce critère.

### 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 et de la cohérence temporelle. Les distributions choisies pour les équivalents en eau à la fin du mois de janvier sont données au tableau 3.8 pour les huit bassins versants. Quelques remarques expliquant les différents choix y sont aussi données. Les résultats de l'ajustement de la loi choisie pour chacun des bassins versants sont présentés à l'Annexe C (figures C.1 à C.8).

**Tableau 3.8** Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de janvier des bassins versants

Bassin	Loi choisie	Commentaires
LM	NO	Les lois normale et Weibull conduisent aux plus faibles valeurs du CIA. Également, des lois à paramètres, elles donnent les plus faibles valeurs du critère d'ÉMVA. Malgré le fait que la loi normale se classe deuxième, elle a été choisie car sur le papier de probabilité elle est plus près de l'observation maximum que la loi Weibull. De plus, la statistique du test de Shapiro-Wilk est élevée (cf. tableau 3.2).
PD AM	WE	La loi Weibull conduit à la plus faible valeur du CIA et, des lois à deux paramètres, à la plus faible valeur du critère EMVA.
CD CS	NO	Les lois normale et Weibull conduisent aux plus faibles valeurs du CIA et, des lois à paramètres, elles donnent les plus faibles valeurs du critère d'ÉMVA. Malgré le fait que la loi normale se classe deuxième, elle a été choisie car sur le papier de probabilité elle est plus près de l'observation maximum de ces deux échantillon que la loi Weibull. De plus, la statistique du test de Shapiro-Wilk est élevé pour les observations provenant de l'échantillon CD.
LSJ AV TOT	WE	La loi Weibull donnent la plus faible valeur du CIA pour ces 3 bassins versants. Elle conduit également à de faibles valeurs du critère d'ÉMVA sauf en ce qui concerne le bassin TOT. La loi Weibull a été tout de même choisie pour ce bassin par souci de cohérence régionale. La loi normale ainsi que la loi gamma ajustent également bien les données de ces bassins.

# 4 ÉQUIVALENTS EN EAU : Bassins / Fin février

Ce chapitre est consacré à la présentation de l'analyse hydrologique de fréquence des équivalents en eau de la neige au sol à la fin du mois de février pour les huit bassins versants considérés.

## 4.1 Analyse préliminaire des données

Cette section est consacrée aux principales caractéristiques statistiques des séries annuelles de volumes de crue des bassins versants Lac Manouane, Passes-Dangereuses, Amont, Chute du Diable, Chute à la Savane, Lac St-Jean, Aval et Total. Les figures B.1 à B.8 de l'annexe B présentent les courbes chronologiques des huit séries de volumes étudiées. En général, les valeurs d'équivalents en eau à la fin du mois de février sont inférieures à celles des mois de mars et supérieure à celles du mois de janvier. L'année 1987 constitue une exception notable car l'équivalent en eau à la fin du mois de février est supérieur à celui du mois de mars. La fonte de neige de cette année a dû commencer plus tôt que la normale.

Le tableau 4.1 donne les principales caractéristiques statistiques des équivalents en eau à la fin du mois de janvier des huit bassins versants. En examinant ce tableau on peut constater que:

**Tableau 4.1.** Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau à la fin du mois de février des bassins versants.

				STATIS	TIQUES DESCI	RIPTIVES		
Bassin	n	Moy.	Min.	Max.	Éc-Typ.	Cv	Cs	Ck
LM	27	22.57	16.92	28.84	3.07	0.136	0.052	-0.532
PD	27	22.80	17.77	28.53	2.92	0.128	0.031	-0.594
AM	27	22.72	17.86	28.58	2.95	0.130	0.042	-0.588
CD	27	23.26	16.87	31.96	3.89	0.167	0.559	-0.282
CS	27	23.20	15.55	33.06	4.58	0.198	0.421	-0.364
LSJ	27	21.07	16.23	26.56	3.02	0.143	0.353	-0.879
AV	27	21.51	16.67	27.27	3.10	0.144	0.443	-0.836
тот	27	21.78	17.47	27.12	2.92	0.134	0.517	-0.844

- la moyenne et l'écart-type varient peu d'un bassin versant à l'autre. Le bassin de Chute à la Savane (CS) constitue cependant une exception avec un écart-type plus élevé et, par conséquent, un coefficient de variation plus élevé.
- le coefficient d'asymétrie (Cs) divise les bassins en deux sous-groupes : les bassins situés en amont (LM, PD et AM) avec une asymétrie près de zéro et les bassins situés en aval (CS, CD, LSJ et AV) et TOT avec une asymétrie positive. Il est intéressant de remarquer que le coefficient d'asymétrie des équivalents en eau à la fin janvier des bassins en aval est près de zéro (cf. Tableau 3.1).
- le coefficient d'aplatissement est négatif (le Ck de la loi normale est zéro).

Les valeurs des coefficients d'asymétrie Cs et d'aplatissement Ck semblent indiquer une certaine cohérence régionale quant à la forme de la loi de probabilité des équivalents en eau à la fin du mois de février. Cela est indicateur d'une certaine homogénéité régionale de la distribution des équivalents en eau.

La loi normale a un coefficient d'asymétrie nulle et il est donc justifié de considérer la loi normale pour représenter les équivalents en eau pour certains bassins. À titre indicatif, le test de normalité de Shapiro-Wilk (section 2.4.1) a été appliqué aux huit séries d'équivalents en eau. Les résultats confirment l'hypothèse de normalité pour l'ensemble des bassins versants (tableau 4.2).

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 4.2. Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk pour les équivalents en eau de la fin février des bassins versants

	Bassins											
* •	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот				
STAT.	0.961	0.971	0.962	0.971	0.980	0.965	0.962	0.966				
P	(0.420)	(0.646)	(0.436)	(0.658)	(0.857)	(0.501)	(0.436)	(0.521)				

# 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 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

	Bassins												
Test	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот					
W-W	0.028	0.038	0.049	0.478	1.594	0.631	0.807	0.555					
P	(0.978)	(0.970)	(0.961)	(0.633)	(0.111)	(0.528)	(0.420)	(0.579)					
K	0.500	0.542	0.542	0.396	0.459	0.000	0.146	0.042					
P	(0.617)	(0.588)	(0.588)	(0.692)	(0.647)	(1.000)	(0.884)	(0.967)					

Tableau 4.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau de la fin février des bassins versants

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

On constate que les tests de Wald-Wolfowitz et Kendall ne révèlent, pour aucune des séries des équivalents en eau, la présence d'une dépendance ou d'une non-stationnarité. Les séries considérées dans ce chapitre sont donc tout à fait compatibles avec les hypothèses de base de l'analyse de fréquence.

### 4.3 Comparaison des ajustements

Les tableaux 4.4 et 4.5 donnent, pour chaque bassin, les valeurs du critère d'Akaïke (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 4.4 en ombragé.

Les lois ajustées ont été rangées en ordre croissant selon les deux critères calculés (CIA et ÉMVA); les tableaux 4.6 et 4.7 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'Akaïke 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, 1997b). De plus, les méthodes d'estimation des paramètres des lois gamma généralisée (Bassin TOT seulement) et Halphen n'ont pas donné de solutions pour certains échantillons en raison de problèmes numériques ou de convergence.

Tableau 4.4. Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de février des bassins versants.

					В	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот	Моч
2 par.	EXP	153.59	147.29	145.37	160.17	169.89	145.21	145.15	138.90	150.70
	GU	143.30	140.00	140.32	151.20	161.19	138.55	139.40	135.00	143.62
	NO	140.16	137.55	137.98	153.04	161.85	139.36	140.64	137.55	143.52
	LN	140.41	137.81	138.22	151 34	160 67	138.40	139.35	136.06	142.78
	WEI	141.39	138.70	139.19	155.85	163.60	141.51	143.18	140.56	145.50
	GA	140.18	137.60	138.01	151.70	160.78	138.59	139.64	136.44	142.87
	GI	140.71	138.08	138.48	151.09	160.74	138.28	139.10	135,71	142.77
3 par.	LN3	142.12	139.54	139.95	152.93	162.63	140.11	140.65	136.65	144.32
	GEV	141.66	138.95	139.42	152.87	162.49	139.95	140.71	136.93	144.12
	GG	142.07	139.47	139.90	153.03	162.67	140.25	140.92	-	-
	P3	142.12	139.52	139.95	152.75	162 44	139.73	140.14	135.89	144.07
	LP3	142.07	139.48	139.91	153.03	162.65	140.27	140.97	137.26	144.46
	HA	-	-	-	- '	162.60	-	-	-	-
	HB		-		-	-	-	-	-	-
	HB-1	-	-	-	<b>-</b> '		-	-	137.35	-

Tableau 4.5. Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de février des bassins versants.

					В	BASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	TOT	Моч
2 PAR.	EXP	3.26	2.61	2.38	2.59	3.34	2.11	1.95	1.61	2.48
	GU	1.45	0.87	0.88	0.30	0.38	0.60	0.54	0.56	0.70
	NO	0.17	0.19	0.22	0.74	0.71	0.42	0.60	0.67	0.46
	LN	0.23	0.28	0.30	0.57	0.41	0.39	0.48	0.58	0.40
	WEI	0.27	0.27	0.31	0.76	0.80	0.46	0.61	0.65	0.52
	GA	0.19	0.21	0.24	0.49	0.62	0.48	0.51	0.67	0.43
	GI	0.28	0.32	0.34	0.58	0.39	0.44	0.49	0.60	0.43
3 par.	LN3	0.19	0.19	0.24	0.46	0.45	0.51	0.54	0.59	0.39
	GEV	0.20	0.25	0.25	0.57	0.58	0.44	0.48	0.54	0.41
	GG	0.19	0.23	0.24	0.49	0.51	0.48	0.51	-	-
	P3	0.19	0.23	0.24	0.43	0.40	0.54	0.55	0.59	0.40
	LP3	0.19	0.20	0.24	0.55	0.51	0.43	0.46	0.52	0.39
	HA	-	•	-	-	0.50	_	-	-	-
	HB	-	-	-	-	-	-	•	-	-
	HB-1	-	-	-	-	-	-	<del>-</del> .	0.52	

Tableau 4.6 Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les ajustements des équivalents en eau de la fin février des bassins versants.

					B	ASSINS				
	Loi_	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот	Moy
I	(Classe	ment glo	bal des 1:	5 lois de p	robabilité)				-	
2 par.	EXP	12	12	12	12	13	12	12	11	12.0
	GU	. 11	11	11	2	4	3	3	1	5.8
	NO	1	1	1	10	5	5	6	10	4.9
	LN	3	3	3	3	1	2	2	4	2.6
	WEI	5	5	5	11	12	11	11	12	9.0
	GA	2	2	2	4	3	4	4	5	3.3
	GI	4	4	4	1	2	1	1	2	2.4
3 par.	LN3	9	10	9	7	9	8	7	6	8.1
	GEV	6	6	6	6	7	7	8	. 7	6.6
	GG	7	7	7	8	11	9	9	-	-
	<b>P</b> 3	9	9.	9	5	6	6	5	3	6.5
	LP3	7	8	8	8	10	10	10	8	8.6
	HA	-	-	-	-	8	-	-	<b>-</b> .	-
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB-1	-	-	-	-	-	-	-	9	
П	(Classe	ment dist	inguant l	es lois de	probabilite	é à 2 et 3 p	aramètres)	)		
2 PAR.	EXP	7	7	. 7	7	7	7	7	6	6.9
	GU	6	6	6	2	4	3	3	1	3.9
	NO	1	1	1	5	5	5	5	5	3.5
	LN	3	3	3	3	1	2	2	3	2.5
	WEI	5	5	5	6	6	6	6	7	5.8
	GA	2	2	2	4	3	4	4	4	3.1
	GI	4	4	4	1	2	1	1	2	2.4
3 par.	LN3	4	5	4	3	4	3	2	2	3.4
	GEV	1	1	1	2	2	2	3	3	1.9
	GG	2	2	2	4	6	4	4	-	-
	P3	4	4	4	1	1	1	1	1	2.1
	LP3	2	3	3	4	5	5	5	4	3.9
	HA	-	-	-	-	3	-	-	- [	-
	HB	to to	-	_	-	-	•	-	-	
	HB-1	-	-	-	-	-	-	-	5	•

Tableau 4.7. Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les ajustements des équivalents en eau de la fin février des bassins versants.

		Bassins										
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	TOT	Moy		
I	(Classe	ement glo	bal des 15	lois de p	robabilité)							
2 PAR.	EXP	12	12	12	12	13	12	12	12	12.1		
	GU	11	11	11	1	1	11	7	4	7.1		
	NO	1	1	1	10	. 11	2	10	10	5.8		
	LN	8	9	8	7	4	1	2	5	5.5		
	WEI	9	8	9	11	12	6	11	9	9.4		
	GA	2	. 4	2	4	10	7	5	10	5.5		
	GI	10	10	10	9	2	4	4	8	7.1		
3 par.	LN3	2	1	2	3	5	9	7	6	4.4		
	<b>GEV</b>	7	7	7	7	9	4	2	3	5.8		
	GG	2	5	2	4	7	7	5	-	-		
	<b>P3</b>	2	5	2	2	3	10	, 9	6	4.9		
	LP3	2	3	2	6	7	3	1	1	3.1		
	HA	-		-	-	6	-	-	-			
	HB	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
	HB-1	-		-	-	-	-	-	1	-		
п	(Classe	ment dist	tinguant le	es lois de	probabilite	à 2 et 3 p	aramètres)					
2 PAR.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7	7.0		
	GU	6	6	6	1	1	6	4	1	3.9		
	NO	1 .	1	1	5	5	2	5	5	3.1		
	LN	3	4	3	3	3	1	1	2	2.5		
	WEI	4	3	4	6	6	4	6	4	4.6		
	GA	2	2	2	2	4	5	3	5	3.1		
	GI	5	5	5	4	2	3	2	3	3.6		
3 par.	LN3	1	1	1	2	2	4	4	4	2.4		
	GEV	5	5	5	5	6	2	2	3	4.1		
	GG	1	3	1	3	4	-3	3	-			
	P3	1	3	1	1	. 1	5	5	4	2.6		
	LP3	1	2	1	4	4	. 1	1	1	1.9		
	HA	•	-	-	-	3	-	-	-	-		
	HB	-	-	<b>-</b> ,	-	-	-	-	-			
	HB-1	-	-	-	-	-	-	-	1			

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 4.4 à 4.7 sont les suivantes:

- Les lois exponentielle, Weibull, Gumbel, log-normale à 2 paramètres, gamma inverse, log-normale à trois paramètres, Pearson type 3 et log-Pearson type 3 admettent de grandes valeurs de CIA pour l'ensemble des bassins versants situés en amont (LM, PD et AM).
- Les lois exponentielle, normale, Weibull, gamma généralisé et log-Pearson 3 donnent de grandes valeurs de CIA pour l'ensemble des bassins versants situés en aval(CD, CS, LSJ, AV et TOT).
- Les lois Normale, log-normale à 2 paramètres, gamma, gamma inverse, GEV et gamma généralisé admettent de faibles valeurs de CIA pour l'ensemble des bassins versants situés en amont (LM, PD et AM).
- Les lois Gumbel, log-normale à 2 paramètres, gamma, gamma inverse et Pearson type 3 donnent de faibles valeurs de CIA pour l'ensemble des bassins versants situés en aval(CD, CS, LSJ, AV et TOT).
- Les valeurs du CIA des meilleures distributions à deux paramètres sont en général inférieures à celles des meilleures lois à trois paramètres.
- Les valeurs d'ÉMVA des meilleures lois à deux paramètres sont très proches ou inférieure de celles des lois à 3 paramètres bien que ces dernières sont favorisées par ce critère.

### 4.4 Distributions choisies

Les distributions choisies pour les équivalents en eau à la fin du mois de février sont données au tableau 4.8 pour les huit bassins versants. Quelques remarques expliquant les différents

choix y sont aussi données. Nous présentons, à l'Annexe D, les résultats de l'ajustement de la loi normale pour chacun des bassins versants situés en amont et de la loi log-normale à 2 paramètres pour ceux situés en aval (figures D.1 à D.8).

**Tableau 4.8** Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de février des bassins versants

Bassin	Loi choisie	Commentaires
LM		La loi normale conduit aux plus faibles valeurs du CIA et du critère d'ÉMVA pour
PD	NO	ces trois bassins versants. De plus, le coefficient d'asymétrie de ces échantillons est
AM		près de zéro (cf. tableau 4.1) et la valeur de la statistique du test de Shapiro-Wilk (cf. tableau 4.2) est élevée. La loi gamma ajuste également bien les données de ces bassins versants.
CD		En général, les lois log-normale à deux paramètres et gamma inverse conduisent aux
CS		plus faibles valeurs du CIA et, des lois à deux paramètres, aux plus faibles valeurs du critère d'ÉMVA. La loi log-normale à deux paramètres a été favorisée par rapport à
LSJ	LN	la loi gamma inverse car sur le papier de probabilité elle est plus près des données
AV .		maximums que cette dernière. La loi Gumbel donne de bons résultats pour le bassin
тот		TOT mais la loi log-normale à deux paramètres a été choisie afin de maintenir une cohérence régionale des lois.

Ce chapitre est consacré à la présentation de l'analyse hydrologique de fréquence des équivalents en eau de la neige au sol à la fin du mois de mars pour les huit bassins versants considérés.

## 5.1 Analyse préliminaire des données

Cette section est consacrée aux principales caractéristiques statistiques des séries d'équivalent en eau à la fin mars des bassins versants Lac Manouane, Passes-Dangereuses, Amont, Chute du Diable, Chute à la Savane, Lac St-Jean, Aval et Total. Les figures B.1 à B.8 de l'annexe B présentent les courbes chronologiques des huit séries de volumes étudiées. En général, les valeurs d'équivalents en eau à la fin du mois de mars sont supérieures à celles des mois de janvier et février. L'année 1987 constitue une exception notable car l'équivalent en eau à la fin du mois de mars est inférieur à ceux des mois de janvier et de février. La fonte de neige de cette année a dû commencer plus tôt que la normale. Comme nous allons le voir dans ce chapitre, cette donnée va influencer l'ajustement et le choix de la meilleure loi.

Le tableau 5.1 donne les principales caractéristiques statistiques des équivalents en eau à la fin du mois de janvier des huit bassins versants. En examinant ce tableau on peut constater que:

Tableau 5.1. Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau à la fin du mois de mars des bassins versants.

				STATIST	TIQUES DESCI	RIPTIVES		
Bassin	n	Moy.	Min.	Max.	Éc-Typ.	Cv	Cs	Ck
LM	27	26.78	19.46	33.57	3.83	0.143	0.121	-0.476
PD	27	27.14	19.81	33.50	3.56	0.131	0.106	-0.482
AM	27	27.01	19.70	33.36	3.58	0.132	0.159	-0.417
CD	27	27.44	15.85	37.33	4.46	0.162	-0.223	1.101
CS	27	26.89	14.67	36.11	5.28	0.196	-0.165	-0.227
LSJ	27	24.59	12.20	32.51	4.37	0.178	-0.508	1.210
AV	27	25.15	12.89	32.62	4.29	0.171	-0.513	1.339
тот	27	25.56	14.39	32.78	4.04	0.158	-0.351	1.080

- la moyenne et l'écart-type varient peu d'un bassin versant à l'autre. Le bassin de Chute à la Savane (CS) constitue cependant une exception avec un écart-type plus élevé et, par conséquent, un coefficient de variation plus élevé.
- le coefficient de variation (Cv) divise les bassins en deux groupes : les bassins situés en amont (LM, PD et AM) avec Cv≈0.13 et les bassins situés en aval (CD, CS, LSJ et AV) et TOT avec 0.16<Cv<0.20.
- la coefficient d'asymétrie (Cs) divise les bassins en deux sous-groupes: les bassins situés en amont (LM, PD et AM) avec une asymétrie positive et les bassins situés en aval (CS, CD, LSJ et AV) et TOT avec une asymétrie négative. Il est intéressant de remarquer que le coefficient d'asymétrie des équivalents en eau à la fin janvier des bassins en amont est également négatif (cf. Tableau 3.1) et du même ordre de grandeur.
- le coefficient d'aplatissement est négatif pour les bassins situés en amont (LM, PD et AM) et CS et positif pour les bassins situés en aval (CD, LSJ et AV) et TOT (le Ck de la loi normale est zéro).

Les valeurs des coefficients de variation Cv, d'asymétrie Cs et d'aplatissement Ck semblent indiquer une certaine cohérence régionale quant à la forme de la loi de probabilité des équivalents en eau à la fin du mois de mars. Cela est indicateur d'une certaine homogénéité régionale de la distribution des équivalents en eau.

La loi normale a un coefficient d'asymétrie nulle et il est donc justifié de considérer la loi normale pour représenter les équivalents en eau pour certains bassins. À titre indicatif, le test de normalité de Shapiro-Wilk (section 2.4.1) a été appliqué aux huit séries d'équivalents en eau. Les résultats confirment l'hypothèse de normalité pour l'ensemble des bassins versants (tableau 5.2).

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 5.2. Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk pour les équivalents en eau de la fin mars des bassins versants

				BA	SSINS			
	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот
STAT.	0.961	0.971	0.962	0.971	0.980	0.965	0.962	0.966
P	(0.420)	(0.646)	(0.435)	(0.658)	(0.857)	(0.501)	(0.436)	(0.521)

### 5.2 Vérification des hypothèses de base

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 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 5.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau de la fin mars des bassins versants

				J	Bassins			
Test	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот
W-W	0.232	0.860	0.657	0.546	1,990	0.228	0.468	0.272
P	(0.817)	(0.390)	(0.511)	(0.585)	(0.047)	(0.819)	(0.640)	(0.786)
K	1.376	2.293	1.918	1.251	1.251	1.376	1.334	1.459
P	(0.169)	(0.022)	(0.055)	(0.211)	(0.211)	(0.169)	(0.182)	(0.144)

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

On remarque que l'hypothèse de stationnarité de la série PD est rejetée à un niveau de signification de 5%. Elle est toutefois acceptée à un niveau de signification de 1%. Également, les données du bassin AM conduisent presque au rejet à un niveau de signification de 5% de la stationnarité. La stationnarité de ces deux séries est donc douteuse mais on ne conclut pas à la présence d'une tendance dans la série.

On constate aussi que l'hypothèse d'indépendance des données de l'échantillon CS est rejetée à un niveau de signification de 5% mais pas à celui de 1%. Une dépendance dans cette série signifierait que l'accumulation de la neige au cours de l'hiver d'une année donnée est reliée à celle de l'année précédente. Ce genre de phénomène est difficile à expliquer physiquement, d'autant plus que les bassins versants voisins ne présentent pas cette dépendance.

Les équivalents en eau à la fin mars des bassins LM, AM, CD, LSJ, AV et TOT sont donc tout à fait compatibles avec les hypothèses de base de l'analyse de fréquence. Toutefois, les bassins PD et CS rejettent respectivement les hypothèses de d'homogénéité et d'indépendance à un niveau de signification de 5%. En raison de l'absence d'une explication physique à ces phénomènes et au non-rejet des hypothèses à un niveau de 1%, 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.

### 5.3 Comparaison des ajustements

Les tableaux 5.4 et 5.5 donnent, pour chaque bassin, les valeurs du critère d'Akaïke (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 5.4 en ombragé.

Les lois ajustées ont été rangées en ordre croissant selon les deux critères calculés (CIA et ÉMVA); les tableaux 5.6 et 5.7 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).

Les critères d'Akaïke 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, 1997b). De plus, les méthodes d'estimation des paramètres des lois gamma généralisée et Halphen n'ont pas donné de solutions pour certains échantillons en raison de problèmes numériques ou de convergence. Dans le cas de la loi gamma généralisée, les échantillons problématiques ont un coefficient d'asymétrie négatif.

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.

Tableau 5.4. Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des bassins versants.

					Е	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	TOT	Moy
2 PAR.	EXP	167.54	167.61	167.49	192.35	195.20	195.97	195.37	190.37	183.99
	GU	154.44	150.64	150.62	167.42	174.36	168.52	167.72	163.34	162.13
	NO	152.19	148.19	148.43	160.33	169.43	159.27	158.31	155.09	156.41
	LN	152.30	148.30	148.39	162.95	171.68	164.07	162.89	158.28	158.61
	WEI	153.60	149.69	150.20	161.06	169.28	158.57	157.68	155.12	156.90
	GA	152.09	148.12	148.26	161.73	170.56	161.98	160.91	156.85	157.56
	GI	152.61	148.56	148.63	164.56	173.18	166.82	165.48	160.14	160.00
3 par.	LN3	154.08	150.10	150.26	163.04	171.74	165.97	165.24	159.01	159.93
	GEV	153.50	149.51	149.75	162.71	170.53	160 17	159.26	156.49	157.74
	GG	154.04	150.07	150.24	162.26	-	•	-	-	-
	<b>P3</b>	154.07	150.09	150.25	162.23	171.28	160.42	159 52	156 72	158.07
	LP3	154.03	150.06	150,23	164.61	170.98	160.20	166.13	157.84	159.26
	HA	-	•	-	-	-	-	-	- [	-
	HB	-	-	- ,	162.29	171.40	161.18	160.23	157.03	
	<b>HB-1</b>	-	-	-	-		-	-	-	-

Tableau 5.5. Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des bassins versants.

					В	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	TOT	Моч
2 par.	EXP	3.79	3.99	3.88	8.79	8.21	9.36	9.21	8.07	6.91
	GU	0.71	0.72	0.68	2.67	2.03	2.66	2.58	2.03	1.76
	NO	0.60	0.68	0.75	0.84	0.56	0.13	0.33	0.34	0.53
	LN	0.54	0.59	0.62	0.89	0.77	0.74	0.61	0.44	0.65
	WEI	0.72	0.80	0.85	0.89	0.66	0.43	0.68	0.64	0.71
	GA	0.54	8.13	0.70	0.83	0.67	0.29	0.44	0.32	0.56
	GI	0.56	0.61	0.64	1.09	1.01	1.12	0.95	0.54	0.82
3 par.	LN3	0.59	0.67	0.72	0.82	0.55	0.24	0.43	0.34	0.55
	GEV	0.70	0.77	0.82	0.91	0.70	0.43	0.69	0.60	0.70
	GG	0.60	0.68	0.73	0.85	-	-	-	-	-
	P3	0.58	0.66	0.71	0.85	0.60	0.42	0.67	0.56	0.63
	LP3	0.55	0.64	0.71	0.91	0.60	0.76	1.01	0.80	0.75
	HA	-,	-	-	•	-	-	_	•	-
	НВ	-	-	-	0.83	0.66	0.17	0.38	0.42	-
	HB-1		-	-	-	-	_	-	-	-

**Tableau 5.6** Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les ajustements des équivalents en eau de la fin mars des bassins versants.

					В	ASSINS				
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	тот	Moy
I	(Classe	ment glo	bal des 1	lois de p	robabilité)					
2 PAR.	EXP	12	12	12	13	12	12	12	12	12.1
	GU	11	11	11	12	11	11	11	11	11.1
	NO	2	2	3	1	2	2	2	1	1.9
	LN	3	3	2	8	8	8	7	8	5.9
	WEI	6	6	6	2	1	1	1	2	3.1
	GA	1	1	1	3	4	7	6	5	3.5
	GI	4	4	4	10	10	10	9	10	7.6
3 par.	LN3	10	10	10	9	9	9	8	9	9.3
	GEV	5	5	5	7	3	3	3	3	4.3
	GG	8	8	8	5	-	-	-	-	_
	P3	9	9	9	4	6	5	4	4	6.3
	LP3	7	7	7	11	5	4	10	7	7.3
	HA	· •	_	_	-	_	-	-	-	-
	HB	-	-	13	6	7	6	5	6	_
	HB-1	-	-	•	_	-	-	• ,	-	_
II	(Classe	ment dist	inguant l	es lois de	probabilite	éà 2 et 3 p	aramètres)		,	
2 PAR.		7	7	7	7	7	7	7	7	7.0
	GU	6	6	6	6	6	6	6	6	6.0
	NO	2	2	3	1	2	2	2	1	1.9
	LN	3	3	2	4	4	4	4	4	3.5
	WEI	5	5	5	2	1	1	1 .	2	2.8
	GA	1	1	1	3	3	3	3	3	2.3
	GI	4	4	4	5	5	5	5	5	4.6
3 par.	LN3	5	5	5	5	5	5	4	5	4.9
	GEV	1	1	1	4	1	1	1	1	1.4
	GG	3	3	3	2	-	-	-	-	-
	<b>P3</b>	4	4	4	1	3	3	2	2	2.9
	LP3	2	2	2	6	2	2	5	4	3.1
	HA	-	-	-	-	-	_	-	_	-
	НВ		-	_	3	4	4	3	3	_
	HB-1		-	-	_	_	-	_	_	_

Tableau 5.7. Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les équivalents en eau de la fin mars des bassins versants.

	BASSINS									
	Loi	LM	PD	AM	CD	CS	LSJ	AV	TOT	Moy
I	(Classe	ment glo	bal des 1:	5 lois de p	robabilité)					
2 PAR.	EXP	12	12	12	13	12	12	12	12	12.1
	GU	10	9	3	12	11	11	11	11	9.8
	NO	7	6	9	4	2	1	1	2	4.0
	LN	1	1	. 1	7	9	8	5	5	4.6
	WEI	11	11	11	7	5	6	7	9	8.4
	GA	1	6	4	2	7	4	4	1	3.6
	GI	4	2	2	11	10	10	9	6	6.8
3 par.	LN3	6	5	7	1	1	3	3	2	3.5
	<b>GEV</b>	9	10	10	9	8	6	8	8	8.5
	GG	7	6	8	5	- '	-	-	-	-
	P3	5	4	5	5	3	5	6	7	5.0
	LP3	3	3	5	9	3	9	10	10	6.5
	HA	<b>69</b>	-	-	-	-	-	-	-	-
	HB	-	-	13	2	5	2	2	4	-
	HB-1	-	•	-	-	-	-	-	-	-
II	(Classement distinguant les lois de probabilité à 2 et 3 paramètres)									
2 PAR.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7	7.0
	GU	5	5	3	6	6	6	6	6	5.4
	NO	4	3	5	2	1	. 1	1	2	2.4
	LN	1	1	1	3	4	. 4	3	3	2.5
	WEI	6	6	6	3	2	3	4	- 5	4.4
	GA	1	3	4	1	3	2	2	1	2.1
	GI	3	2	2	5	5	5	5	4	3.9
3 par.	LN3	3	3	3	1	1	2	2	1	2.0
	<b>GEV</b>	5	5	5	5	5	4	4	4	4.6
	GG	4	4	4	3	-	-	-	-	-
	<b>P</b> 3	2	2	1	3	2	3	3	3	2.4
	LP3	1	1	1	5	2	5	5	5	3.1
	HA	-	•	•	-	•	-	-	-	-
	HB	-	-	<b>-</b> ,	2	4	1	1	2	-
	HB-1	•	-	•	-		-	-	-	_

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

- Pour les bassins situés en amont (LM, PD et AM), les lois exponentielle, Gumbel,
   Weibull, log-normale à 3 paramètres, gamma généralisée et Pearson type 3 conduisent de grandes valeurs de CIA.
- Pour les bassins situés en aval (LM, PD et AM), les lois exponentielle, log-normale à 2 paramètres, gamma inverse, log-normale à 3 paramètres donnent de grandes valeurs de CIA. Les lois gamma, Pearson type 3 et log-Pearson type 3 conduisent à des valeurs intermédiaires du CIA.
- Pour les bassins situés en amont (LM, PD et AM), les lois normale, log-normale à deux paramètres, gamma, gamma inverse, GEV et log-Pearson type 3 conduisent de faibles valeurs de CIA.
- . Pour les bassins situés en aval (LM, PD et AM), les lois normale, Weibull et GEV et donnent de faibles valeurs de CIA.
- Les valeurs du CIA des meilleures distributions à deux paramètres sont en général inférieures à celles des meilleures lois à trois paramètres
- Les valeurs d'ÉMVA des meilleures lois à deux paramètres sont souvent inférieures à celles des lois à 3 paramètres bien que ces dernières sont favorisées par ce critère.

### 5.4 Distributions choisies

Comme il a été mentionné à la section 2.5.3, pour chaque bassin, les ajustements des lois retenues à la section 5.3 (cf. tableau 5.4) 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 temporelle et de la régionalisation des lois.

La distribution choisie pour représenter les équivalents en eau à la fin mars ainsi que quelques commentaires sont donnés aux tableaux 5.8. Les figures 5.1 à 5.8 donnent les résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres pour les bassins situés en amont (LM, PD et AM) et de la loi normale pour les bassins situés en aval (CD, CS, LSJ, AV et TOT).

**Tableau 5.8** Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de mars des bassins versants

Bassin	Loi choisie	Commentaires						
LM		La loi gamma conduit aux plus faibles valeurs du CIA et la loi log-normale à deux						
PD	LN	paramètres aux plus faibles valeurs du critère d'ÉMVA. La loi normale donne des						
AM		résultats intermédiaires. L'examen graphique des trois lois sur papier de probabilité montre que la loi log-normale à deux paramètres ajuste mieux les plus grandes données et permet de conserver la cohérence temporelle des quantiles du mois de mars et de février.						
CD		Les lois normale et Weibull donnent les plus faibles valeurs du CIA et, des lois à 2						
CS		paramètres, les plus faibles valeurs du critère d'ÉMVA. Les échantillons de ces						
LSJ	NO	bassins versants sont particulièrement touchés par la faible valeur d'équivalents en eau de 1987. L'examen graphique de l'ajustement de la loi Weibull montre qu'elle						
AV		est très influencée par cette faible observation au détriment des grandes. Pour cette						
TOT		raison, la loi Weibull a été écartée de notre choix.						

# 6 ÉQUIVALENTS EN EAU : Stations / Fin mars

Ce chapitre est consacré à la présentation de l'analyse hydrologique de fréquence des équivalents en eau de la neige au sol à la fin du mois de mars pour les dix-neuf stations nivométriques considérés.

## 6.1 Analyse préliminaire des données

Cette section est consacrée aux principales caractéristiques statistiques des séries d'équivalent en eau à la fin mars des stations nivométriques du réseau météorologique du Saguenay - Lac St-Jean. Le tableau 5.1 donne les principales caractéristiques statistiques des équivalents en eau de ces stations nivométriques.

**Tableau 6.1.** Statistiques descriptives des séries des équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques.

		STATISTIQUES DESCRIPTIVES							
Station	n	Moy.	Min.	Max.	Éc-Typ.	Cv	Cs	Ck	
BG	26	21.67	0.00	32.51	6.82	0.315	-1.341	3.076	
BN	27	25.25	18.29	30.23	3.20	0.127	-0.429	-0.573	
BS	27	23.44	7.11	32.00	6.06	0.258	-0.706	0.512	
KM36	27	24.59	8.89	33.53	5.63	0.229	-0.804	0.878	
<b>KM66</b>	27	23.09	12.70	30.99	4.73	0.205	-0.019	-0.682	
KM85	22	19.86	8.64	26.42	4.42	0.223	-0.603	0.457	
LA	27	28.52	19.30	38.10	5.11	0.179	0.125	-0.772	
LB	26	27.27	21.34	32.51	3.79	0.139	0.026	-1.355	
LCA	27	27.75	21.84	32.51	2.98	0.107	-0.200	-0.756	
LCH	27	23.19	10.92	32.00	5.00	0.216	-0.404	-0.024	
LCO	27	22.17	8.64	35.05	6.51	0.294	-0.460	0.154	
LCY	26	24.10	7.62	34.04	5.61	0.233	-0.544	1.804	
LGP	25	27.27	16.26	37.59	5.74	0.210	0.161	-0.638	
LL	26	28.16	21.84	36.07	3.88	0.138	0.458	-0.810	
LMA	26	29.33	24.38	37.08	3.55	0.121	0.191	-0.840	
LM	26	27.27	16.26	35.05	5.20	0.191	-0.508	-0.056	
LP	25	27.20	21.59	33.53	3.43	0.126	0.138	-0.889	
PD	27	26.41	14.73	38.10	4.69	0.177	0.282	1.857	
RS	27	29.74	16.26	41.66	5.60	0.188	-0.046	0.214	

Les principaux points à souligner concernant les caractéristiques statistiques des données sont:

- la taille des échantillons est située entre 22 et 27.
- une certaine variabilité de la moyenne est présente dans les séries avec les stations ayant une faible moyenne (entre 20 et 25 cm) et celles ayant une grande moyenne (entre 27 et 29 cm). Cette variation de la moyenne s'explique en examinant les valeurs minimums des séries. En effet, les stations ayant une faible moyenne ont été beaucoup plus affectées par la faible valeur de l'équivalent en eau de la neige au sol de 1987 qui correspond sans doute à un printemps précoce.
- La station BG (Barrière Gervais) contient une valeur nulle. La présence de zéros dans un échantillon est problématique pour l'ajustement de certaines lois qui n'admettent que des valeurs positives. Pour remédier à ce problème, cette valeur a été remplacée par une faible valeur (0.01 cm). Deux lois mixtes (Weibull mixte et log-normale mixte) tenant compte des zéros dans une série ont été également considérées et sont présentées de manière succincte à la section 6.3.
- les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement sont parfois négatifs et parfois positifs. Le coefficient d'asymétrie est négatif pour les stations affectées par la faible valeur d'équivalents en eau de 1987.

La loi normale a un coefficient d'asymétrie nulle et il est donc justifié de considérer la loi normale pour représenter les équivalents en eau pour certaines stations nivométriques. À titre indicatif, le test de normalité de Shapiro-Wilk (section 2.4.1) a été appliqué aux dixneuf séries d'équivalents en eau (tableau 6.2).

Tableau 6.2. Résultats du test de normalité de Shapiro-Wilk pour les équivalents en eau à la fin mars des stations nivométriques

Station	S <sub>TAT</sub> .	P	Station	Stat.	P
BG	0,909	0.026	LCO	0.956	0.315
BN	0.960	0.398	LCY	0.941	0.153
BS	0.948	0.211	LGP	0.969	0.638
KM36	0.952	0.258	LL	0.949	0.240
KM66	0.962	0.430	LMA	0.940	0.142
KM85	0.964	0.570	LM	0.951	0.259
LA	0.970	0.625	LP	0.967	0.589
LB	0.918	0.042	PD	0.942	0.149
LCA	0.959	0.369	RS	0.987	0.974
LCH	0.977	0.791			

Les résultats confirment l'hypothèse de normalité pour 17 des 19 stations nivométriques. 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.

# 6.2 Vérification des hypothèses de base

Le tableau 6.3 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'équivalents en eau à la fin du mois de mars. 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 6.3. Résultats des tests d'indépendance (W-W) et de stationnarité (K) pour les équivalents en eau à la fin mars des stations nivométriques

	Wald-W	olfowitz	Kene	dall
Station	Statistique  U	p	Statistique  K	p
BG	0.046	0.964	1.940	0.052
BN	0.308	0.758	1.001	0.317
BS	0.624	0.532	2.043	0.041
KM36	1.643	0.100	0.709	0.478
KM66	1.802	0.071	1.626	0.104
KM85	1.530	0.126	0.592	0.554
LA	1.829	0.067	1.001	0.317
LB	0.260	0.795	1.763	0.078
LCA	1.816	0.069	0.438	0.662
LCH	0.049	0.961	1.543	0.123
LCO	1.004	0.315	0.959	0.338
LCY	0.100	0.920	1.697	0.090
LGP	0.978	0.328	1.308	0.191
LL	1.530	0.126	1.212	0.225
LMA	0.668	0.504	1.080	0.280
LM	0.383	0.702	0.198	0.843
LP	0.132	0.895	1.938	0.053
PD	0.765	0.444	1.730	0.084
RS	0.034	0.973	0.042	0.967

On remarque que l'hypothèse de stationnarité de la série BS (Barrière Sud) est rejetée à un niveau de signification de 5%. Elle est toutefois acceptée à un niveau de signification de 1%. Aucun déplacement de station ou modification de l'instrumentation pouvant expliquer une non-stationnarité n'a eu lieu. La stationnarité de cette série est donc douteuse mais, faute d'explication physique, on ne conclut pas à la présence d'une tendance dans la série.

Les séries considérées dans ce chapitre (sauf BS) sont tout à fait compatibles avec les hypothèses de base de l'analyse de fréquence. La série BS est peut-être non stationnaire et il faut donc interpréter les résultats de l'ajustement à cet échantillon avec prudence.

### 6.3 Comparaison des ajustements

Les tableaux 6.4 et 6.5 donnent, pour chaque bassin, les valeurs du critère d'Akaïke (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 6.4 en ombragé.

Les lois ajustées ont été rangées en ordre croissant selon les deux critères calculés (CIA et ÉMVA); les tableaux 6.6 et 6.7 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'Akaïke 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, 1997b). De plus, les méthodes d'estimation des paramètres des lois gamma généralisée, log-Pearson type 3 (BG) et Halphen n'ont pas donné de solutions pour certains échantillons en raison de problèmes numériques ou de convergence.

Tableau 6.4. Valeurs du critère d'Akaïke (CIA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques.

<del></del>						Bas	SINS	<u>"</u>			
	Loi	BG	BN	BS	KM36	KM66	KM85	LA	LB	LCA	LCH
2 PAR.	EXP	211.65	164.80	210.87	208.74	186.42	156.42	180.01	150.57	155.99	195.42
	GU	174.98	148.39	186.14	183.01	166.70	137.72	169.08	155.67	142.73	173.37
	NO	160.89	142.42	176.91	172.95	163.48	130.83	167.68	146.10	138.52	166,57
	LN	227.10	144.16	186.67	181.66	164.75	135.92	167.72	146.16	139.29	170.93
	WEI	172.42	140,79	175.67	171.09	163.55	129.62	168.50	146.41	138.28	165.56
	GA	193.54	143.45	182.38	177.98	163.97	133.71	167.48	146.03	138.94	168.97
	GI	295.43	144.94	192.69	186.60	165.87	138.80	168.08	146.31	139.68	173.50
3 par.	LN3	171.45	146.49	188.45	190.83	165.49	137.48	169.53	148.07	140.92	170.66
	GEV	160.82	141.26	173.40	171.35	164.39	130.22	168.93	147.32	139.53	166.82
	GG	-	142.60	-	-	-	-	169.43	147.96	-	167.40
•	<b>P3</b>	158.67	143.17	176.07	171.85	165.48	131.30	169.48	148.00	140.25	167.67
	LP3	-	143.22	172.50	168.17	165.22	130.31	169.45	148.02	140.23	167.02
	HA	-	-	-	•	-	-	-	148.03	-	-
	HB	-	-	178.66	174.72	165.43	132.71	-		•	168.49
	HB-1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-					BAS	SINS				
	Loi	LCO	LCY	LGP	LL	LMA	LM	LP	PD	RS	Moy.
2 par.	EXP	200.72	203.75	175.98	153.87	141.17	182.75	142.25	192.75	200.49	179.72
	GU	187.76	176.24	166.87	145.50	142.99	169.26	140.76	167.72	177.46	163.81
	NO	180.81	166.45	161,30	147.28	142.69	162.49	135.59	163.04	172.61	157.82
	LN	188.28	175.88	161.44	146.03	142.33	166.10	135.42	164.20	174.50	164.13
	WEI	180.09	166.29	161.89	149.91	144.54	161.00	136.92	165.74	173.24	158.50
	GA	184.88	171.60	161.09	146,33	142,35	164.58	135,37	163.35	173.48	161.03
	GI	192.72	182.10	162.03	145.77	142.33	167.90	135.50	165.58	175.95	169.57
3 PAR.	LN3	185.56	174.55	163.10	147.24	144.27	167.67	137.39	164.84	174.63	162.56
	GEV	182.00	167.48	162.60	147.31	143.94	161.77	136.81	165.44	174.65	158.21
	GG	181 48	168.27	162.99	147.51	144.31	162.79	137.37	165.04	174.59	-
	<b>P3</b>	181.85	167.76	163.06	146.83	144.44	163.10	137.32	164.86	174.60	158.72
	LP3	182.12	155.17	162.99	147.58	144.31	162.92	137.37	166.95	174.63	-
	HA	-	-	-	-	144.28	-	137.35	•	-	-
	нв	182.71	168.20	162.98	-	-	164.42	-	164.99	174.58	_
	HB-1	-	-	-	-	•	-	-	<u>-</u>	-	-

Tableau 6.5. Valeurs d'écart moyen en valeur absolue (ÉMVA) pour les lois ajustées aux équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques.

						BAS	SINS				
-	Loi	BG	BN	BS	KM36	KM66	KM85	LA	LB	LCA	LCH
2 PAR.	EXP	18.86	4.86	12.53	12.60	6.51	8.51	4.91	2.95	3.69	9.11
	GU	7.30	1.68	4.03	4.34	1.21	2.81	1.05	4.73	1.31	2.88
	NO	1.55	0.29	0.91	0.72	0.55	0.30	0.59	0.80	0.40	0.53
	LN	74.28	0.57	2.78	2.60	0.60	1.43	0.70	0.83	0.58	1.43
	WEI	3.55	0.16	0.76	0.43	0.62	0.17	0.57	0.77	0.24	0.34
	GA	11.74	0.43	1.80	1.60	0.58	0.80	8.78	0.82	8.03	0.99
	GI	29.77	0.64	4.43	3.72	0.75	2.00	0.82	0.85	0.61	1.90
3 par.	LN3	2.26	0.49	1.44	1.16	0.55	0.66	0.63	0.81	0.48	0.82
	<b>GEV</b>	0.73	0.23	0.68	0.50	0.72	0.39	0.74	0.75	0.32	0.26
	GG	•	0.22	-	-	-		0.63	0.80	-	0.32
	P3	0.62	0.12	0.71	0.44	0.54	0.13	0.60	0.84	0.30	0.33
	LP3		0.14	0.56	0.66	0.53	0.29	0.61	0.82	0.35	0.25
	HA	-	-	-	-	-	-	-	0.82	-	-
	HB	- ,	-	0.82	0.62	0.56	0.24	-	-	-	0.46
	HB-1	-	-	•	-	-	-	-	-	_	-
						BAS	SINS				
	Loi	LCO	LCY	LGP	LL	LMA	LM	LP	PD	RS	Moy.
2 PAR.	EXP	9.54	12.30	5.92	2.78	2.39	7.28	2.76	8.03	9.22	6.99
	GU	4.06	3.43	4.12	0.83	1.06	2.67	2.60	2.03	2.18	2.61
	NO	0.87	0.52	0.97	0.70	0.38	0.41	0.33	1.54	0.49	0.63
	LN	3.21	1.59	1.09	0.74	0.47	1.01	0.38	1.29	0.60	1.22
	WEI	0.49	0.82	0.95	0.68	0.43	0.43	0.36	1.74	0.68	0.59
	GA	1.95	0.68	0.96	8.54	0.36	0.61	0.37	1.37	0.34	0.87
	GI	4.65	3.09	1.25	0.76	0.47	1.34	0.42	1.18	0.78	1.65
3 par.	LN3	1.18	0.60	1.02	0.81	0.52	0.63	0.36	1.46	0.47	0.78
	GEV	0.61	0.81	1.13	0.79	0.38	0.71	0.45	1.51	0.45	0.64
	GG	0.36	0.83	1.02	0.81	0.40	0.56	0.37	1.47	0.54	-
	<b>P3</b>	0.45	0.91	1.00	0.77	0.39	0.36	0.38	1.47	0.51	0.57
	LP3	0.77	1.90	0.96	0.77	0.40	0.33	0.36	1.63	0.58	-
	HA	-	-	-	-	0.41	-	0.36	-	-	-
	HB	0.70	0.62	1.01	-	-	0.37	-	1.50	0.53	-
	HB-1	-	-	-	-	•	-	-	-	-	-

Tableau 6.6 Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les ajustements des équivalents en eau à la fin mars des stations.

						BAS	SINS				
<u></u>	Loi	BG	BN	BS	KM36	KM66	KM85	LA	LB	LCA	LCH
I	(Classe	ment glo	bal des 1	5 lois d	e probabili	té)	<del>-</del> -		-		
2 PAR.	EXP	8 .	12	12	12	12	12	12	12	11	13
	GU	6	11	8	9	11	10	7	13	10	11
	NO	3	3	5	5	. 1	4	2	2	2	2
	LN	9	8	9	8	5	8	3	3	4	10
	WEI	5	1	3	2	2	1	5	5	1	1
	GA	7	7	7	7	3	7	1	1	3	8
	GI	10	9	11	10	10	11	4	4	6	12
3 par.	LN3	4	10	10	11	9	9	11	11	9	9
	<b>GEV</b>	2	2	2	3	4	2	6	6	5	3
	GG	. •	4	-	-	-	-	8	7	-	5
	<b>P3</b>	1	5	4	4	8	5	10	8	8	6
	LP3	-	6	1	1	6	3	9	9	7	4
	HA		-	-	-	-	-	-	10	-	-
	HB	-	-	6	6	7	6	-	-	<b>-</b> '	7
	HB-1	-	-	-	-	-	-	-	-		-
П	(Classe	ment dis	tinguant	les lois	de probabi	lité à 2 et	3 <b>paramè</b> ti	res)	· · · · · ·		
2 PAR.	EXP	5	7	7	7	7	7	7	6	7	7
	GU	3	6	4	5	6	5	6	7	6	5
	NO	1	2	2	2	1	2	2	2	2	<b>2</b> <sup>-</sup>
	LN	6	4	5	4	4	4	3	3	4	4
	WEI	2	1	1	1	2	1	5	5	1	1
	GA	4	3	3	3	3	3	1	1	3	3
	GI	7	5	6	6	5	6	4	4	5	6
3 PAR.	LN3	3	5	5	5	. 5	5	.5	6	4	6
	GEV	2	1	2	2	. 1	1	1	1	1	1
	GG	-	2	-	-	-	-	2	2	-	3
	<b>P3</b>	1	3	3	3	4	3	4	3	3	4
	LP3	-	4	1	1	2	2	3	4	2	2
	HA	-	•		-	-		-	5	-	-
	HB	•	-	4	4.	3	4	•	-	-	5
	HB-1	•	-	-	-	-	-	-	-	-	_

Tableau 6.6 (suite) Rangs correspondant aux critères d'Akaïke (CIA) (classements I et II) pour les ajustements des équivalents en eau à la fin mars des stations.

						BAS	SINS		_		
	Loi	LCO	LCY	LGP	LL	LMA	LM	LP	PD	RS	Моч
I	(Classe	ement glo	bal des 1	5 lois de	probabili	ité)					
2 PAR.	EXP	13	13	13	12	1	13	13	13	13	11.6
	GU	10	11	12	.1	6	12	12	12	12	9.7
	NO	2	3	2	7	5	3	4	1	1	3.0
	LN	11	10	3	3	2	9	2	3	4	6.0
	WEI	1	2	4	11	13	1	6	10	2	4.0
	GA	8	8	1	4	4	8	1	2	3	4.7
	GI	12	12	5	2	2	11	3	9	11	8.1
3 par.	LN3	9	9	11	6	8	10	11	4	8	8.9
	<b>GEV</b>	5	4	6	8	7	2	5	8	10	4.7
	GG	3	7	8	9	10	4	9	7	6	-
	<b>P3</b>	4	5	10	5	12	6	7	5	7	6.3
	LP3	6	1	8	10	10	5	9	11	8	-
	HA		· •	-	-	9	-	8	-	-	-
	HB	7	6	7	-		7	•	6	5	-
	HB-1	-	-	-		-	-	- ,	-	-	-
II	(Classe	ement dis	tinguant	les lois de	probabi	lité à 2 et :	3 paramèt	res)			
2 PAR.	EXP	7	7	7	7	1	7	7	7	7	6.5
	GU	4	5	6	1	6	6	6	6	6	5.2
	NO	2	2	2	5	5	2	4	1	1	2.2
	LN	5	4	3	3	2	4	2	3	4	3.7
	WEI	. 1	1	4	6	7	1	5	5	2	2.7
	GA	3	3	1	4	. 4	3	1	2	3	2.7
	GI	6	6	5	2	2	5	3	4	5	4.8
3 par.	LN3	6	6	6	2	2	6	6	1	4	4.6
	GEV	3	2	1	. 3	1	1	1	5	6	1.9
	GG	1	5	3	4	4	2	4	4	2	-
	P3	2	3	5	- 1	6	4	2	2	3	3.1
	LP3	4	1	3	5	4	3	4	6	4	-
	HA	-	-	•	<u>.</u> ·	3	-	3	-	-	-
	HB	5	4	2	-	-	5	-	3	1	-
	HB-1	-	-	-		_	-	-	-	_	-

Tableau 6.7. Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les ajustements des équivalents en eau à la fin mars des stations.

						BAS	SINS				
	Loi	BG	BN	BS	KM36	KM66	KM85	LA	LB	LCA	LCH
· 1	(Classe	ment glo	obal des 1	5 lois de	e probabili	té)					
2 par.	EXP	8	12	12	12	12	12	12	12	11	13
	GU	6	11	10	11	11	11	11	13	10	12
	NO	3	6	6	6	3	5	2	3	5	7
	LN	10	9	9	9	7	9	8	9	7	10
	WEI	5	3	4	1	8	2	1	2	1	5
	GA	7	7	8	8	6	8	5	6	8	9
	GI	9	10	11	10	10	10	10	11	8	11
3 par.	LN3	4	8	7	7	3	7	5	5	6	8
	GEV	2	5	2	3	9	6	9	1	3	2
	GG	-	4	-	-	-	-	5	3	· <b>-</b>	3
-	<b>P3</b>	1	1	3	2	2	1	3	10	2	4
	LP3	-	2	1 .	5	1	4	4	6	4	1
	HA	-	-	-	-	-	-	-	6	-	
	HB	-	-	5	4	5	3	-	-	-	6
	HB-1	-	-	-	-	-	-	-		. <b>-</b>	-
п	(Classe	ment dis	tinguant	les lois	de probabi	lité à 2 et	3 paramèt	res)			
2 PAR.	EXP	5	7	. 7	7	7	7	7	6	7	7
	GU	3	6	5	6	6	6	6	7	6	6
	NO	1	2	2	2	1 .	2	2	2	2	2
	LN	7	4	4	4	3	4	4	4	3	4
	WEI	2 .	1	1	1	4	1	1	1	1	1
	GA	4	. 3	3	3	2	3	3	3	4	3
	GI	6	5	6	5	5	5	5	5	4	5
3 par.	LN3	3	5	5	5	3	5	3	3	4	6
	GEV	2	4	2	2	5	4	5	1	2	2
	GG	-	3	6	6	6	6	3	2	-	3
	<b>P</b> 3	1	1	3	1	2	1	1	6	1	4
	LP3	•	2	1	4	1	3	2	4	3	1
	HA	•	-	•	-	-	<b>E</b> 2	<b>105</b>	4	-	-
	нв	-	-	4	3	4	2	-	-		5
	HB-1	-	_	-	-	_	-	_	_		_

Tableau 6.7 (suite) Rangs correspondant aux critères d'ÉMVA (classements I et II) pour les ajustements des équivalents en eau à la fin mars des stations.

						BAS	SINS				
	Loi	LCO	LCY	LGP	LL	LMA	LM	LP	PD	RS	Moy
I	(Class	ement glo	bal des 1	5 lois de	probabil	ité)					
2 PAR.	EXP	13	13	13	12	13	13	13	13	13	12.2
	GU	11	12	12	11	12	12	12	12	12	11.2
	NO	7	1	4	2	2	4	1	9	4	4.2
	LN	10	9	9	3	9	10	8	2	9	8.2
	WEI	3	6	1	1	8	5	2	11	10	4.2
	GA	9	4	2	8	1	7	6	3	1	5.9
	GI	12	11	11	4	9	11	10	1	11	9.5
3 par.	LN3	8	2	7	8	11	8	2	4	3	5.9
	GEV	4	5	10	7	2	9	11	8	2	5.3
	GG	1	7	7	8	5	6	6	5	7	-
	<b>P3</b>	2	8	5	5	4	2	8	5	5	3.8
	LP3	6	10	2	5	5	1	2	10	8	-
	HA	-	-	-	-	7	-	2	-	-	-
	HB	5	3	6	-	-	3	-	7	6	-
	HB-1	-	-	-	-		-	-	-	-	-
п	(Classe	ement dis	tinguant	les lois de	probabi	lité à 2 et :	3 paramè	tres)			
2 par.	EXP	7	7	7	7	7	7	7	7	7	6.8
	GU	5	6	6	6	6	6	6	6	6	5.8
	NO	2	1 .	3	2	2	1	1	4	2	1.9
	LN	4	4	4	3	4	4	4	2	3	3.8
	WEI	1	3	1	1	3	2	2	5	4	1.9
	GA	3	2	2	5	1	3	3	3	1	2.8
	GI	6	5	5	4	4	5	5	1	5	4.8
3 par.	LN3	6	1	4	4	6	5	1	1	2	3.8
	GEV	3	3	6	3	1	6	6	5	1	3.3
	GG	1	4	4	4	3	4	4	2	5	-
	P3	2	5	2	1	2	2	5	2	3	2.4
	LP3	5	6	1	1	3	1	1	6	6	-
	HA	-	•	-	-	5	-	1	-	-	-
	HB	4	2	3	• '		3	-	4	4	-
	HB-1	-	-	-	-	-	_	-	-	-	

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les lois Weibull mixte et log-normale mixte adaptées pour les séries contenant des zéros ont été utilisées pour ajuster la série BG (Barrière Gervais). En effet, on ne peut pas appliquer une loi usuelle à une série contenant des zéros, spécialement lorsque la distribution implique une transformation logarithmique (lois log-normale, log-Pearson, etc.). Il faut alors considérer un modèle qui tient compte du caractère dichotomique de la variable aléatoire qui peut être soit nulle ou soit strictement positive. Nous présentons dans ce qui suit une brève description du modèle de loi mixte permettant de traiter des échantillons comportant des valeurs nulles. Ce modèle est présenté en détail par Joseph (1970).

Considérons un échantillon de n variables aléatoires classées en ordre croissant,  $X_1 = X_2 = \cdots = X_{n_0} \le X_{n_0+1} \le X_{n_0+1} \le \cdots \le X_n$ , contenant  $n_0$  valeurs nulles et n -  $n_0$  valeurs strictement positives. Les valeurs nulles étant réelles, il est souhaitable de les inclure dans l'analyse. Pour traiter ce type de problème, on peut utiliser un modèle mixte combinant une distribution discrète et une distribution continue. La loi discrète est ici une distribution de Bernouilli qui représente l'appartenance à un des deux types de données : valeur nulle ou strictement positive. La loi continue est une distribution conditionnelle permettant de représenter les n -  $n_0$  valeurs strictement positives. La fonction de répartition d'une telle loi mixte s'exprime de la manière suivante :

$$G(x; p, \underline{\theta}) = \operatorname{Prob}\left\{X \le x\right\} = \begin{cases} p & \text{si } X = 0\\ p + (1-p)F(x; \underline{\theta}) & \text{si } X > 0 \end{cases}$$

$$(6.1)$$

où p est le paramètre de la loi de Bernouilli et correspond à la probabilité d'occurrence d'une observation nulle. Le vecteur  $\underline{\theta}$  est le vecteur de paramètres de la distribution continue qui représente les données strictement positives.

Pour appliquer ce modèle, il faut choisir une distribution pour représenter les données positives. Nous avons considérer, dans la présente étude, les lois log-normale et Weibull. Ces deux modèles sont disponibles dans le logiciel AJUST. L'estimation des paramètres est effectuée en deux étapes à partir de la méthode du maximum de vraisemblance : l'estimation du paramètre p et ensuite l'estimation des paramètres  $\underline{\theta}$ . L'estimateur du maximum de vraisemblance de p est  $n_0/n$  (cf. Joseph, 1970). L'estimateur de  $\underline{\theta}$  est obtenu en appliquant la méthode du maximum de vraisemblance usuelle à la loi continue, mais en ne considérant que les observations positives (les principales références sont données au Tableau 2.1, pour les lois log-normale et Weibull).

Les valeurs du CIA pour les lois mixtes Weibull et log-normale sont respectivement 160.68 et 167.09 pour la série BG (Barrière Gervais). Quant au critère d'ÉMVA, les valeurs obtenues sont respectivement 0.49 et 1.91. La loi Weibull mixte conduit donc au meilleur résultat selon le critère d'ÉMVA et de CIA. La loi log-normale mixte se classe bien relativement aux autres lois mais elle est quand même inférieure aux lois normale, GEV et Pearson type 3.

Le critère ÉMVA a tendance à donner des valeurs inférieures pour les lois à 3 paramètres puisque ces lois sont plus souples. Toutefois, le critère ÉMVA ne tient pas compte du principe de parcimonie. 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 6.4 à 6.7 sont les suivantes:

- En général, les lois exponentielle, Gumbel, gamma inverse et log-normale à 3 paramètres ne conduisent pas à de bons résultats.
- Les lois normale et Weibull donnent les meilleurs résultats.
- Les lois log-normale à deux paramètres, gamma, GEV, Pearson type 3 et log-Pearson type 3 donnent des résultats intermédiaires.
- Les lois normale et Weibull ont des valeurs plus faibles du CIA que les lois à 3 paramètres. Cela indique que les lois à 2 paramètres sont plus appropriées pour représenter les séries étudiées.
- Les valeurs d'ÉMVA des lois normale et Weibull sont très proche ou même parfois inférieures à celles de certaines lois à 3 paramètres bien que ces dernières sont favorisées par ce critère.

## 6.4 Distributions choisies

Les distributions choisies pour les équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques sont données au tableau 6.8 pour les huit bassins versants. Quelques remarques expliquant les différents choix y sont également données. Nous présentons aussi, dans ce qui suit, les résultats de l'ajustement de la loi sélectionnée pour les stations nivométriques incluses dans l'étude (figures 6.1 à 6.19).

**Tableau 6.8** Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques

Bassin	Loi choisie	Commentaires
BG	WE-mixte	La loi Weibull mixte donne les plus faibles valeurs du CIA et du critère d'ÉMVA. Elle est, de plus, adaptée pour les échantillons ayant des valeurs nulles
BN	NO	Pour cette série, la loi Weibull conduit à la plus faible valeur du CIA. Toutefois, cette loi donne un quantile décamillénaire trop faible par rapport aux stations voisines. Le choix s'est donc arrêté sur la loi normale qui donne les secondes valeurs les plus faibles des lois à deux paramètres pour le CIA et l'ÉMVA. De plus, le quantile décamillénaire de la loi normale est en cohérence avec ceux des stations voisines
BS	Р3	Une loi à trois paramètres est nécessaire pour bien ajuster cet échantillon. Cela est en partie causé par la faible valeur de 1987. La loi Pearson type 3 ne conduit pas aux plus faibles valeurs du CIA et d'ÉMVA comme les lois GEV et log-Pearson type 3 mais ces deux dernières lois donnent des quantiles décamillénaires trop faibles par rapport à ceux des stations voisines.
КМ36	Р3	Cette série nécessite une loi à trois paramètres pour bien ajuster la faible valeur de 1987. Les lois GEV, log-Pearson type 3 et Pearson type 3 conduisent aux plus faibles valeurs du CIA et d'ÉMVA. Toutefois, l'ajustement des lois GEV et log-Pearson type 3 conduisent à des quantiles de grande période de retour plus faibles que les plus grandes valeurs de la série.
KM66	NO	La loi normale conduit à la plus faible valeur du CIA et la plus faible valeur d'ÉMVA pour les lois à deux paramètres. La loi Weibull donne également un bon ajustement.
KM85	NO	La faible valeur de 1987 fait en sorte que les lois à deux et trois paramètres conduisent à des valeurs similaires de CIA. Des lois à 2 paramètres, les lois Weibull et normale se classent respectivement première et deuxième en terme du CIA et d'ÉMVA. La loi normale a été préférée pour cette série afin de conserver une cohérence régionale des lois. Toutefois, il est important de mentionner que la loi Weibull constitue aussi un bon ajustement.
LA	NO	Les lois gamma et normale conduisent aux plus faibles valeurs du CIA et d'ÉMVA. Cependant, le tracé des ajustements sur papier de probabilité montre que la loi normale est plus près de l'observation maximum que la loi gamma
LB	МО	Les lois gamma, normale et log-normale donnent les valeurs les plus faibles du CIA. Cette série a 3 valeurs égales comme valeur maximum. Cela constitue une difficulté lors de l'examen graphique des résultats. En effet, ces trois valeurs produisent un plateau. La loi normale a été finalement choisie car la courbe de cette loi passe au centre du plateau.
LCA	NO	Les lois Weibull et normale conduisent aux plus faibles valeurs du CIA et aux plus faibles valeurs d'ÉMVA pour les lois à deux paramètres. La loi normale a été sélectionnée par souci de cohérence régionale des lois. La loi Weibull aurait constitué un excellent choix également.

Tableau 6.8 (suite) Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques

Bassin	Loi choisie	Commentaires
LCH	NO	Les lois Weibull et normale conduisent aux plus faibles valeurs du CIA et aux plus faibles valeurs d'ÉMVA pour les lois à deux paramètres. La loi normale a été sélectionnée par souci de cohérence régionale des lois et elle conduit également à un quantile décamillénaire plus en accord avec les stations nivométriques voisines. La loi Weibull aurait constitué un excellent choix également.
LC0	NO	Les lois Weibull et normale conduisent aux plus faibles valeurs du CIA et aux plus faibles valeurs d'ÉMVA pour les lois à deux paramètres. Sur papier de probabilité, la courbe de la loi normale est plus près de l'observation maximum que la courbe de la loi Weibull. Pour cette raison, la loi normale a été préférée.
LCY	NO	La loi log-Pearson type 3 donne la plus faible valeur du CIA mais, après examen graphique et des autres valeurs du CIA pour les autres lois, il semble que cette valeur soit anormale et reliée à un problème numérique. Elle a donc été éliminée de la comparaison. Cet échantillon est particulier en raison de la faible observation de 1987. L'examen graphique des courbes d'ajustement de ces deux lois montre que la loi normale ajuste le mieux l'ensemble des données. La loi Weibull donne un bon ajustement aussi.
LGP	NO	Les lois gamma et normale donnent les plus faibles valeurs du CIA. La courbe d'ajustement de la loi normale est plus près des grandes observations que celle de la loi gamma. De plus la loi normale a été choisie afin de maintenir la cohérence régionale des lois.
LL	LN	D'une part, la loi Gumbel donne la plus faible valeur du CIA mais une valeur d'ÉMVA élevée. D'autre part, la loi normale donne une faible valeur d'ÉMVA mais une valeur de CIA élevée. La loi log-normale est un compromis entre ces deux lois. Sur papier de probabilité, cette loi donne un bon ajustement. La loi gamma inverse donne également un ajustement de qualité.
LMA .	LN	Les lois gamma, normale, log-normale et gamma inverse conduisent à de bons résultats en termes du CIA et d'ÉMVA. L'examen graphique des ajustements montre que les lois gamma inverse et log-normale sont pratiquement équivalents et les plus près de l'observation maximum. La loi log-normale a été préférée en raison du choix de la série LL (régionalisation).
LM	WE	La loi Weibull donne la plus faible valeur du CIA et une des plus faibles valeurs d'ÉMVA.
LP	NO	La loi normale donne la plus faible valeur d'ÉMVA. Elle conduit également à une valeur du CIA faible et du même ordre de grandeur que les meilleures lois à deux paramètres. De plus, le choix de la loi normale a été motivé afin de conserver le mieux possible la cohérence régionale des lois.

**Tableau 6.8 (suite)** Lois choisies pour représenter les équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques

Bassin	Loi choisie	Commentaires
PD	LN	La loi log-normale à 2 paramètres donne une des valeurs la plus faible d'ÉMVA et du CIA. De plus, l'examen graphique indique que cette loi est la plus près des deux observations les plus grandes que les autres lois considérées lors de la comparaison.
RS	NO	La loi normale conduit à la plus faible valeur du CIA et à une des plus faibles valeurs d'ÉMVA. Sur papier de probabilité, les autres lois à deux paramètres considérées pour la comparaison sont plus éloignées des grandes valeurs que la loi normale

				1	
				1	
				1	
				1	
				1	
				1	
				'	
·				1	
				1	
				I	
			•		

L'analyse de fréquence des équivalents en eau de la neige au sol est importante pour Alcan. En effet, les estimations des événements extrêmes d'équivalents en eau de périodes de retour données constituent des informations importantes pour évaluer l'ordre de grandeur de la crue printanière. En particulier, ces données permettent de mieux connaître les risques associés aux événements d'équivalents en eau extrêmes.

Ce rapport scientifique présente les résultats des ajustements de distributions statistiques à des échantillons des équivalents en eau à la fin des mois d'hiver. Les bases théoriques de l'analyse de fréquence ont d'abord été exposées au chapitre 2. Par la suite, l'ajustement des équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars des huit principaux bassins versants a été présenté respectivement dans les chapitres 3, 4 et 5. Finalement, l'ajustement des équivalents en eau de la fin mars des stations nivométriques a été présenté au chapitre 6. 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 météorologiques (information régionale et cohérence temporelle).

#### Voici les principales conclusions de cette étude :

- une cohérence régionale quant à la distribution la plus apte à représenter les équivalents en eau a été observée pour les trois mois considérés (janvier, février et mars). En général, une loi commune a pu être retenue pour des bassins voisins (en amont : Lac Manouane, Passes Dangereuses et Amont; en aval : Chute du Diable, Chute à la Savane Lac St-Jean, Aval et Total);
- les équivalents en eau à la fin du mois de janvier de l'ensemble des huit bassins versants sont le mieux représentés par les distributions normale (Lac Manouane, Chute du Diable et Chute à la Savane) et Weibull (Passes-Dangereuses, Amont, Lac St-Jean, Aval et Total);
- les équivalents en eau à la fin du mois de février sont le mieux représentés par la distribution normale pour les bassins versants situés en amont (Lac Manouane, Passes-Dangereuses et Amont) et log-normale pour ceux situés en aval (Chute du Diable, Chute à la Savane, Lac St-Jean, Aval et Total);

- les équivalents en eau à la fin du mois de mars sont le mieux représentés par la distribution log-normale pour les bassins versants situés en amont (Lac Manouane, Passes-Dangereuses et Amont) et normale pour ceux situés en aval (Chute du Diable, Chute à la Savane, Lac St-Jean, Aval et Total);
- les équivalents en eau à la fin du mois de mars des stations nivométriques sont en général le mieux représentés par la distribution, bien que pour certaines stations les distributions Pearson type 3, log-normale, Weibull et Weibull mixte se sont avérées plus adéquates;
- il existe une évolution temporelle de la forme (en particulier du coefficient d'asymétrie) de la distribution des équivalents en eau au cours de l'hiver.

Une étude des coefficients de variation, d'asymétrie et d'aplatissement des équivalents en eau durant l'hiver à un pas de temps plus court (par exemple, hebdomadaire plutôt que mensuelle) permettrait de mieux mettre en évidence l'évolution temporelle de la forme de la distribution de cette variable.

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, précipitation de juillet 1996 pour la variable de précipitations extrêmes).

7

- Akaïke, H. (1974). A new look at the stattistical 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 Ressources Research, 4: 891-908.
- Bickel, P.J. et K.A. Docksum (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 Ressources Research, 13: 427-443.
- 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. INRS-Eau, rapport de recherche n° R-485 : 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.
- Harter, H.L. (1971). Some optimization problems in parameters estimation. Edited by Jagdish S. Rustagi, Optimization Methods in Statistics, Academic Press, New-York: 32-62.
- Joseph, E.S. (1970). Frequency of Design Drought. Water Ressources Research, 6: 1199-1201.
- Kendall, M.G. (1975). Rank Correlation Methods. Charles Griffin, London.
- Kotz, S. et L.M. Johnson (1983). Encyclopedia of Statistical Sciences, Vol. 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.
- Perreault, L. et B. Bobée (1997a). Logiciel AJUST: Manuel Théorique. INRS-Eau/HMS Énergie: 99 p.
- Perreault L. et B. Bobée (1997b). Les lois de Halphen. INRS-Eau, rapport de recherche n° R-498: 151 p.
- Perreault, L., Haché, M., Rémillard, L. et B. Bobée (1996). Analyse de fréquence des volumes de crue et des apports maximums saisonniers. INRS-Eau, rapport de recherche n° R-486 : 110 p.

- Perreault L. et B. Bobée (1992a). Loi généralisée des valeurs extrêmes. Propriétés mathématiques et statistiques. Estimation des paramètres et des quantiles XT de période de retour T. INRS-Eau, rapport de recherche n° R-350 : 56 p.
- Perreault L. et B. Bobée (1992b). Loi Weibull à deux paramètres. Propriétés mathématiques et statistiques. Estimation des paramètres et des quantiles XT de période de retour T. INRS-Eau, rapport de recherche n° R-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. INRS-Eau, rapport de recherche n° R-346: 36 p.
- Perreault, L. et B. Bobée (1992d). Loi normale: propriétés mathématiques et statistiques. Estimation des paramètres et des quantiles XT de période de retour T. INRS-Eau, rapport de recherche n° R-352: 18 p.
- Perrier, R. et G.O. Villeneuve (1966). Échantillonnage de la neige. Ministère des Richesses naturelles : 15 p.
- Perron, H., Bruneau, P. et B. Bobée (1997). Logiciel AJUST: Manuel de l'utilisateur. 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 d'équivalents en eau

- A1 Bassins Lac Manouane et Passes-Dangereuses (fin janvier)
- A2 Bassins Chute du Diable et Chute à la Savane (fin janyier)
- A3 Bassins Lac St-Jean et Amont (fin janvier)
- A4 Bassins Aval et Total (fin janvier)
- A5 Bassins Lac Manouane et Passes-Dangereuses (fin février)
- A6 Bassins Chute du Diable et Chute à la Savane (fin février)
- A7 Bassins Lac St-Jean et Amont (fin février)
- A8 Bassins Aval et Total (fin février)
- A9 Bassins Lac Manouane et Passes-Dangereuses (fin mars)
- A10 Bassins Chute du Diable et Chute à la Savane (fin mars)
- All Bassins Lac St-Jean et Amont (fin mars)
- A12 Bassins Aval et Total (fin mars)
- A13 Stations Barrière Gervais et Barrière nord (fin mars)
- A14 Stations Barrière sud et KM 36 (fin mars)
- A15 Stations KM 66 et KM 85 (fin mars)
- A16 Stations Lac Alex et Lac Benoît (fin mars)
- A17 Stations Lac Caché et Lac Chigoubiche (fin mars)
- A18 Stations Lac des Commissaires et Lac des Cygnes (fin mars)
- A19 Stations Lac aux Grandes Pointes et Lac Long (fin mars)
- A20 Stations Lac Machisque et Lac Manouane (fin mars)
- A21 Stations Lac Piacouadie et Passes-Dangereuses (fin mars)
- A22 Stations Rivière au Serpent (fin mars)

Titre de l'étude : LAC MANOUANE, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

1	Numéro	 	Données		Identificateur	1	Active/Désactive	1
1	1	ı	9.41	1.	30 - 01 - 1970	1	Active	ı
1	2	- 1	11.07	-	30 - 01 - 1971	- 1	Active	١
1	3	- 1	22.98	1	30 - 01 - 1972	-	Active	1
١	4	- 1	16.10	-	30 - 01 - 1973	- 1	Active	1
1	5	-	21.63	1	30 - 01 - 1974	- 1	Active	١
ı	6	-1	14.39	1	30 - 01 - 1975	- 1	Active	١
1	7	-	14.92	1	30 - 01 - 1976	1	Active	ł
1	8	1	24.91	-	30 - 01 - 1977	- [	Active	l
١	9	1	21.18	ı	30 - 01 - 1978	ı	Active	I
1	10	-	19.35	1	30 - 01 - 1979	1	Active	1
1	11	- 1	18.42	1	30 - 01 - 1980	ŧ	Active	ŧ
1	12	1	17.20	- 1	30 - 01 - 1981	ı	Active	ı
1	13	1	13.93	1	30 - 01 - 1982	- 1	<b>Active</b>	1
1	14	-	14.19	- [	30 - 01 - 1983	- 1	Active	1
1	15	- 1	21.62	-	30 - 01 - 1984	1	Active	١
1	16	1	14.39	1	30 - 01 - 1985	- [	Active	1
١	17	1	19.93	-	30 - 01 - 1986	1	Active	ı
1	18	1	18.71	- 1	30 - 01 - 1987	1	Active	١
1	19	1	15.59	1	30 - 01 - 1988	-	Active	١
1	20	1	22.33	1	30 - 01 - 1989	- 1	Active	١
İ	21	1	18.95	1	30 - 01 - 1990	1	Active	١
1	22	1	18.89	.	30 - 01 - 1991	- 1	Active	١
İ	23	Ĺ	19.40	ĺ	30 - 01 - 1992	Ì	Active	ĺ
ì	24	i	18.19	Ì	30 - 01 - 1993	Ì	Active	İ
i	25	ı	20.07	1	30 - 01 - 1994	1	Active	ļ
Í	26	Ì	15.24	1	30 - 01 - 1995	1	Active	Ī
Ì	27	İ	15.24	Ì	30 - 01 - 1996	1	Active	ĺ

Titre de l'étude : PASSES-DANGEREUSES, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

1	Numéro	1	Données	1 	Identificateur	   	Active/Désactive	-    -
١	1	ı	9.84	ı	30 - 01 - 1970	ı	Active	ı
ı	2	1	12.06	1	30 - 01 - 1971	-	Active	ļ
1	3	1	22.32	1	30 - 01 - 1972	1	Active	١
Ţ	4	ı	17.70	l	30 - 01 - 1973	1	Active	1
1	5	1	22.61	ı	30 - 01 - 1974	- 1	Active	1
ĺ	6	1	15.37	1	30 - 01 - 1975	- 1	Active	l
ı	7	1	14.70	-1	30 - 01 - 1976	1	Active	ı
1	8	1	23.68	1	30 - 01 - 1977	1	Active	١
1	9	1	21.41	1	30 - 01 - 1978	1	Active	١
1	10	1	20.10	1	30 - 01 - 1979	-	Active	١
ļ	11	1	18.13	1	30 - 01 - 1980	-1	Active	ı
١	12	ı	17.80	- 1	30 - 01 - 1981	-	Active	I
ı	13	1	14.72	-1	30 - 01 - 1982	1	Active	I
1	14	1	13.88	1	30 - 01 - 1983	1	Active	1
ŀ	15	1	22.24	1	30 - 01 - 1984	1	Active	Į
1	16	1	14.06	1	30 - 01 - 1985	ı	Active	١
ı	17	1	19.36	1	30 - 01 - 1986	-	Active	١
١	18	1	20.35	ŀ	30 - 01 - 1987	1	Active	ı
1	19	Ī	16.40	ı	30 - 01 - 1988	-	Active	ı
I	20	1	22.88	1	30 - 01 - 1989	1	Active	1
ı	21	1	20.49	1	30 - 01 - 1990	1	Active	ı
ı	22	1	18.76	1	30 - 01 - 1991	-	Active	I
Ι	23	1	18.64	1	30 - 01 - 1992	1	Active	١
1	24	1	19.65	1	30 - 01 - 1993	1	Active	i
1	25	1	20.07	1	30 - 01 - 1994	1	Active	1
1	26	1	15.24	1	30 - 01 - 1995	1	Active	١
ŀ	27	ı	15.24	1	30 - 01 - 1996	1	Active	١

Titre de l'étude : CHUTE DU DIABLE, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

Numéro	Données	 	Identificateur	   	Active/Désactive
1	9.28 12.94 20.70 13.39 23.10 13.48 16.83 27.54 20.22 21.02 19.09 20.21 21.32 10.15 24.63 15.77 19.59 17.59 12.76 24.19 22.68		30 - 01 - 1970 30 - 01 - 1971 30 - 01 - 1972 30 - 01 - 1973 30 - 01 - 1974 30 - 01 - 1975 30 - 01 - 1976 30 - 01 - 1977 30 - 01 - 1978 30 - 01 - 1979 30 - 01 - 1980 30 - 01 - 1981 30 - 01 - 1982 30 - 01 - 1983 30 - 01 - 1984 30 - 01 - 1985 30 - 01 - 1986 30 - 01 - 1987 30 - 01 - 1988 30 - 01 - 1988 30 - 01 - 1988 30 - 01 - 1989 30 - 01 - 1989 30 - 01 - 1989		Active   Act
21   22   3   23   24   3   25   3   26   3   27   3	22.68 20.46 19.34 17.49 21.32 15.00 15.49		30 - 01 - 1990 30 - 01 - 1991 30 - 01 - 1992 30 - 01 - 1993 30 - 01 - 1994 30 - 01 - 1995 30 - 01 - 1996		Active   Act

Titre de l'étude : CHUTE A LA SAVANE, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

Numéro	Données	. 1	Identificateur	!	Active/Désactive
1 1	9.46	1	30 - 01 - 1970	<u>-</u>	Active
1 2	9.94	1	30 - 01 - 1971	-1	Active
] 3	15.09	-	30 - 01 - 1972	-1	Active
1 4	14.03	1	30 - 01 - 1973		Active
1 5	22.60	1	30 - 01 - 1974	1.	Active
1 6	10.33	1	30 - 01 - 1975	١	Active
1. 7	16.52	1	30 - 01 - 1976	1	Active
8	27.72	$\mathbf{I}$	30 - 01 - 1977	.	Active
1 9	18.62	1	30 - 01 - 1978		Active
10	22.71	1	30 - 01 - 1979	1	Active
11	16.73	1	30 - 01 - 1980	1	Active
12	22.25	1	30 - 01 - 1981		Active
13	22.04	1	30 - 01 - 1982	i	Active
1 14	7.11	1	30 - 01 - 1983	1	Active
15	29.48	1	30 - 01 - 1984	1	Active
16	18.36	-	30 - 01 - 1985	1	Active
1 17	20.89	1	30 - 01 - 1986	1	Active
18	20.53	1	30 - 01 - 1987	-	Active
19	10.80		30 - 01 - 1988	1	Active
20	21.64	1	30 - 01 - 1989	1	Active
21	22.03	- 1	30 - 01 - 1990	ı	Active
1 22	18.46	-	30 - 01 - 1991	1	Active
1 23	18.39	1	30 - 01 - 1992	1	Active
1 24	14.97	1.	30 - 01 - 1993	ı	Active
1 25	22.67	-1	30 - 01 - 1994	1	Active
26	14.42	-1	30 - 01 - 1995	- 1	Active
27	13.62	 	30 - 01 - 1996	<u> </u>	Active

Titre de l'étude : LAC ST-JEAN, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

Numéro	Données	   	Identificateur	Active/Désactive
1 1	11.67	1	30 - 01 - 1970	Active
2	11.42	1	30 - 01 - 1971	Active
3	16.26	ı	30 - 01 - 1972	Active
1 4 1	13.58	١	30 - 01 - 1973	Active
1 5 1	21.57	1	30 - 01 - 1974	Active
1 6 1	12.20	ı	30 - 01 - 1975	Active
1 7 1	14.52	-	30 - 01 - 1976	Active
1 8 1	21.46	1	30 - 01 - 1977	Active
1 9	19.20	1	30 - 01 - 1978	Active
10	20.71	-	30 - 01 - 1979	Active
11	14.62	-	30 - 01 - 1980	Active
12	17.88	. 1	30 - 01 - 1981	Active
13	15.38	1	30 - 01 - 1982	Active
14	8.86	1	30 - 01 - 1983	Active
15	22.87	ı	30 - 01 - 1984	Active
16	13.93	1	30 - 01 - 1985	Active
17	19.34	- 1	30 - 01 - 1986	Active
18	18.54	١	30 - 01 - 1987	Active
19	11.21		30 - 01 - 1988	Active
1 20	22.16	1	30 - 01 - 1989	Active
21	19.40		30 - 01 - 1990	Active
22	16.77	1	30 - 01 - 1991	Active
23	14.93	-	30 - 01 - 1992	Active
1 24	15.28	ı	30 - 01 - 1993	Active
1 25	19.20	- 1	30 - 01 - 1994	Active
1 26	13.16	- 1	30 - 01 - 1995	Active
27	15.18	1	30 - 01 - 1996	Active

Titre de l'étude : BASSIN AMONT, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

Numéro	1	Données	   	Identificateur	Active/Désactive	- 
16	1	9.69	 	30 - 01 - 1970	Active	ļ
17	1	11.74	1	30 - 01 - 1971	Active	ı
18	1	22.48	-	30 - 01 - 1972	Active	١
19	1	17.20	l	30 - 01 - 1973	Active	I
20	1	22.29	١	30 - 01 - 1974	Active	Į
21	1	15.06	1	30 - 01 - 1975	Active	١
22	1	14.74	١	30 - 01 - 1976	Active	Į
23	1	24.00	-	30 - 01 - 1977	Active	ı
24	ı	21.31	1	30 - 01 - 1978	Active	ı
25	1	19.84	١	30 - 01 - 1979	Active	ŀ
26	-	18.19	1	30 - 01 - 1980	Active	ŀ
27	ı	17.60	1	30 - 01 - 1981	Active	١
28	1	14.47	1	30 - 01 - 1982	Active	ł
l 29	1	13.96	i	30 - 01 - 1983	Active	ļ
30	1	22.05	1	30 - 01 - 1984	Active	I
31	1	14.16	.1	30 - 01 - 1985	Active	ŀ
32	1	19.53	1	30 - 01 - 1986	Active	ļ
33	1	19.86	١	30 - 01 - 1987	Active	l
34	1	16.16	-	30 - 01 - 1988	Active	ı
35	1	22.71	-1	30 - 01 - 1989	Active	ļ
36	1	20.03	١	30 - 01 - 1990	Active	I
1 37	1	18.80	-1	30 - 01 - 1991	Active	١
1 38	1	18.87	-11	30 - 01 - 1992	Active	I
39	ı	19.22	1	30 - 01 - 1993	Active	Į
1 40	ı	20.07	-1	30 - 01 - 1994	Active	l
41	1	15.24	- 1	30 - 01 - 1995	Active	ı
1 42	1	15.24	1	30 - 01 - 1996	Active	1

Titre de l'étude : BASSIN AVAL, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1 1	11.21	30 - 01 - 1970	Active
1 2	11.65	30 - 01 - 1971	Active
3	17.01	30 - 01 - 1972	Active
1 4	13.56	30 - 01 - 1973	Active
5	21.87	30 - 01 - 1974	Active
6	12.39	30 - 01 - 1975	Active
1 7	14.96	30 - 01 - 1976	Active
8	22.66	30 - 01 - 1977	Active
9	19.38	30 - 01 - 1978	Active
10	20.82	30 - 01 - 1979	Active
11	15.45	30 - 01 - 1980	Active
12	18.39	30 - 01 - 1981	Active
13	16.55	30 - 01 - 1982	Active
14	9.06	30 - 01 - 1983	Active
15	23.32	30 - 01 - 1984	Active
16	14.35	30 - 01 - 1985	Active
l 17	19.43	30 - 01 - 1986	Active
18	18.42	30 - 01 - 1987	Active
19	11.48	30 - 01 - 1988	Active
1 20	22.49	30 - 01 - 1989	Active
21	20.00	30 - 01 - 1990	Active
22	17.45	30 - 01 - 1991	Active
23	15.77	30 - 01 - 1992	Active
24	15.65	30 - 01 - 1993	Active
25	19.64	30 - 01 - 1994	Active
1 26	13.50	30 - 01 - 1995	Active
27	15.20	30 - 01 - 1996	Active

Titre de l'étude : BASSIN TOTAL, EQUIVALENT D'EAU FIN JANV

Numéro	Données	1	Identificateur	Ī	Active/Désactive
1	10.87	1	30 - 01 - 1970	1	Active
1 2 1	11.68	1	30 - 01 - 1971	Ì	Active
1 3 I	18.25	1	30 - 01 - 1972	Ì	Active
1 4 1	14.37	1	30 - 01 - 1973	- 1	Active
5	21.96	l	30 - 01 - 1974	-	Active
6	12.99	1	30 - 01 - 1975	- 1	Active
1 7 1	14.92	1	30 - 01 - 1976	- 1	Active
8	22.97	1	30 - 01 - 1977	1	Active
1 9 1	19.82	1	30 - 01 - 1978	- 1	Active
1 10 1	20.60	ı	30 - 01 - 1979	- 1	Active
11	16.07	1	30 - 01 - 1980	- 1	Active
12	18.22	1	30 - 01 - 1981	- 1	Active
13	16.09	1	30 - 01 - 1982	ı	Active
14	10.16	1	30 - 01 - 1983	1	Active
15	23.04	1	30 - 01 - 1984	1	Active
16	14.30		30 - 01 - 1985	1	Active
17	19.44	1	30 - 01 - 1986	- 1	Active
18	18.74	1	30 - 01 - 1987	. 1	Active
19	12.52	1	30 - 01 - 1988	- 1	Active
1 20 1	22.55	1	30 - 01 - 1989	-	Active
21	20.03	ı	30 - 01 - 1990	- 1	Active
1 22 1	17.74	1	30 - 01 - 1991	- 1	Active
1 23 1	16.46	1	30 - 01 - 1992	- 1	Active
24	16.44	1	30 - 01 - 1993	- 1	Active
1 25 1	19.73	1	30 - 01 - 1994	1	Active
1 26	13.89	1	30 - 01 - 1995	1	Active
27	15.20	1	30 - 01 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : LAC MANOUANE, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

Numéro	Données	l .	Identificateur	i	Active/Désactive
16	21.37	1	28 - 02 - 1970	<b>-</b>	Active
17	17.82	1	28 - 02 - 1971	1.	Active
18	28.84	ı	28 - 02 - 1972	1	Active
19	22.91	1	28 - 02 - 1973	ı	Active
20	27.74	l l	28 - 02 - 1974	ı	Active
21	19.34	1	28 - 02 - 1975	1	Active
22	23.53	1	28 - 02 - 1976	1	Active
23	25.75	1	28 - 02 - 1977	1	Active
24	24.82	1	28 - 02 - 1978	1	Active
1 25 1	22.70	1	28 - 02 - 1979	1	Active
26	19.39	1	28 - 02 - 1980	- 1	Active
1 27 1	21.19	1	28 - 02 - 1981	ł	Active
1 28	18.44	1	28 - 02 - 1982	- 1	Active
1 29 1	22.36	1	28 - 02 - 1983	- 1	Active
1 30 i	26.25	1	28 - 02 - 1984	- 1	Active
31	18.53	1	28 - 02 - 1985	-1	Active
32	22.38	1	28 - 02 - 1986	-1	Active
33	24.07	1	28 - 02 - 1987	1	Active
34	21.80	1	28 - 02 - 1988	1	Active
35	25.17	1	28 - 02 - 1989	- 1	Active
1 36 1	26.31	ĺ	28 - 02 - 1990	1	Active
37	21.79	1	28 - 02 - 1991	1	Active
38	24.51	1	28 - 02 - 1992	1	Active
j 39 j	22.63	ĺ	28 - 02 - 1993	1	Active
40	23.32	1	28 - 02 - 1994	İ	Active
41	19.64	ĺ	28 - 02 - 1995	Ì	Active
1 42	16.92	Ĺ	28 - 02 - 1996	İ	Active

Titre de l'étude : PASSES-DANGEREUSES, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

Numéro	Données	    -	Identificateur	   	Active/Désactive
1	22.96	ı	28 - 02 - 1970	Į	Active
1 2	18.23	l	28 - 02 - 1971	1	Active
j 3	28.53	ı	28 - 02 - 1972	- 1	Active
4	22.75	l	28 - 02 - 1973	-1	Active
[ 5	27.66	1	28 - 02 - 1974	1	Active
1 6	20.63	1	28 - 02 - 1975	- 1	Active
1 7	22.38	l	28 - 02 - 1976	- 1	Active
1 8	25.64	1	28 - 02 - 1977	1	Active
9	24.61	1	28 - 02 - 1978	ı	Active
10	22.78	1	28 - 02 - 1979	- 1	Active
11	19.77	1	28 - 02 - 1980	- 1	Active
12	20.55	1	28 - 02 - 1981	1	Active
13	18.67	1	28 - 02 - 1982	- 1	Active
14	23.42	1	28 - 02 - 1983	- 1	Active
15	26.13	1	28 - 02 - 1984	- 1	Active
16	17.77	1	28 - 02 - 1985	ı	Active
1 17	22.40	1	28 - 02 - 1986	1	Active
18	1 24.53	1	28 - 02 - 1987	-	Active
l 19	23.01	1	28 - 02 - 1988	1	Active
20	26.57	1	28 - 02 - 1989	1	Active
21	26.42	1	28 - 02 - 1990	ı	Active
22	22.00	1	28 - 02 - 1991	1	Active
J 23	23.90	ı	28 - 02 - 1992	-	Active
24	23.11	1	28 - 02 - 1993	1	Active
25	22.89	1	28 - 02 - 1994	- 1	Active
1 26	20.07	l	28 - 02 - 1995	ı	Active
l 27	18.26	i	28 - 02 - 1996	ı	Active

Titre de l'étude : CHUTE DU DIABLE, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

Numéro	Données		Identificateur	 I 	Active/Désactive
1	17.24	1	28 - 02 - 1970	1	Active
2	18.92	-	28 - 02 - 1971	-	Active
3	26.19	1	28 - 02 - 1972	-	Active
4	19.79	1.	28 - 02 - 1973	.	Active
5	28.59	1	28 - 02 - 1974	-	Active
1 6	16.87	1	28 - 02 - 1975	-	Active
1 7	27.93	1	28 - 02 - 1976	- 1	Active
8	30.87	i	28 - 02 - 1977	-	Active
9	21.98	١	28 - 02 - 1978	1	Active
10	23.29	١	28 - 02 - 1979	- 1	Active
11	21.15	1	28 - 02 - 1980	1	Active
12	26.81	1	28 - 02 - 1981	1	Active
13	23.51	1	28 - 02 - 1982	- 1	Active
14	20.49	- 1	28 - 02 - 1983	- 1	Active
1 15	26.54	١	28 - 02 - 1984	1	Active
1 16	20.46	1	28 - 02 - 1985	-1	Active
1 17	22.38	١	28 - 02 - 1986	-	Active
18	20.53	1	28 - 02 - 1987	1	Active
19	21.26	- 1	28 - 02 - 1988	-	Active
20	31.96	-	28 - 02 - 1989	1	Active
21	26.64	- 1	28 - 02 - 1990	1	Active
22	22.11	!	28 - 02 - 1991	1	Active
23	26.05	-	28 - 02 - 1992	ĺ	Active
24	20.96	1	28 - 02 - 1993	-	Active
25	23.51	1	28 - 02 - 1994	ı	Active
26	21.30	1	28 - 02 - 1995	İ	Active
27	20.62	1	28 - 02 - 1996	Ì	Active

Titre de l'étude : CHUTE A LA SAVANE, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

1	Numéro	1	Données	1	Identificateur	<u> </u>	Active/Désactive
i	16	1	18.07	1	28 - 02 - 1970	ı	Active
1	17	1	19.51	1	28 - 02 - 1971	-	Active
ı	18	1	24.71	1	28 - 02 - 1972		Active
1	19	1	19.52	1	28 - 02 - 1973	1	Active
1	20	1	28.37	1	28 - 02 - 1974	1	Active
1	21	1	16.06	1	28 - 02 - 1975	1	Active
ı	22	1	28.05	1	28 - 02 - 1976	-1	Active
1	23	1	33.06	1	28 - 02 - 1977	-1	Active
1	24	1	18.48	1	28 - 02 - 1978	- 1	Active
ı	25	1	24.49	1	28 - 02 - 1979	1	Active
1	26	ŀ	19.93	1.	28 - 02 - 1980	i	Active
1	27	1	22.53	1	28 - 02 - 1981	1	Active
١	28	1	25.02	-	28 - 02 - 1982	1	Active
ı	29	1	15.55	1	28 - 02 - 1983	-	Active
1	30	1	30.36	-	28 - 02 - 1984	-	Active
1	31	1	23.44	Ì	28 - 02 - 1985	1	Active
1	32	1	26.96	1	28 - 02 - 1986	i	Active
1	33	i	21.63	-	28 - 02 - 1987	1	Active
1	34	1	22.72	- 1	28 - 02 - 1988	-	Active
1	35	1	31.79	-	28 - 02 - 1989	1	Active
-	36	1	23.45	-	28 - 02 - 1990	1	Active
1	37	1	20.13	-	28 - 02 - 1991	1	Active
1	38	1	26.55	-	28 - 02 - 1992	-1	Active
1	39	1	18.47	1	28 - 02 - 1993	-1	Active
1	40	1	24.72	-1	28 - 02 - 1994	ŀ	Active
1	41	ı	22.20	1	28 - 02 - 1995	1	Active
1	42	1	20.54	1	28 - 02 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : LAC ST-JEAN, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

1	<b>Juméro</b>	1	Données	<u> </u>	Identificateur	Active/Désactive
1	1	i	18.13	1	28 - 02 - 1970	Active
1	2	1	19.80	1	28 - 02 - 1971	Active
1	3	-	25.65	1	28 - 02 - 1972	Active
1	4	1	19.36	1	28 - 02 - 1973	Active
1	5	1	26.56	-	28 - 02 - 1974	Active
1	6	1	16.61	1	28 - 02 - 1975	Active
1	7	1	24.03	-	28 - 02 - 1976	Active
. 1	8	1	25.20	1	28 - 02 - 1977	Active
1	9 -	-	21.01	1	28 - 02 - 1978	Active
1	10	-	23.02	1	28 - 02 - 1979	Active
1	11	1	16.23	1	28 - 02 - 1980	Active
1	12	1	18.43	-1	28 - 02 - 1981	Active
1	13	1	20.53	1	28 - 02 - 1982	Active
1	14	1	17.40	- 1	28 - 02 - 1983	Active
1	15	-1	24.14	-	28 - 02 - 1984	Active
1	16	1	17.70	l	28 - 02 - 1985	Active
1	17	-1	21.48	-	28 - 02 - 1986	Active
ı	18	-	20.14	1	28 - 02 - 1987	Active
1	19	-1	20.96	-	28 - 02 - 1988	Active
1	20	1	26.17	-	28 - 02 - 1989	Active
1	21	1	25.39	1	28 - 02 - 1990	Active
1	22	İ	20.94	. 1	28 - 02 - 1991	Active
1	23	-1	21.18	1	28 - 02 - 1992	Active
l	24	1	18.25	-	28 - 02 - 1993	Active
1	25	-1	21.56	-1	28 - 02 - 1994	Active
1	26	-	19.25	1	28 - 02 - 1995	Active
 	27	1	19.81	<u> </u>	28 - 02 - 1996	Active

Titre de l'étude : BASSIN AMONT, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

Numéro	Données	 	Identificateur	   	Active/Désactive
1 1 1	22.47	1	28 - 02 - 1970	1	Active
1 2	18.08	i i	28 - 02 - 1971	i	Active
i 3 i	28.58	i	28 - 02 - 1972	i	Active
1 4 1	22.76	İ	28 - 02 - 1973	i	Active
5	27.64	İ	28 - 02 - 1974	Ĺ	Active
i 6 i	20.21	İ	28 - 02 - 1975	İ	Active
1 7	22.68	1	28 - 02 - 1976	- 1	Active
1 8 1	25.63	1	28 - 02 - 1977	İ	Active
1 9 1	24.63	1	28 - 02 - 1978	- 1	Active
1 10	22.72	İ	28 - 02 - 1979	1	Active
11	19.63	-	28 - 02 - 1980	1	Active
12	20.71	1	28 - 02 - 1981		Active
13	18.57	1	28 - 02 - 1982		Active
14	23.07	ı	28 - 02 - 1983	1	Active
15	26.17	1	28 - 02 - 1984	- 1	Active
16	18.00	1	28 - 02 - 1985	- 1	Active
17	22.39	1	28 - 02 - 1986	i	Active
18	24.39	1	28 - 02 - 1987	i	Active
19	22.65	1	28 - 02 - 1988	ĺ	Active
1 20 1	26.15	1	28 - 02 - 1989	i	Active
1 21	26.39	1	28 - 02 - 1990	İ	Active
22	21.94	1	28 - 02 - 1991	ĺ	Active
1 23	24.09	1.	28 - 02 - 1992	Ì	Active
24	22.97	1	28 - 02 - 1993	ı	Active
1 25 1	23.02	i	28 - 02 - 1994	İ	Active
1 26 1	19.94	1	28 - 02 - 1995	ĺ	Active
1 27	17.86	ı	28 - 02 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : BASSIN AVAL, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive	    -
16	17.99	28 - 02 - 1970	Active	į
17	19.64	28 - 02 - 1971	Active	ļ
18	25.74	28 - 02 - 1972	Active	ļ
19	19.45	28 - 02 - 1973	Active	İ
20	26.96	28 - 02 - 1974	Active	ŀ
21	16.67	28 - 02 - 1975	Active	I
22	24.79	28 - 02 - 1976	Active	ļ
23	26.37	28 - 02 - 1977	Active	ı
24	21.14	28 - 02 - 1978	Active	ı
25	23.12	28 - 02 - 1979	Active	ı
26	17.17	28 - 02 - 1980	Active	ı
27	19.99	28 - 02 - 1981	Active	١
28	21.15	28 - 02 - 1982	Active	ı
29	17.91	28 - 02 - 1983	Active	ı
30	24.72	28 - 02 - 1984	Active	ı
31	18.30	28 - 02 - 1985	Active	ı
32	21.78	28 - 02 - 1986	Active	ŧ.
33	20.25	28 - 02 - 1987	Active	ı
34	21.06	28 - 02 - 1988	Active	1
J 35	27.27	28 - 02 - 1989	Active	ı
36	25.59	28 - 02 - 1990	Active	ı
37	21.14	28 - 02 - 1991	Active	ĺ
38	22.14	28 - 02 - 1992	Active	İ
39	18.74 i	28 - 02 - 1993	Active	İ
40	21.98 i	28 - 02 - 1994	Active	İ
41	19.66 i	28 - 02 - 1995	Active	i
42	19.94	28 - 02 - 1996	Active	İ

Titre de l'étude : BASSIN TOTAL, EQUIVALENT D'EAU FIN FEV

Numéro	Données	ı	Identificateur	ı	Active/Désactive
1	19.00	1	28 - 02 - 1970	 I	Active
2   3	19.29	- 1	28 - 02 - 1971	1	Active
1 3 1	26.39	1	28 - 02 - 1972	- 1	Active
4	20.20	-	28 - 02 - 1973	-	Active
1 5 1	27.12	1	28 - 02 - 1974	1	Active
1 6 1	17.47	-	28 - 02 - 1975		Active
1 7 1	24.33	1	28 - 02 - 1976	1	Active
1 8 1	26.21	1	28 - 02 - 1977	1	Active
1 9 1	21.93	-	28 - 02 - 1978	-	Active
10	23.03	- 1	28 - 02 - 1979	1	Active
11	17.73	1	28 - 02 - 1980	-	Active
1 12 1	20.16	- 1	28 - 02 - 1981	ı	Active
13	20.57	- 1	28 - 02 - 1982	- 1	Active
14	19.07	1	28 - 02 - 1983	-	Active
15	25.02	1	28 - 02 - 1984	1	Active
16	18.23	-	28 - 02 - 1985	- 1	Active
17	21.90	1	28 - 02 - 1986	1	Active
18	21.16	- 1	28 - 02 - 1987	1	Active
19	21.41	- 1	28 - 02 - 1988	-	Active
20	27.03	. 1	28 - 02 - 1989	1	Active
21	25.75	Ĺ	28 - 02 - 1990	i	Active
22	21.31	İ	28 - 02 - 1991	İ	Active
23	22.58	1	28 - 02 - 1992	İ	Active
24	19.67	İ	28 - 02 - 1993	Ĥ	Active
25	22.21	- 1	28 - 02 - 1994	1	Active
26	19.73	Ì	28 - 02 - 1995	i.	Active
1 27	19.49	i	28 - 02 - 1996	Ĺ	Active

Titre de l'étude : LAC MANOUANE, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	1	Données	 	Identificateur	Active/Désactive
ī	1		24.29	1	30 - 03 - 1970	Active
1	2 3	-	30.00		3Q - 03 - 1971	Active
1	3	1	33.57	1	30 - 03 - 1972	Active
1	4	- 1	25.50	1	30 - 03 - 1973	Active
1	5	- 1	33.20	1	30 - 03 - 1974	Active
-	6	-	21.11	١	30 - 03 - 1975	Active
1	7	1	26.93	l	30 - 03 - 1976	Active
ı	8	1	32.99	١	30 - 03 - 1977	Active
	9	ı	28.29	ı	30 - 03 - 1978	Active
1	10	1	24.26	١	30 - 03 - 1979	Active
1	11	1	25.60		30 - 03 - 1980	Active
-	12	1	25.68	- 1	30 - 03 - 1981	Active
1	13	-	26.57	- 1	30 - 03 - 1982	Active
1	14	1	30.40	1	30 - 03 - 1983	Active
1	15	- 1	31.47	- 1	30 - 03 - 1984	Active
1	16	-	24.28	- 1	30 - 03 - 1985	Active
1	17	1.	26.11	- 1	30 - 03 - 1986	Active
1	18	-	19.46	-	30 - 03 - 1987	Active
1	19	1	27.39	-	30 - 03 - 1988	Active
İ	20	1	28.80	- 1	30 - 03 - 1989	Active
İ	21	İ	24.22	İ	30 - 03 - 1990	Active
i	22	i	26.27	Ĺ	30 - 03 - 1991	Active
Ì	23	i	31.95	i	30 - 03 - 1992	Active
i	24	İ	24.68	i	30 - 03 - 1993	Active
ĺ	25	Ĺ	26.78	İ	30 - 03 - 1994	Active
i	26	i	23.07	ĺ	30 - 03 - 1995	Active
Ì	27	İ	20.22	İ	30 - 03 - 1996	Active

Titre de l'étude : PASSES-DANGEREUSES, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	I	Données	1	Identificateur	Active/Désactive
1   2	   	26.57 29.99	   		Active   Active
j 3	i	33.09	i		Active
4	1	28.46	1	30 - 03 - 1973   .	Active
J 5	ı	33.50	1	30 - 03 - 1974   .	Active
1 6	1	26.43	1	- · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	Active
1 7	1	25.93	-		Active
1 8	1	33.16	- 1		Active
9	1	28.24	1		Active
10	l	23.88	1		Active
11	1	25.41	1		Active
1 12	ļ	24.64	ļ		Active
13	1	25.00			Active
14	!	30.78	ļ		Active
1 15	I	30.80	ļ	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	Active
16	ļ	23.53	- !	, .	Active
17	ļ.	27.44	!		Active
18	!	19.81	ļ	-,	Active
1 19	!	28.08	!	· ·	Active
1 20	Į	30.08	!		Active
21	!	25.39	!		Active
1 22 1 23	!	26.25 31.16	1		Active   Active
1 24	!	24.63	!	·	Active   Active
1 25	1	25.99	!	- · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	Active   Active
26	1	23.17	-	, .	Active
1 27	1	21.38	-	, .	Active
1 4/	1 	21.30			

Titre de l'étude : CHUTE DU DIABLE, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

-							
ı	Numéro	1	Données	1	Identificateur	1	Active/Désactive
1	1	 I	24.89	 I	30 - 03 - 1970	 I	Active
i	2	i	29.41	i	30 - 03 - 1971	i	Active
i	3	i	35.52	i	30 - 03 - 1972	i	Active
i	4	i	23.42	i	30 - 03 - 1973	i	Active
i	5	i	32.61	i	30 - 03 - 1974	i	Active
i	6	i	21.80	i	30 - 03 - 1975	-i-	Active
i	7	i	29.34	i	30 - 03 - 1976	i	Active
i	8	i	37.33	i	30 - 03 - 1977	i	Active
i	9	i	28.98	i	30 - 03 - 1978	i	Active
i	10	i	25.18	i	30 - 03 - 1979	i	Active
i	11	i	24.90	i	30 - 03 - 1980	i	Active
i	12	i	28.75	i	30 - 03 - 1981	i	Active
i	13	i	30.31	i	30 - 03 - 1982	i	Active
i	14	i	26.13	- i -	30 - 03 - 1983	i	Active
Ĺ	15	i	30.33	j	30 - 03 - 1984	i	Active
Ĺ	16	i	24.88	İ	30 - 03 - 1985	Ì	Active
Ĺ	17	i	28.06	Ì	30 - 03 - 1986	i	Active
İ	18	Ì	15.85	Ì	30 - 03 - 1987	Ĺ	Active
i	19	Ĺ	30.13	i	30 - 03 - 1988	i	Active
Ĺ	20	Ì	30.61	İ	30 - 03 - 1989	İ	Active
Ĺ	21	Ì	28.28	1	30 - 03 - 1990	İ	Active
Ĺ	22	Ì	27.81	İ	30 - 03 - 1991	ı	Active
İ	23	1	29.50	H	30 - 03 - 1992	ı	Active
1	24	1	22.64	ı	30 - 03 - 1993	1	Active
1	25	ı	27.74	- 1	30 - 03 - 1994	1	Active
Ì	26	1	25.38	1	30 - 03 - 1995	1	Active
1	27	1	21.13	-	30 - 03 - 1996	1	Active
_							

Titre de l'étude : CHUTE A LA SAVANE, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	Données		Identificateur	   	Active/Désactive
1	25.81	1	30 - 03 - 1970	1	Active
1 2	28.84	İ	30 - 03 - 1971	İ	Active
1 3	31.71	1	30 - 03 - 1972	1	Active
4	22.08	1	30 - 03 - 1973	-	Active
5	36.11	İ	30 - 03 - 1974	ĺ	Active
1 6	20.06	1	30 - 03 - 1975	- 1	Active
7	28.35		30 - 03 - 1976	-	Active
1 8	35.68	1	30 - 03 - 1977	1	Active
9	27.76	ı	30 - 03 - 1978	ı	Active
1 10	26.13	1	30 - 03 - 1979	1	Active
11	22.62	1	30 - 03 - 1980	- 1	Active
12	24.50	1	30 - 03 - 1981	-	Active
13	33.19	1	30 - 03 - 1982	1	Active
1 14	21.17	1	30 - 03 - 1983	1	Active
15	34.75	1	30 - 03 - 1984	- 1	Active
16	28.82	1	30 - 03 - 1985	1	Active
17	31.22	1	30 - 03 - 1986	1	Active
18	14.67	1	30 - 03 - 1987	1	Active
19	31.93	1	30 - 03 - 1988	1	Active
j 20	27.63	ı	30 - 03 - 1989	1	Active
21	23.25	1	30 - 03 - 1990	1	Active
22	26.38	1	30 - 03 - 1991	1	Active
23	28.29	-	30 - 03 - 1992	-1	Active
24	19.81	-	30 - 03 - 1993	- 1	Active
25	28.69	ı	30 - 03 - 1994	-	Active
26	25.41	1	30 - 03 - 1995	ł	Active
27	21.14	1.	30 - 03 - 1996	ı	Active

Titre de l'étude : LAC ST-JEAN, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	Données	I_	Identificateur	1	Active/Désactive
1 1	28.28	 	30 - 03 - 1970		Active
1 2	27.88		30 - 03 - 1971	1	Active
j 3	31.52	١	30 - 03 - 1972	-	Active
4	23.16	l	30 - 03 - 1973	1	Active
1 5	32.51	1	30 - 03 - 1974	١	Active
6	21.07	l	30 - 03 - 1975	ı	Active
1 7	22.62	l	30 - 03 - 1976	١	Active
8	30.44	1	30 - 03 - 1977	ı	Active
Į 9	27.06	ı	30 - 03 - 1978	1	Active
10	22.38	1	30 - 03 - 1979	- 1	Active
11	20.02	l	30 - 03 - 1980	1	Active
1 12	20.79	ı	30 - 03 - 1981	1	Active
13	25.09	ı	30 - 03 - 1982	١	Active
14	23.15	1	30 - 03 - 1983	1	Active
15	29.66	ı	30 - 03 - 1984	1	Active
i 16	23.53	!	30 - 03 - 1985	- 1	Active
17	24.33	1	30 - 03 - 1986	1	Active
18	12.20	ı	30 - 03 - 1987	- 1	Active
l 19	25.55	1	30 - 03 - 1988	- 1	Active
20	28.41	1	30 - 03 - 1989	- 1	Active
21	23.19	1	30 - 03 - 1990		Active
22	25.08	1	30 - 03 - 1991	- 1	Active
23	28.08	1	30 - 03 - 1992	1	Active
24	18.70	l	30 - 03 - 1993	- 1	Active
1 25	25.32	l	30 - 03 - 1994	-	Active
26	22.89	1	30 - 03 - 1995	1	Active
1 27	21.14	l	30 - 03 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : BASSIN AMONT, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	I	Données	1	Identificateur	l 	Active/Désactive
1	. — — 	25.86	1	30 - 03 - 1970	1	Active
2	1	29.95	1	30 - 03 - 1971	-	Active
1 3	1	33.18	1	30 - 03 - 1972	1	Active
4	1	27.54	1	30 - 03 - 1973	-	Active
5	1	33.36	-1	30 - 03 - 1974	-	Active
1 6	1	24.80	1	30 - 03 - 1975	-1	Active
1 7	1	26.19	1	30 - 03 - 1976	1	Active
8	1	33.06	1	30 - 03 - 1977	-	Active
1 9	1	28.21	-	30 - 03 - 1978	-1	Active
10	1	23.96	-	30 - 03 - 1979	-11	Active
11	1	25.44	-1	30 - 03 - 1980	1	Active
12	1	24.92	-	30 - 03 - 1981	- 1	Active
1 13		25.43	-1	30 - 03 - 1982	1	Active
14	1	30.63	-1	30 - 03 - 1983	-1	Active
15	1	31.00	1	30 - 03 - 1984	1	Active
16	1	23.76	-	30 - 03 - 1985	-	Active
17	1	27.05	-1	30 - 03 - 1986	-1	Active
18	1	19.70	1	30 - 03 - 1987	-1	Active
19	1	27.88	-	30 - 03 - 1988	-1	Active
1 20	1	29.70	1	30 - 03 - 1989	-1	Active
21	1	25.05	1 .	30 - 03 - 1990	-1	Active
22	1	26.26	1	30 - 03 - 1991	1	Active
23	1	31.40	-	30 - 03 - 1992	-1	Active
24	ı	24.65	-1	30 - 03 - 1993	1	Active
1 25	1	26.23	1	30 - 03 - 1994	ı	Active
1 26	1	23.14	1	30 - 03 - 1995	1	Active
27		21.03	1	30 - 03 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : BASSIN AVAL, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

-								
-	Numéro	_	Données	 	Identificateur	 	Active/Désactive	 
1	1	1	27.66	1	30 - 03 - 1970	1	Active	1
İ	2	ı	28.18	-1	30 - 03 - 1971	ĺ	Active	1
İ	3	1	32.22	Ì	30 - 03 - 1972		Active	1
Ì	4	1	23.19	İ	30 - 03 - 1973	ı	Active	1
ı	5	ł	32.62	1	30 - 03 - 1974	- 1	Active	1
1	6	1	21.19	1	30 - 03 - 1975	١	Active	1
i	7	1	23.93	1	30 - 03 - 1976	1	Active	1
١	8	1	31.77	1	30 - 03 - 1977	1	Active	-
١	9	1	27.42	1	30 - 03 - 1978		Active	1
ı	-10	1	22.96	-1	30 - 03 - 1979	1	Active	1
ı	11	1	20.93	1	30 - 03 - 1980	1	Active	- [
1	12	-	22.27	1	30 - 03 - 1981	1	Active	
١	13		26.18	1	30 - 03 - 1982	1	Active	-
1	14		23.64	ı	30 - 03 - 1983	1	Active	1
1	15	1	29.93	ı	30 - 03 - 1984	- 1	Active	1
Ī	16	1	23.90	-	30 - 03 - 1985	i	Active	1
Ì	17	İ	25.13	İ	30 - 03 - 1986	Ì	Active	1
١	18	1	12.89	ĺ	30 - 03 - 1987	ĺ	Active	
Ì	19	Ì	26.47	İ	30 - 03 - 1988	İ	Active	I
ı	20	Ì	28.77	i	30 - 03 - 1989	İ	Active	1
İ	21	ĺ	24.06	ĺ	30 - 03 - 1990	İ	Active	Ť
1	22	1	25.60	Ì	30 - 03 - 1991	i	Active	-1
i	23	i	28.36	ì	30 - 03 - 1992	Ì	Active	1
Ì	24	İ	19.42	Ì	30 - 03 - 1993	Ĺ	Active	Í
Ì	25	1	25.81	ĺ	30 - 03 - 1994	ĺ	Active	ĺ
İ	26	1	23.36	Ĺ	30 - 03 - 1995	ĺ	Active	İ
İ	27	İ	21.13	ĺ	30 - 03 - 1996	ĺ	Active	Ì
-								

Titre de l'étude : BASSIN TOTAL, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	   	Données	   	Identificateur	I	Active/Désactive	1
	Numéro  1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20		Données  27.26 28.58 32.45 24.17 32.78 22.00 24.45 32.07 27.60 23.19 21.95 22.87 26.01 25.22 30.14 23.84 25.55 14.39 26.79 28.98		Identificateur  30 - 03 - 1970 30 - 03 - 1971 30 - 03 - 1972 30 - 03 - 1973 30 - 03 - 1974 30 - 03 - 1975 30 - 03 - 1976 30 - 03 - 1977 30 - 03 - 1978 30 - 03 - 1979 30 - 03 - 1980 30 - 03 - 1981 30 - 03 - 1982 30 - 03 - 1982 30 - 03 - 1983 30 - 03 - 1984 30 - 03 - 1985 30 - 03 - 1986 30 - 03 - 1987 30 - 03 - 1988 30 - 03 - 1988		Active/Désactive  Active	
	21 22 23 24 25 26		24.29 25.73 29.01 20.58 25.90 23.32		30 - 03 - 1990 30 - 03 - 1991 30 - 03 - 1992 30 - 03 - 1993 30 - 03 - 1994 30 - 03 - 1995		Active Active Active Active Active Active	
ı	27	1	21.11	ı	30 - 03 - 1996	ı	Active	ı

Titre de l'étude : STATION BARRIÈRE GERVAIS, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	l	Données	 	Identificateur	   	Active/Désactive
1	1	1	25.65	1	31 - 03 - 1970	1	Active
İ	2	1	27.43	1	30 - 03 - 1971	ı	Active
Ĺ	3		28.45	1	24 - 03 - 1972	-	Active
Ĺ	4	İ	22.35	İ	20 - 03 - 1973	1	Active
ĺ	5	1	27.94	1	27 - 03 - 1974	- 1	Active
i	6	İ	18.29	ĺ	27 - 03 - 1975		Active
i	7	1	24.38	1	31 - 03 - 1976	1	Active
ĺ	8	١	32.51	1	30 - 03 - 1977	- 1	Active
ĺ	9	ı	25.91	1	29 - 03 - 1978	1	Active
Ĺ	10	ĺ	18.29	1	27 - 03 - 1979	-1	Active
İ	11	ı	16.76	1	25 - 03 - 1980	1	Active
ĺ	12	Ĺ	15.24	1	30 - 03 - 1981	- 1	Active
1	13	1	24.38	1	30 - 03 - 1982	-	Active
ĺ	14	1	17.27	1	29 - 03 - 1983	-	Active
Ĺ	15	1	30.48	1	27 - 03 - 1984	1	Active
ĺ	16	١	24.38	1	26 - 03 - 1985	-	Active
ĺ	17	ĺ	21.84	1	1 - 04 - 1986	- 1	Active
i	18	i	0.00	i	31 - 03 - 1987	1	Active
i	19	Ĺ	24.38	Ì	30 - 03 - 1988	- 1	Active
İ	20	Ĺ	23.62	İ	28 - 03 - 1989	1	Active
ĺ	21	1	18.80	İ	27 - 03 - 1990	ĺ	Active
i	22	i	19.56	Ĺ	27 - 03 - 1991	İ	Active
ĺ	23	Ĺ	21.84	İ	1 - 01 - 1992	Ĺ	Active
ĺ	24	İ	8.89	ĺ	31 - 03 - 1993	1	Active
i	25	1	26.16	Ì	31 - 03 - 1994	İ	Active
Í	26	1	18.54	i	30 - 03 - 1995	Í	Active

Titre de l'étude : STATION BARRIÈRE NORD, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	l	Données	1	Identificateur	ı	Active/Désactive
1		27.94	 I	1 - 04 - 1970	1	Active
1 2	-1	27.43	-	31 - 03 - 1971	- 1	Active
j 3	1	27.94	١	23 - 03 - 1972	- 1	Active
4	- 1	19.30	1	20 - 03 - 1973	-	Active
1 5	- 1	27.43	ı	26 - 03 - 1974	١	Active
6	1	23.88	- 1	26 - 03 - 1975	-	Active
7	ı	21.84	1	1 - 04 - 1976	1	Active
8	- 1	29.97	1	31 - 03 - 1977	1	Active
1 9	-	27.43	İ	30 - 03 - 1978	ı	Active
10	- 1	24.89	- 1	28 - 03 - 1979	l	Active
11	1	22.86	ı	26 - 03 - 1980	- 1	Active
12	- 1	25.40	1	31 - 03 - 1981	1	Active
13	- 1	28.45	١	30 - 03 - 1982	-	Active
14	- 1	25.40	l	30 - 03 - 1983	ı	Active
15	Į	28.96	-	28 - 03 - 1984	1	Active
16	1	23.37	١	26 - 03 - 1985	-1	Active
1 17	-	22.86	1	2 - 04 - 1986	-	Active
18	-	18.29	1	1 - 04 - 1987	ı	Active
19	1	24.38	- 1	31 - 03 - 1988	1	Active
20	-	30.23	١	29 - 03 - 1989	1	Active
21	1	28.45	1	29 - 03 - 1990	ı	Active
22	- 1	26.67	1	28 - 03 - 1991	1	Active
23	-	22.86	1	1 - 01 - 1992	1	Active
24	i	20.83	ı	1 - 04 - 1993	- 1	Active
25	1	27.18	١	30 - 03 - 1994	- 1	Active
26	-	25.65	1	29 - 03 - 1995	ı	Active
1 27	1	21.84	i	27 - 03 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : STATION BARRIÈRE SUD, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	ı	Données	   	Identificateur	1 -	Active/Désactive
1	 	28.70	 	1 - 04 - 1970	 I	Active
1 2	ĺ	28.19	ļ	31 - 03 - 1971	-	Active
1 3	ı	30.99	ŀ	23 - 03 - 1972	- 1	Active
4	-	22.35	1	20 - 03 - 1973	- 1	Active
5	١	32.00	1	26 - 03 - 1974	- 1	Active
6	-	19.30	l	26 - 03 - 1975	-	Active
1 7	1	25.40	-	1 - 04 - 1976	- 1	Active
1 8	-	30.99	1	31 - 03 - 1977	- 1	Active
J 9		29.46	1	30 - 03 - 1978	-	Active
10	I	27.43		28 - 03 - 1979	- 1	Active
11	-	15.75	ı	26 - 03 - 1980	-1	Active
1 12	1	18.03	1	31 - 03 - 1981	- 1	Active
13	1	24.89	l	30 - 03 - 1982	- 1	Active
14	1	19.81	-	30 - 03 - 1983	- 1	Active
15	-	29.97	1	28 - 03 - 1984	-	Active
16	-	23.88	1	26 - 03 - 1985	- 1	Active !
17	-	17.78	- 1	2 - 04 - 1986	- 1	Active
18	ı	7.11	-	1 - 04 - 1987	- 1	Active
19	1	23.37	1	31 - 03 - 1988	- 1	Active
20	1	27.69	1	29 - 03 - 1989	- 1	Active
21	-	20.57	-	29 - 03 - 1990	- 1	Active
22		21.08	1	28 - 03 - 1991	1	Active
1 23		30.23	1	1 - 01 - 1992	-1	Active
24	- 1	12.95	- 1	1 - 04 - 1993	1	Active
25	-	21.84	1	30 - 03 - 1994	1	Active
1 26	1	21.59	١	29 - 03 - 1995	1	Active
27	1	21.59	1	27 - 03 - 1996	l	Active

Titre de l'étude : STATION KM 36, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	Données	1	Identificateur	1	Active/Désactive
1 1 1	26.16	1	28 - 03 - 1970	1	Active
2	27.69	1	30 - 03 - 1971	- İ	Active
1 3	28.45	- 1	22 - 03 - 1972	1	Active
4	22.35	-	22 - 03 - 1973	1	Active
1 5 1	33.53	1	27 - 03 - 1974	1	Active
6	17.78	1	28 - 03 - 1975	- 1	Active
1 7 1	25.91	ı	31 - 03 - 1976	-	Active
8	32.51	ľ	30 - 03 - 1977	-	Active
1 9 1	25.91	1	29 - 03 - 1978	- 1	Active
10	20.32	-1	27 - 03 - 1979	1	Active
11	20.32	- 1	25 - 03 - 1980	- 1	Active
12	17.53	1.	30 - 03 - 1981	-1	Active
13	29.46	1.	30 - 03 - 1982	1	Active
14	19.81	-1	29 - 03 - 1983	1	Active
15	32.00	-1	27 - 03 - 1984	- 1	Active
16	25.91	-1	25 - 03 - 1985	- 1	Active
17	26.92	-	1 - 04 - 1986	-	Active
18	8.89	ľ	31 - 03 - 1987	1	Active
19	28.96	1	30 - 03 - 1988	1	Active
20	24.38	-1	28 - 03 - 1989	- 1	Active
21	21.59	ı	27 - 03 - 1990	1	Active
22	26.92	-	27 - 03 - 1991	- 1	Active
23	27.69	1	1 - 01 - 1992	-	Active
24	15.75	ł	31 - 03 - 1993	1	Active
25	29.72	-	31 - 03 - 1994	ı	Active
26	25.91	1	30 - 03 - 1995	1	Active
27	21.59	1	26 - 03 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : STATION KM 66, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	ı	Données	 	Identificateur	Active/Désactive
1	1	1	27.94	 I	28 - 03 - 1970	Active
1	2 3	1	26.42	-	30 - 03 - 1971	Active
ł	3	1	30.48	1	22 - 03 - 1972	Active
- 1	4	1	20.32	1	22 - 03 - 1973	Active
	5	1	30.99	-1	27 - 03 - 1974	Active
-	6	F	16.76	1	28 - 03 - 1975	Active
1	7	1	25.91	1	31 - 03 - 1976	Active
- 1	8	1	26.42	i	30 - 03 - 1977	Active
1	9	1	23.88	1	29 - 03 - 1978	Active
-1	10		19.81	-	27 - 03 - 1979	Active
1	11	1	18.80	1	25 - 03 - 1980	Active
-1	12	1	19.81	-	30 - 03 - 1981	Active
- 1	13	1	29.97	1	30 - 03 - 1982	Active
-	14	1	19.30	- 1	29 - 03 - 1983	Active
-1	15	-	29.46	-	27 - 03 - 1984	Active
- 1	16	1	21.34	1	25 - 03 - 1985	Active
-1	17	1	24.89		1 - 04 - 1986	Active
- 1	18	1	12.70	-	31 - 03 - 1987	Active
-	19	1	26.92	- 1	30 - 03 - 1988	Active
-1	20	1	20.83	1	28 - 03 - 1989	Active
1	21		19.05	-1	27 - 03 - 1990	Active
1	22	ı	21.34	i	27 - 03 - 1991	Active
Ĺ	23	1	27.69	İ	1 - 01 - 1992	Active
İ	24	ĺ	17.78	ı	31 - 03 - 1993	Active
i	25	1	22.61	1	31 - 03 - 1994	Active
1	26	i	22.86	İ	30 - 03 - 1995	Active
İ	27	İ	19.05	Ī	26 - 03 - 1996	Active

Titre de l'étude : STATION KM 85, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	1	Données	   	Identificateur	1	Active/Désactive	1
1	1	1	15.24	 I	28 - 03 - 1975	1	Active	1
ı	2	- 1	21.84	- 1	31 - 03 - 1976	ı	Active	1
ĺ	3	1	21.84	1	30 - 03 - 1977	1	Active	١
1	4	1	22.86	1	29 - 03 - 1978	1	Active	1
Ì	5	Ì	15.24	Ì	27 - 03 - 1979	İ	Active	Ì
Ì	6	-	16.26	ĺ	25 - 03 - 1980	1	Active	1
1	7	1	13.72	١	30 - 03 - 1981	1	Active	١
1	8	- 1	24.89	1	30 - 03 - 1982	1	Active	١
ı	9	- 1	18.80	1	29 - 03 - 1983	İ	Active	Ì
1	10	-	26.42	1	27 - 03 - 1984	1	Active	1
-1	11	1	18.29	1	25 - 03 - 1985	1	Active	١
-	12	1	23.37	1	1 - 04 - 1986	1	Active	İ
ı	13	1	8.64	١	31 - 03 - 1987	1	Active	1
1	14	- 1	26.42	1	30 - 03 - 1988	1	Active	١
1	15	- 1	20.07	-1	28 - 03 - 1989	1	Active	١
1	16	-1	17.02	1	27 - 03 - 1990	1	Active	١
1	17	1	20.32	Ì	27 - 03 - 1991	1	Active	ĺ
-	18	1	24.89	1	1 - 01 - 1992	1	Active	١
1	19	1	18.54		30 - 03 - 1993	1	Active	Í
Ì	20	1	22.35	1	29 - 03 - 1994	1.	Active	İ
Ì	21	1	21.59	1	27 - 03 - 1995	1	Active	ĺ
1	22	ĺ	18.29	1	28 - 03 - 1996	1	Active	Ì
_								

Titre de l'étude : STATION LAC ALEX, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	Données	Identificateur		Active/Désactive
1	24.13	30 - 03 - 1970	1	Active
. 2	30.23	29 - 03 - 1971	1	Active
1 3	34.04	27 - 03 - 1972	- 1	Active
4	22.86	19 - 03 - 1973	- 1	Active
J 5	38.10	25 - 03 - 1974	ı	Active
6	23.37	<b>25 - 03 - 1975</b> .	- 1	Active
1 7	28.96	30 - 03 - 1976	ŀ	Active
! 8	36.58	29 - 03 - 1977	-	Active
1 9	29.46	28 - 03 - 1978	1	Active
10	27.94	26 - 03 - 1979	-	Active
11	23.88	24 - 03 - 1980	1	Active
12	26.16	30 - 03 - 1981	ı	Active
13	37.08	29 - 03 - 1982	- 1	Active
14	22.35	28 - 03 - 1983	- 1	Active
15	33.02	26 - 03 - 1984	- 1	Active
16	30.48	25 - 03 - 1985	1	Active
1 17	32.51	31 - 03 - 1986	ı	Active
18	19.30	30 - 03 - 1987	- 1	Active
19	34.54	28 - 03 - 1988	1	Active
1 20	30.48	27 - 03 - 1989	1	Active
21	26.16	26 - 03 - 1990	- 1	Active
1 22	28.96	25 - 03 - 1991	-	Active
! 23	30.23	1 - 01 - 1992	- 1	Active
1 24	21.34	29 - 03 - 1993	11	Active
25	29.21	28 - 03 - 1994	- 1	Active
26	26.67	28 - 03 - 1995	- 1	Active
27	22.10	25 - 03 - 1996	- 1	Active

Titre de l'étude : STATION LAC BENOÎT, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	1	Données	ı	Identificateur	ı	Active/Désactive
15	1	28.45		26 - 03 - 1970	1	Active
16	1	32.51	1	29 - 03 - 1972	- 1	Active
17	- 1	28.96	1	21 - 03 - 1973	-	Active
18	1	32.51	1	26 - 03 - 1974	1	Active
19	1	26.92	-	27 - 03 - 1975	1	Active
20	-	24.89	1	29 - 03 - 1976	i	Active
21	-1	32.00	1	31 - 03 - 1977	. 1	Active
22	-	26.92	ı	3 - 04 - 1978	- 1	Active
23	1	22.86	١	28 - 03 - 1979	İ	Active
24	1	26.42	1	27 - 03 - 1980	İ	Active
25	Ì	22.86	Ĺ	31 - 03 - 1981	Ė	Active
26	Ì	23.37	i	30 - 03 - 1982	i	Active
27	ĺ	32.51	İ	30 - 03 - 1983	i	Active
28	ì	31.50	i	29 - 03 - 1984	Ì	Active
29	Ì	23.88	i	29 - 03 - 1985	Ì	Active
30	i	29.97	i	2 - 04 - 1986	i	Active
31	Ì	21.34	i	2 - 04 - 1987	i	Active
32	ì	29.97	i	29 - 03 - 1988	i	Active
33	Ì	31.50	i	1 - 04 - 1989	i.	Active
34	i	25.91	i	28 - 03 - 1990	i	Active
35	ĺ	24.89	Ĺ	26 - 03 - 1991	i	Active
36	ĺ	32.26	i	24 - 03 - 1992	i	Active
37	1	26.42	i	30 - 03 - 1993	ĺ	Active
38	i	26.42	i	29 - 03 - 1994	i	Active
39	i	21.84	i	27 - 03 - 1995	i	Active
40	Ĭ	21.84	i	28 - 03 - 1996	i	Active

Titre de l'étude : STATION LAC CACHÉ, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	1	Données	1	Identificateur	Active/Désactive
1	 	26.92		1 - 04 - 1970	Active
1 2	1	26.92	1	31 - 03 - 1971	Active
3	ı	30.99	i	23 - 03 - 1972	Active
4	- 1	24.38	- 1	20 - 03 - 1973	Active
1 5	ı	32.00	- 1	26 - 03 - 1974	Active
6	-	25.91	- 1	26 - 03 - 1975	Active
1 7	- 1	21.84	١	1 - 04 - 1976	Active
1 8	-	30.48	- 1	31 - 03 - 1977	Active
9	-	26.92	- [	30 - 03 - 1978	Active
10	1	25.91	1	28 - 03 - 1979	Active
11	1	25.40	- 1	26 - 03 - 1980	Active
12	1	28.19	- 1	31 - 03 - 1981	Active
13	-	31.50	1	30 - 03 - 1982	Active
14	ı	25.40	-1	30 - 03 - 1983	Active
15	1	30.99	- 1	28 - 03 - 1984	Active
16	1	28.45	- 1	26 - 03 - 1985	Active
1 17	İ	30.99	1	2 - 04 - 1986	Active
1 18	1	22.35	Ì	1 - 04 - 1987	Active
19	1	27.94	- 1	31 - 03 - 1988	Active
20	1	31.24	١	29 - 03 - 1989	Active
21	ĺ	28.19	Ť	29 - 03 - 1990	Active
22	1	28.70	- 1	28 - 03 - 1991	Active
1 23	ı	32.51	ı	1 - 01 - 1992	Active
24	1	23.37	- 1	1 - 04 - 1993	Active
25	1	29.46	-	30 - 03 - 1994	Active
1 26	ĺ	25.91	1	29 - 03 - 1995	Active
1 27	ı	26.42	İ	27 - 03 - 1996	Active

Titre de l'étude : STATION LAC CHIGOUBICHE, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	l	Données	1	Identificateur	Active/Désactive
1	1	1	27.18	1	1 - 04 - 1970	Active
١	2	ı	26.67	1	31 - 03 - 1971	Active
1	3	1	28.96	- 1	23 - 03 - 1972	Active
ı	4	1	20.83	-1	20 - 03 - 1973	Active
1	5	1	32.00	l	26 - 03 - 1974	Active
I	6	1	20.32	-	26 - 03 - 1975	Active
1	7	1	16.26	-	1 - 04 - 1976	Active
1	8	1	29.46	1	31 - 03 - 1977	Active
ı	9	1	27.43	1	30 - 03 - 1978	Active
1	10	1	20.83	1	28 - 03 - 1979	Active
1	11	1	20.32	-	26 - 03 - 1980	Active
ı	12	1	19.30	1	31 - 03 - 1981	Active
1	13	H	24.89	1	30 - 03 - 1982	Active
١	14	1	23.37	1	30 - 03 - 1983	Active
1	15	1	29.46	1	28 - 03 - 1984	Active
1	16	1	25.40	-	26 - 03 - 1985	Active
1	17	1	21.84	- 1	2 - 04 - 1986	Active
1	18	1	10.92	-	1 - 04 - 1987	Active
1	19	1	23.88	-	31 - 03 - 1988	Active
1	20	1	29.21	- 1	29 - 03 - 1989	Active
1	21	1	22.10	1	29 - 03 - 1990	Active
1	22	1	22.86	ı	28 - 03 - 1991	Active
1	23	ı	27.18	ı	1 - 01 - 1992	Active
1	24	1	14.99	-	1 - 04 - 1993	Active
1	25	1	18.54	-1	30 - 03 - 1994	Active
1	26	1	23.37	- 1	29 - 03 - 1995	Active
1	27	1	18.54	<u> </u>	27 - 03 - 1996	Active

Titre de l'étude : STATION LAC DES COMMISSAIRES, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	Données	ı	Identificateur	 	Active/Désactive	1
1	28.45	1	2 - 04 - 1970	1	Active	Į
1 2 1	28.96	1	1 - 04 - 1971	1	Active	١
1 3 1	35.05	1	28 - 03 - 1972		Active	١
4	19.81	i	23 - 03 - 1973	Ì	Active	-
1 5 1	29.97	1	28 - 03 - 1974	١	Active	١
1 6 1	18.80	1	27 - 03 - 1975	1	Active	١
1 7 1	17.78	1	2 - 04 - 1976	١	<b>Active</b>	1
1 8 1	25.91	1	1 - 04 - 1977	١	Active	١
1 9 1	23.88	1	31 - 03 - 1978	1	Active	١
10	22.86	ı	29 - 03 - 1979	1	Active	1
11	9.14	1	27 - 03 - 1980	1	Active	1
12	9.65	ı	2 - 04 - 1981	1	Active	1
13	22.86	1	31 - 03 - 1982	-	Active	١
14	18.29	1	31 - 03 - 1983	- 1	Active	1
15	30.99	1	29 - 03 - 1984	1	Active	1
16	22.86	1	27 - 03 - 1985	- 1	Active	1
17	17.27	1	3 - 04 - 1986	-	Active	1
18	8.64	- 1	2 - 04 - 1987	-	Active	-
19	24.38	1	1 - 04 - 1988	-	Active	1
20	25.65	- 1	30 - 03 - 1989	1	Active	1
21	17.53		27 - 03 - 1990	-	Active	-
22	25.40	-	29 - 03 - 1991	1	<b>Active</b>	1
23	26.42	-	1 - 01 - 1992	- 1	Active	-1
24	17.27	-	2 - 04 - 1993	-1	Active	İ
25	24.38	-	31 - 03 - 1994	-	Active	ļ
26	25.65	-	30 - 03 - 1995	- 1	Active	1
27	20.83	1.	26 - 03 - 1996	1	Active	1

Titre de l'étude : STATION LAC DES CYGNES, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	Données	1	Identificateur	1	Active/Désactive	1
1	33.02	1	26 - 03 - 1970		Active	Ī
2	32.00	Ĺ	29 - 03 - 1972	Ĺ	Active	1
2   3	23.37	İ	21 - 03 - 1973	Ì	Active	1
1 4 1	34.04	- 1	26 - 03 - 1974	1	Active	
j 5 j	19.30	- 1	27 - 03 - 1975	1	Active	1
1 6 1	23.37	1	29 - 03 - 1976	Ì	Active	1
1 7 1	30.99	-1	31 - 03 - 1977	-	Active	1
8	26.92		3 - 04 - 1978	- 1	Active	
1 9 1	19.81	1	28 - 03 - 1979	-	Active	1
10	23.37	-1	27 - 03 - 1980	1	Active	1
11	21.84	-	31 - 03 - 1981	1	Active	1
12	21.34	- 1	30 - 03 - 1982	1	Active	1
13	22.86	1	30 - 03 - 1983	- 1	Active	1
14	25.91	1	29 - 03 - 1984	- 1	Active	1
15	21.84		29 - 03 - 1985		Active	
16	24.89	1	2 - 04 - 1986		Active	1
17	7.62	ı	2 - 04 - 1987	1	Active	1
18	21.84	ł	29 - 03 - 1988	-	Active	1
19	28.96	ı	31 - 03 - 1989	-1	Active	1
20	23.62	ı	28 - 03 - 1990	1	Active	1
21	26.42	1	26 - 03 - 1991		Active	1
22	30.23	ı	1 - 01 - 1992	-	Active	1
23	19.56	1	30 - 03 - 1993	- 1	Active	1
24	25.91	ł	29 - 03 - 1994	-	Active	ŀ
25	18.54	ı	27 - 03 - 1995	-	Active	1.
26	19.05	ı	28 - 03 - 1996	1	Active	ı

Titre de l'étude : STATION LAC AUX GRANDES POINTES, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

16	
18	
19	1
20   36.58   25 - 03 - 1974   Active   21   19.81   25 - 03 - 1975   Active   22   29.46   30 - 03 - 1976   Active	1
21   19.81   25 - 03 - 1975   Active   22   29.46   30 - 03 - 1976   Active	1
22   29.46   30 - 03 - 1976   Active	1
	ļ
23   37 NR   29 - N3 - 1977   Active	
24   27.94   28 - 03 - 1978   Active	- 1
25   28.96   26 - 03 - 1979   Active	- 1
26   23.37   24 - 03 - 1980   Active	1
27   28.19   30 - 03 - 1981   Active	ı
28   33.53   29 - 03 - 1982   Active	1
29   21.34   28 - 03 - 1983   Active	Į.
30   37.59   26 - 03 - 1984   Active	- 1
31   29.97   25 - 03 - 1985   Active	1
32   33.53   31 - 03 - 1986   Active	i
33   16.26   30 - 03 - 1987   Active	- 1
34   22.86   26 - 03 - 1990   Active	- 1
35   24.64   25 - 03 - 1991   Active	ı
36   27.69   1 - 01 - 1992   Active	l
37   21.84   29 - 03 - 1993   Active	1
38   27.69   28 - 03 - 1994   Active	1
39   24.38   28 - 03 - 1995   Active	İ
40   20.32   25 - 03 - 1996   Active	İ

Titre de l'étude : STATION LAC LONG, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	1	Données	1	Identificateur	Active/Désactive
İ	1 2	1	27.94 34.04		26 - 03 - 1970   29 - 02 - 1972	Active   Active
- {	3	- 1	26.92	-	21 - 03 - 1973	Active
¦	4	- !	36.07	1	26 - 03 - 1974	Active
1	5	- !	25.40	1	27 - 03 - 1975	Active
!	6	- !		!		
!		!	24.89	!	29 - 03 - 1976	Active
!	7	!	34.04	!	31 - 03 - 1977	Active
- !	8	!	29.46	!	3 - 04 - 1978	Active
ļ	9	!	25.91		28 - 03 - 1979	Active
Ų	10	!	24.38	ı	27 - 03 - 1980	Active
١	. 11	ļ	27.94	-	31 - 03 - 1981	Active
ŀ	12	ı	25.91	-	30 - 03 - 1982	Active
ı	13	I	29.46	- 1	30 - 03 - 1983	Active
١	14	-	30.99	4	29 - 03 - 1984	Active
١	15	- 1	23.37	- 1	29 - 03 - 1985	Active
- 1	16	- 1	33.02	-1	2 - 04 - 1986	Active
١	17	-	21.84	-	2 - 04 - 1987	Active
-1	18	1	28.45	1	29 - 03 - 1988	Active
ŀ	19	-	33.78	ı	31 - 03 - 1989	Active
١	20	1	26.42	- 1	28 - 03 - 1990	Active
-1	21	- 1	26.67	1	26 - 03 - 1991	Active
ĺ	22	-1	32.26	1	1 - 01 - 1992	Active
Ì	23	Ĺ	24.89	1	30 - 03 - 1993	Active
i	24	i	29.97	i	29 - 03 - 1994	Active
i	25	i	23.88	i	27 - 03 - 1995	Active
j	26	i	24.13	i	28 - 03 - 1996	Active
٠.		•	=	•	<del></del> ,	

Titre de l'étude : STATION LAC MACHISQUE, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

I	Numéro	ı	Données	1	Identificateur	1	Active/Désactive
Ī	1	١	26.92	1	26 - 03 - 1970	Ì	Active
1	2	ı	32.00	-	29 - 03 - 1972	ı	Active
ľ	3	1	32.00	- 1	21 - 03 - 1973	ı	Active
Ì	4	1	37.08	- 1	26 - 03 - 1974	-	Active
1	5	ı	29.46	-1	28 - 03 - 1975	1	Active
ı	6	1	25.40	1	29 - 03 - 1976	-	Active
ı	7	11	33.02	-1	31 - 03 - 1977	ı	Active
1	8		29.97	-	3 - 04 - 1978	I	Active
١	9	- 1	24.89	- 1	28 - 03 - 1979	- 1	Active
١	10	- 1	26.42	1	27 - 03 - 1980	- 1	Active
1	11	-1	32.00	-	31 - 03 - 1981	- 1	Active
ı	12	-	24.38	- 1	30 - 03 - 1982	-1	Active
1	13	-1	32.51	- 1	30 - 03 - 1983	-	Active
1	14	1	33.02	1	29 - 03 - 1984	1	Active
1	15	1	24.89	1	29 - 03 - 1985	1	Active
1	16	1	29.46	-1	2 - 04 - 1986	- 1	Active
ı	17	-	24.38		2 - 04 - 1987	- 1	Active
1	18		30.48	-1	29 - 03 - 1988	- 1	Active
1	19	- 1	34.80	1	1 - 04 - 1989	-1	Active
1	20	- 1	31.50	1	28 - 03 - 1990	- 1	Active
ı	21	1	31.50	- 1	26 - 03 - 1991	-	Active
ı	22	1	30.23	- 1	1 - 01 - 1992	-1	Active
i	23	1	27.43	- 1	30 - 03 - 1993	- 1	Active
1	24	1	27.94	1	29 - 03 - 1994	-	Active
١	25	-	25.40		27 - 03 - 1995	- 1	Active
1	26	1	25.40	-	28 - 03 - 1996	1	Active

Titre de l'étude : STATION LAC MANOUANE, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

1	Numéro	ı	Données	ı	Identificateur	l	Active/Désactive	1
1	1	ı	25.40	1	26 - 03 - 1970	1	Active	i
ŀ	2 3	1	34.54	1	29 - 03 - 1972	1	Active	1
-	3	1	21.84	1	21 - 03 - 1973	1	Active	1
-	4	1	33.02	1	26 - 03 - 1974	-1	Active	ı
- 1	5	F	16.26	1	27 - 03 - 1975	1	Active	
1	6	1	29.46		29 - 03 - 1976	1	Active	1
1	- <b>7</b>	1	35.05	ı	31 - 03 - 1977	1	Active	-
-	8	ı	27.43	1	3 - 04 - 1978	i	Active	1
-1	9	1 -	22.86	1	28 - 03 - 1979	-	Active	1
١	10	1	24.89	1	27 - 03 - 1980	1	Active	
-1	11	ı	27.43	1	31 - 03 - 1981	1	Active	i
-1	12	1	29.46	1	30 - 03 - 1982	-1	Active	
-1	13	l	29.97	1	30 - 03 - 1983	1	Active	Ţ
-1	14	1	33.53	1	29 - 03 - 1984	1	Active	Ĺ
-1	15		25.91		29 - 03 - 1985	- 1	Active	1
- [	16	ı	26.92	1	2 - 04 - 1986	-1	Active	1
-1	17	1	16.76	1	2 - 04 - 1987		Active	1
-1	18	1	28.96	1	29 - 03 - 1988	1	Active	1
-1	19		30.73	ı	1 - 04 - 1989	-1	Active	
-	20	1	26.42	1	28 - 03 - 1990	-1	Active	1
-	21	1	30.48	1	26 - 03 - 1991	1	Active	1
-	22	1	35.05	1	1 - 01 - 1992	1	Active	1
ŀ	23	1	26.67	1	30 - 03 - 1993	1	Active	1
-	24	1	27.94	1	29 - 03 - 1994	1	Active	1
	25	1	23.62	1	27 - 03 - 1995	-1	Active	ı
ı	26	I	18.29	ı	28 - 03 - 1996	1	Active	ı

Titre de l'étude : STATION LAC PIACOUADIE, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

	Numéro		Données	1	Identificateur	1	Active/Désactive
ı	15	1	21.84	ı	26 - 03 - 1970	1	Active
1	16	ı	33.02	1	29 - 03 - 1972	1	Active
ı	17	1	27.43	١	21 - 03 - 1973	-	Active
1	18	1	33.53	1	26 - 03 - 1974	1	Active
1	19	1	25.40	ı	29 - 03 - 1976	-	Active
ŀ	20	1	31.50	-	31 - 03 - 1977	-	Active
1	21	1	29.46	ı	3 - 04 - 1978	١	Active
1	22	İ	25.91	1	28 - 03 - 1979	1	Active
1	23	1	27.43	-	27 - 03 - 1980	- 1	Active
1	24	1	29.46	- 1	31 - 03 - 1981	1	Active
1	25		25.91	ì	30 - 03 - 1982	ĺ	Active
1	26	1	30.99	- 1	30 - 03 - 1983	1	Active
1	27		30.99	1	29 - 03 - 1984	ı	Active
ŀ	28	1	24.38	1	29 - 03 - 1985	-	Active
1	29	1	25.91	1	2 - 04 - 1986	- 1	Active
1	30	1	22.35	1	2 - 04 - 1987	1	Active
1	31	1	27.94	-1	29 - 03 - 1988	- 1	Active
1	32	1	28.70		1 - 04 - 1989	1	Active
1	33	1	24.13	1	28 - 03 - 1990	1	Active
1	34		24.64	- 1	26 - 03 - 1991	- 1	Active
1	35	1	30.73	-1	1 - 01 - 1992	1	Active
1	36	1	25.15	1	30 - 03 - 1993	- 1	Active
ı	37	1	28.19	- 1	29 - 03 - 1994	- 1	Active
ı	38	1	23.37	1	27 - 03 - 1995	1	Active
1	39	1	21.59	1	28 - 03 - 1996	-	Active

Titre de l'étude : STATION PASSES-DANGEREUSES, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numéro	Données	Identificateur	Active/Désactive
1	24.64	30 - 03 - 1970	Active
1 2	29.97	29 - 03 - 1971	Active
1 3	36.58	27 - 03 - 1972	Active
1 4	24.38	19 - 03 - 1973	Active
5	29.46	25 - 03 - 1974	Active
1 6	24.38	25 - 03 - 1975	Active
1 7	28.96	30 - 03 - 1976	Active
1 8	38.10	29 - 03 - 1977	Active
1 9	28.45	28 - 03 - 1978	Active
10	23.88	26 - 03 - 1979	Active
1 11	25.40	24 - 03 - 1980	Active
12	30.99	30 - 03 - 1981	Active
13	26.42	29 - 03 - 1982	Active
14	26.42	28 - 03 - 1983	Active
15	24.38	26 - 03 - 1984	Active
16	20.32	25 - 03 - 1985	Active
17	1 25.40 I	31 - 03 - 1986	Active
18	14.73	30 - 03 - 1987	Active
1 19	28.45	28 - 03 - 1988	Active
1 20	29.72	27 - 03 - 1989	Active
21	25.40	26 - 03 - 1990	Active
22	25.15	25 - 03 - 1991	Active
23	27.69	1 - 01 - 1992	Active
24	21.08	29 - 03 - 1993	Active
25	25.40	28 - 03 - 1994	Active
1 26	26.42	28 - 03 - 1995	Active
i 27	20.83	25 - 03 - 1996	Active

Titre de l'étude : STATION RIVIÈRE AU SERPENT, EQUIVALENT D'EAU FIN MARS

Numé	ro	Données		Identificateur	Active/Désactive
	1	24.38	- <b></b>	30 - 03 - 1970	Active
1 :	2	27.94	١	29 - 03 - 1971	Active
1 :	3	36.58	-	27 - 03 - 1972	Active
	4	24.38	- 1	19 - 03 - 1973	Active
	5	34.54	1	25 - 03 - 1974	Active
	6	22.86	1	25 - 03 - 1975	Active
1	7	30.48	1	30 - 03 - 1976	Active
1	8	39.12	1	29 - 03 - 1977	Active
	9	32.51	1	28 - 03 - 1978	Active
1 1	0	27.43	İ	26 - 03 - 1979	Active
1 1	1	25.91	1	24 - 03 - 1980	Active
1:	2	28.19	Ì	30 - 03 - 1981	Active
1 1	3	35.56	Ì	29 - 03 - 1982	Active
1 1	4	26.42	Ì	28 - 03 - 1983	Active
1 1	5 j	34.54	i	26 - 03 - 1984	Active
1 1	6	28.96	Ì	25 - 03 - 1985	Active
1 1	7	30.48	1	31 - 03 - 1986	Active
1 1	8	16.26	1	30 - 03 - 1987	Active
1 1	9	32.00	ĺ	28 - 03 - 1988	Active
1 2	0	34.04	1	27 - 03 - 1989	Active
] 2:	1	41.66	-	26 - 03 - 1990	Active
2:	2	33.02	-	25 - 03 - 1991	Active
1 2	3 j	28.96	i	1 - 01 - 1992	Active
j 2	4 j	23.37	İ	29 - 03 - 1993	Active
1 2	5 i	32.77	i	28 - 03 - 1994	Active
1 2	6 i	25.40	i	28 - 03 - 1995	Active
i 2'	•	25.15	i	25 - 03 - 1996	Active
·	<b>'</b>		•		,

### ANNEXE B

### Graphiques des équivalents en eau

- B1 Lac Manouane et Passes-Dangereuses
- B2 Bassin Amont et Chute du Diable
- B3 Chute à la Savane et Lac St-Jean
- B4 Bassin Aval et Bassin Total

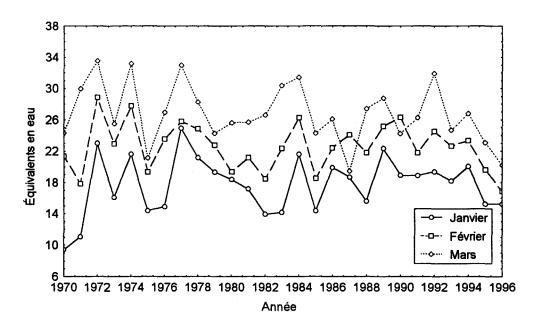


Figure B.1. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Lac Manouane.

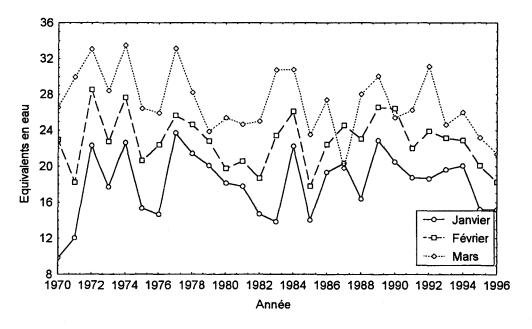


Figure B.2. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Passes Dangereuses.

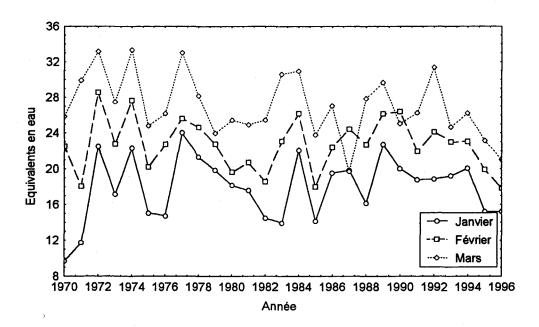


Figure B.3. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Amont.

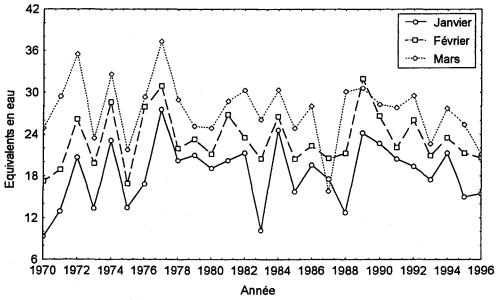


Figure B.4. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Chute du Diable.

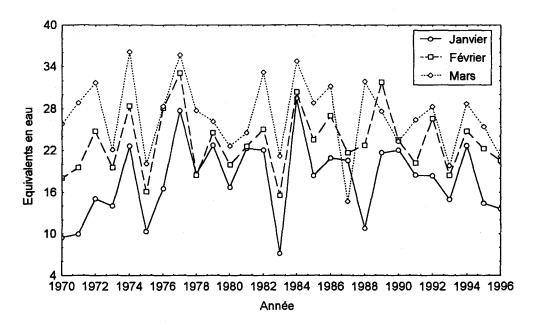


Figure B.5. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Chute à la Savane.

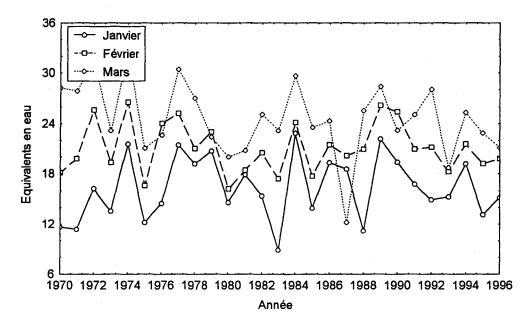


Figure B.6. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Lac St-Jean.

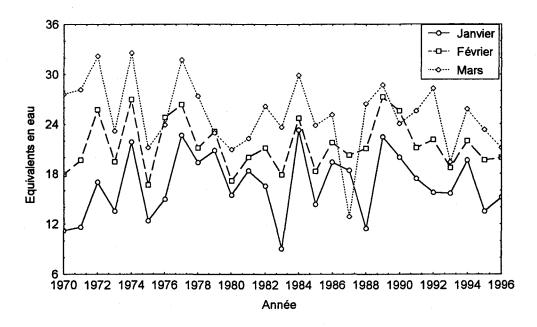


Figure B.7. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Aval.

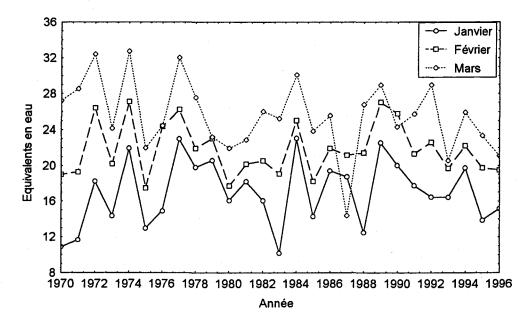
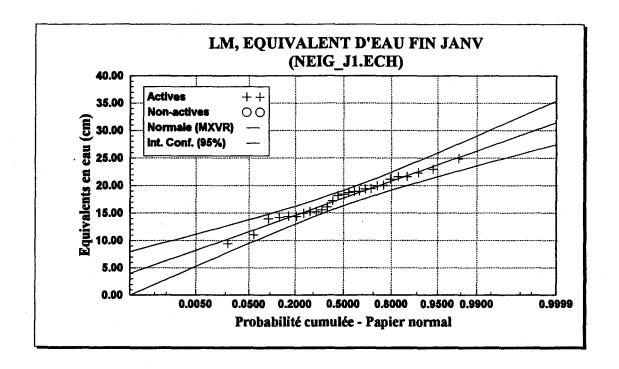


Figure B.8. Équivalents en eau à la fin des mois de janvier, février et mars - Total.

#### ANNEXE C

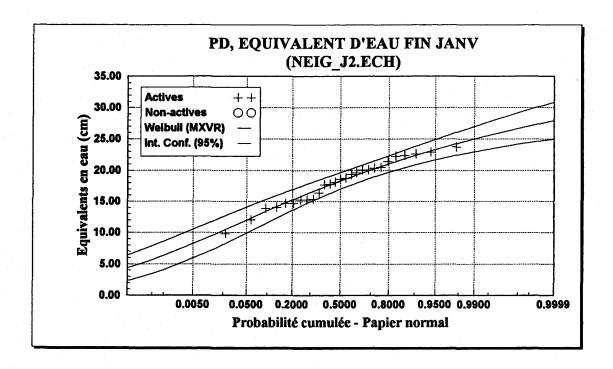
# Résultats des ajustements aux équivalents en eau de la fin janvier des bassins versants

- C1 Lac Manouane
- C2- Passes-Dangereuses
- C3 Bassin Amont
- C4 Chute du Diable
- C5 Chute à la Savane
- C6 Lac St-Jean
- C7 Bassin Aval
- C8 Bassin Total



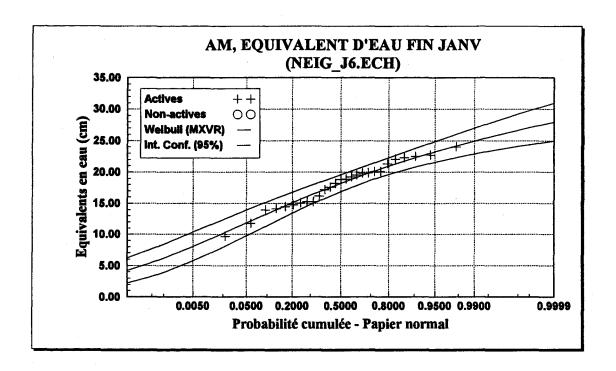
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	31.4	2.0	[ 27.4 ; 35.4 ]
$\mu = 17.71$	2000	0.0005	29.8	1.8	[ 26.3 ; 33.4 ]
$\sigma = 3.69$	1000	0.0010	29.1	1.7	[ 25.7 ; 32.5 ]
	200	0.0050	27.2	1.5	[24.3;30.1]
	100	0.0100	26.3	1.4	[ 23.6 ; 29.0 ]
	50	0.0200	25.3	1.3	[ 22.8 ; 27.8 ]
	20	0.0500	23.8	1.1	[21.6;25.9]
	10	0.1000	22.4	1.0	[ 20.5 ; 24.3 ]
	5	0.2000	20.8	0.8	[ 19.2 ; 22.4 ]
	3	0.3000	19.6	0.8	[ 18.2 ; 21.1 ]
	2	0.5000	17.7	0.7	[16.3;19.1]

Figure C.1. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Lac Manouane.



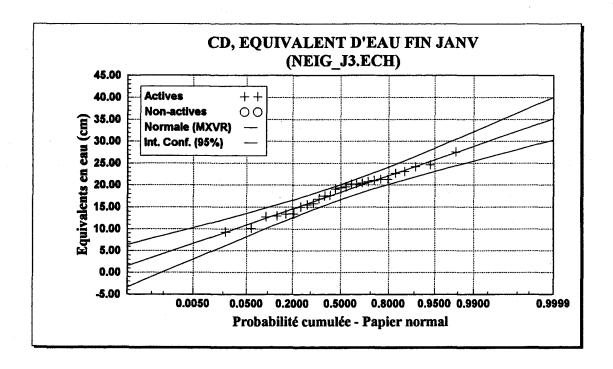
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	27.9	1.5	[ 25.0 ; 30.9 ]
$\alpha = 19.48$	2000	0.0005	27.1	1.4	[ 24.4 ; 29.7 ]
c = 6.16	1000	0.0010	26.7	1.3	[24.1;29.2]
	200	0.0050	25.5	1.1	[23.4;27.7]
	100	0.0100	25.0	1.0	[ 22.9 ; 27.0 ]
	50	0.0200	24.3	0.9	[ 22.5 ; 26.2 ]
	20	0.0500	23.3	0.8	[21.7;24.9]
	10	0.1000	22.3	0.7	[ 20.9 ; 23.7 ]
	5	0.2000	21.1	0.7	[ 19.8 ; 22.3 ]
	3	0.3000	20.1	0.6	[ 18.8 ; 21.3 ]
	2	0.5000	18.4	0.7	[ 17.0 ; 19.7 ]

Figure C.2. Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Passes-Dangereuses.



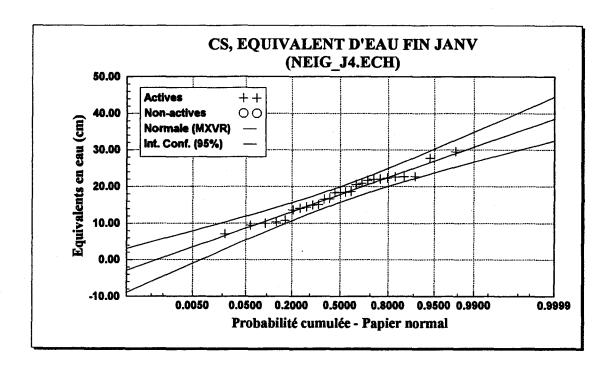
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart ; type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	28.0	1.5	[25.0;31.0]
$\alpha = 19.37$	2000	0.0005	27.1	1.4	[24.4;29.8]
c = 6.04	1000	0.0010	26.7	1.3	[ 24.1 ; 29.2 ]
	200	0.0050	25.5	1.1	[23.3;27.7]
	100	0.0100	24.9	1.0	[ 22.9 ; 27.0 ]
	50	0.0200	24.3	1.0	[ 22.4 ; 26.2 ]
	20	0.0500	23.2	0.8	[21.6;24.9]
	10	0.1000	22.2	0.7	[20.8;23.7]
	5	0.2000	21.0	0.7	[ 19.6 ; 22.3 ]
	3	0.3000	20.0	0.6	[ 18.7; 21.2]
	2	0.5000	18.2	0.7	[ 16.9 ; 19.6 ]

Figure C.3. Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Amont.



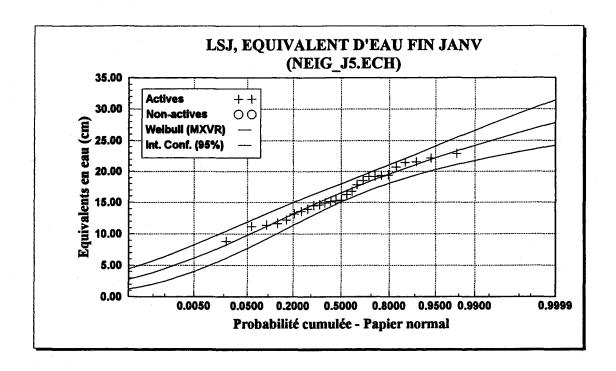
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	35.2	2.5	[30.3;40.1]
$\mu = 18.35$	2000	0.0005	33.2	2.2	[28.9; 37.6]
$\sigma = 4.52$	1000	0.0010	32.3	2.1	[28.2;36.5]
	200	0.0050	30.0	1.8	[26.4;33.6]
	100	0.0100	28.9	1.7	[25.5;32.2]
	50	0.0200	27.7	1.6	[24.6;30.7]
	20	0.0500	25.8	1.4	[23.2;28.4]
	10	0.1000	24.2	1.2	[21.8; 26.5]
	5	0.2000	22.2	1.0	[ 20.2 ; 24.2 ]
	3	0.3000	20.7	0.9	[18.9; 22.6]
.0	2	0.5000	18.4	0.9	[16.6; 20.1]

Figure C.4. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Chute du Diable.



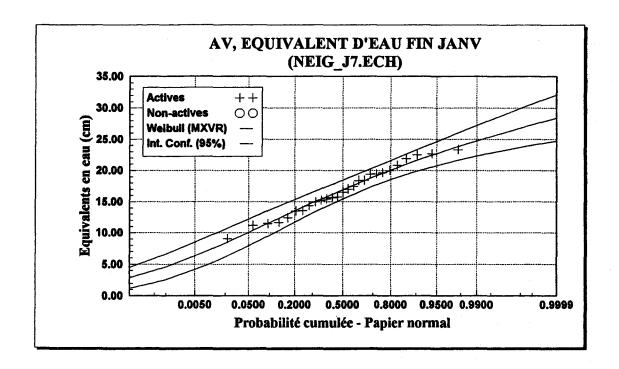
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	38.5	3.1	[ 32.5 ; 44.6 ]
$\mu = 17.83$	2000	0.0005	36.2	2.8	[30.8;41.6]
$\sigma = 5.57$	1000	0.0010	35.0	2.6	[ 29.9 ; 40.2 ]
	200	0.0050	32.2	2.3	[ 27.7 ; 36.6 ]
	100	0.0100	30.8	2.1	[ 26.7 ; 34.9 ]
	50	0.0200	29.3	1.9	[25.5;33.0]
	20	0.0500	27.0	1.7	[23.7;30.3]
	10	0.1000	25.0	1.5	[ 22.1 ; 27.8 ]
	5	0.2000	22.5	1.3	[20.1;25.0]
	3	0.3000	20.8	1.1	[ 18.5 ; 23.0 ]
	2	0.5000	17.8	1.1	[ 15.7 ; 19.9 ]

Figure C.5. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Chute à la Savane.



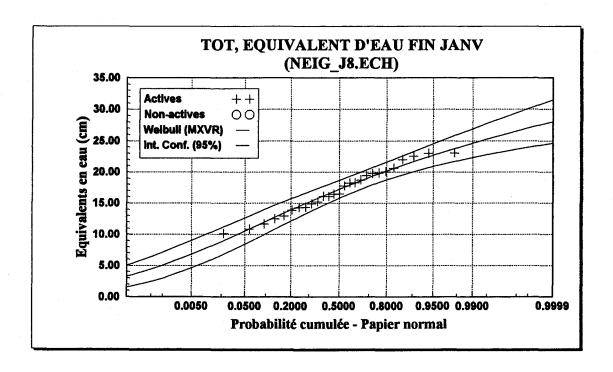
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	27.8	1.8	[24.2;31.4]
$\alpha = 17.82$	2000	0.0005	26.8	1.7	[23.5;30.0]
c = 4.99	1000	0.0010	26.3	1.6	[23.2;29.3]
	200	0.0050	24.9	1.3	[22.3;27.5]
	100	0.0100	24.2	1.2	[21.8; 26.6]
	50	0.0200	23.4	1.1	[21.2;25.6]
	20	0.0500	22.2	1.0	[20.3;24.1]
	10	0.1000	21.1	0.9	[19.4;22.7]
	5	0.2000	19.6	0.8	[18.1;21.1]
	3	0.3000	18.5	0.7	[17.1;19.9]
	2	0.5000	16.6	0.8	[15.1;18.0]

Figure C.6. Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Lac St-Jean.



Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	28.4	1.9	[ 24.7 ; 32.1 ]
$\alpha = 18.24$	2000	0.0005	27.4	1.7	[24.0;30.6]
c = 5.01	1000	0.0010	26.8	1.6	[23.7;30.0]
	200	0.0050	25.5	1.4	[ 22.8 ; 28.1 ]
	100	0.0100	24.7	1.3	[ 22.3 ; 27.2 ]
	50	0.0200	24.0	1.1	[21.7;26.2]
	20	0.0500	22.7	1.0	[ 20.8 ; 24.6 ]
	10	0.1000	21.6	0.9	[ 19.8 ; 23.3 ]
	5	0.2000	20.1	0.8	[ 18.5 ; 21.6 ]
	3	0.3000	18.9	0.7	[ 17.5 ; 20.4 ]
	2	0.5000	17.0	0.8	[ 15.5 ; 18.5 ]

Figure C.7. Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Aval.



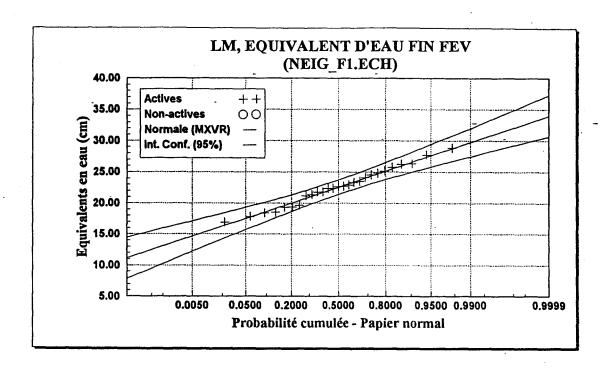
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	28.0	1.7	[ 24.6 ; 31.5 ]
$\alpha = 18.47$	2000	0.0005	27.0	1.6	[24.0;30.1]
c = 5.32	1000	0.0010	26.6	1.5	[ 23.7 ; 29.5 ]
	200	0.0050	25.3	1.3	[ 22.8 ; 27.8 ]
	100	0.0100	24.6	1.2	[22.3;26.9]
	50	0.0200	23.9	1.1	[21.8; 26.0]
	20	0.0500	22.7	0.9	[ 20.9 ; 24.5 ]
	10	0.1000	21.6	0.8	[20.0;23.2]
	5	0.2000	20.2	0.7	[ 18.8 ; 21.6 ]
	3	0.3000	19.1	0.7	[ 17.8 ; 20.5 ]
	2	0.5000	17.2	0.7	[ 15.8 ; 18.7 ]

Figure C.8. Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin janvier du bassin Total.

#### ANNEXE D

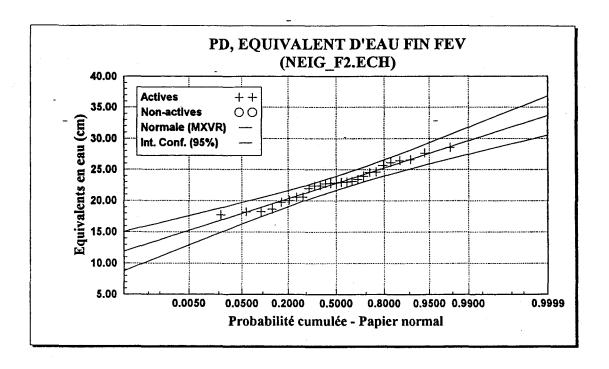
#### Résultats des ajustements aux équivalents en eau de la fin février des bassins versants

- D1 Lac Manouane
- D2- Passes-Dangereuses
- D3 Bassin Amont
- D4 Chute du Diable
- D5 Chute à la Savane
- D6 Lac St-Jean
- D7 Bassin Aval
- D8 Bassin Total



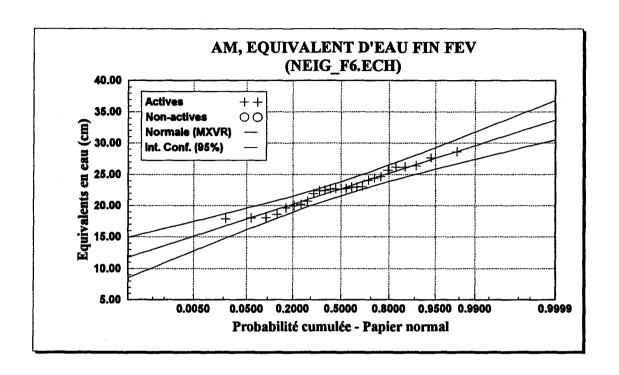
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	34.0	1.7	[ 30.7 ; 37.3 ]
$\mu = 22.57$	2000	0.0005	32.7	1.5	[ 29.7 ; 35.7 ]
$\sigma = 3.07$	1000	0.0010	32.1	1.4	[29.2;34.9]
	200	0.0050	30.5	1.2	[ 28.0 ; 32.9 ]
	100	0.0100	29.7	1.2	[ 27.5 ; 32.0 ]
	50	0.0200	28.9	1.1	[ 26.8 ; 30.9 ]
	20	0.0500	27.6	0.9	[ 25.8 ; 29.4 ]
	10	0.1000	26.5	0.8	[24.9;28.1]
	5	0.2000	25.2	0.7	[ 23.8 ; 26.5 ]
	3	0.3000	24.2	0.6	[ 22.9 ; 25.4 ]
	2	0.5000	22.6	0.6	[21.4;23.7]

Figure D.1. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin février du bassin Lac Manouane.



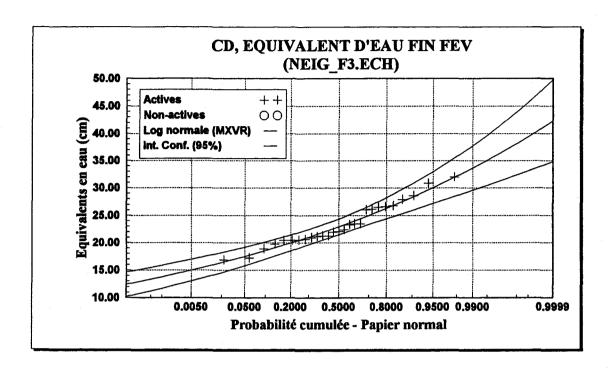
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	33.7	1.6	[ 30.5 ; 36.8 ]
$\mu = 22.80$	2000	0.0005	32.4	1.4	[ 29.6 ; 35.3 ]
$\sigma = 2.92$	1000	0.0010	31.8	1.4	[29.1;34.5]
	200	0.0050	30.3	1.2	[ 28.0 ; 32.7 ]
	100	0.0100	29.6	1.1	[ 27.5 ; 31.8 ]
	50 -	0.0200	28.8	1.0	[ 26.8 ; 30.8 ]
	20	0.0500	27.6	0.9	[ 25.9 ; 29.3 ]
	10	0.1000	26.6	0.8	[ 25.0 ; 28.1 ]
	5	0.2000	25.3	0.7	[ 24.0 ; 26.6 ]
	3	0.3000	24.3	0.6	[ 23.2 ; 25.5 ]
	2	0.5000	22.8	0.6	[21.7;23.9]

Figure D.2. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin février du bassin Passes-Dangereuses.



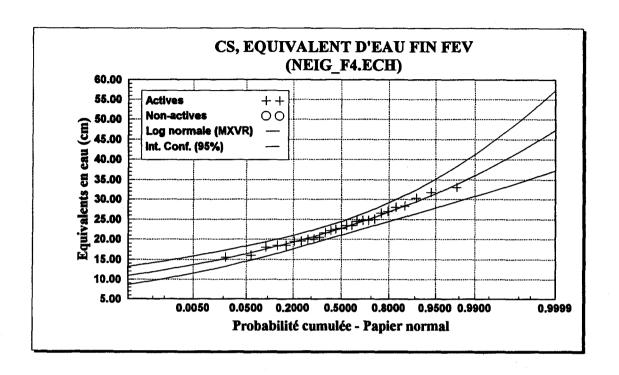
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart ; type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	33.7	1.6	[30.5;36.9]
$\mu = 2272$	2000	0.0005	32.4	1.5	[ 29.6 ; 35.3 ]
$\sigma = 2.95$	1000	0.0010	31.8	1.4	[29.1;34.5]
	200	0.0050	30.3	1.2	[28.0;32.7]
	100	0.0100	29.6	1.1	[27.4;31.7]
	50	0.0200	28.8	1.0	[ 26.8 ; 30.8 ]
	20	0.0500	27.6	0.9	[ 25.8 ; 29.3 ]
	10	0.1000	26.5	0.8	[ 25.0 ; 28.0 ]
	5	0.2000	25.2	0.7	[23.9;26.5]
	3	0.3000	24.3	0.6	[23.1;25.4]
	2	0.5000	22.7	0.6	[21.6;23.8]

Figure D.3. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin février du bassin Amont.



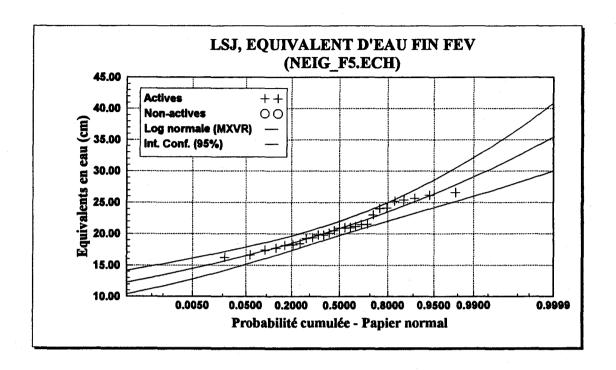
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	42.3	3.8	[ 34.8 ; 49.8 ]
$\mu = 3.133$	2000	0.0005	39.4	3.2	[33.1;45.7]
$\sigma^2 = 0.027$	1000	0.0010	38.2	2.9	[ 32.4 ; 43.9 ]
	200	0.0050	35.1	2.3	[ 30.5 ; 39.6 ]
	100	0.0100	33.7	2.1	[29.6;37.7]
	50	0.0200	32.2	1.8	[28.6;35.7]
	20	0.0500	30.1	1.5	[27.2;33.0]
	10	0.1000	28.3	1.2	[25.9; 30.7]
	5	0.2000	26.4	1.0	[24.4;28.3]
	3	0.3000	25.0	0.8	[23.4;26.7]
	2	0.5000	23.0	0.7	[21.5;24.4]

Figure D.4. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Chute du Diable.



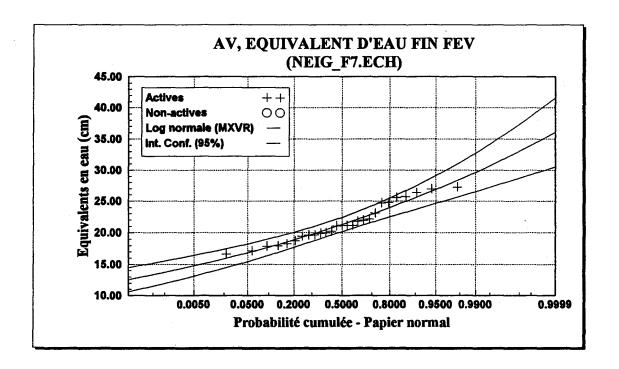
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	47.4	5.1	[ 37.3 ; 57.4 ]
$\mu = 3.125$	2000	0.0005	43.5	4.2	[35.2;51.9]
$\sigma^2 = 0.039$	1000	0.0010	41.9	3.9	[34.3;49.5]
	200	0.0050	37.8	3.0	[31.9;43.8]
	100	0.0100	36.0	2.7	[ 30.8 ; 41.2 ]
	50	0.0200	34.1	2.3	[ 29.6 ; 38.7 ]
	20	0.0500	31.5	1.9	[ 27.9 ; 35.1 ]
	10	0.1000	29.3	1.5	[ 26.3 ; 32.3 ]
	5	0.2000	26.9	1.2	[ 24.5 ; 29.2 ]
	3	0.3000	25.2	1.0	[ 23.2 ; 27.2 ]
	2	0.5000	22.8	0.9	[21.1;24.5]

Figure D.5. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Chute à la Savane.



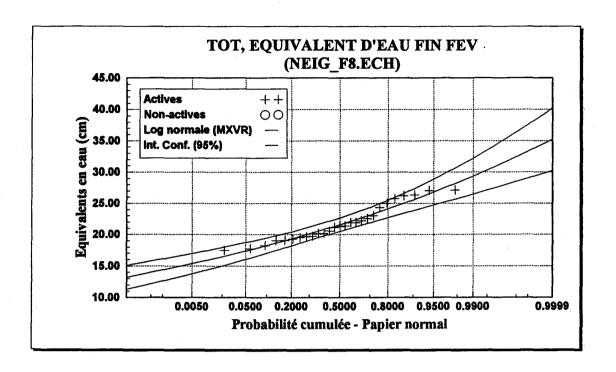
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	35.4	2.8	[ 30.0 ; 40.9 ]
$\mu = 3.038$	2000	0.0005	33.3	2.4	[ 28.7 ; 37.9 ]
$\sigma^2 = 0.020$	1000	0.0010	32.4	2.2	[28.1;36.6]
	200	0.0050	30.1	1.7	[26.7;33.5]
	100	0.0100	29.1	1.6	[26.0;32.1]
	50	0.0200	28.0	1.4	[25.3;30.6]
	20	0.0500	26.4	1.1	[24.2;28.6]
	10	0.1000	25.0	0.9	[23.2;26.9]
	5	0.2000	23.5	0.8	[22.0;25.0]
	3	0.3000	22.5	0.7	[21.2;23.8]
	2	0.5000	20.9	0.6	[ 19.7 ; 22.0 ]

Figure D.6. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Lac St-Jean.



Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	36.1	2.8	[ 30.6 ; 41.6 ]
$\mu = 3.059$	2000	0.0005	34.0	2.4	[29.3;38.7]
$\sigma^2 = 0.020$	1000	0.0010	33.0	2.2	[ 28.7 ; 37.4 ]
	200	0.0050	30.7	1.8	[ 27.2 ; 34.2 ]
	100	0.0100	29.6	1.6	[ 26.5 ; 32.7 ]
	50	0.0200	28.5	1.4	[25.8;31.2]
	20	0.0500	26.9	1.1	[24.7;29.1]
	10	0.1000	25.6	1.0	[23.7;27.4]
	5	0.2000	24.0	0.8	[ 22.5 ; 25.5 ]
	3	0.3000	22.9	0.7	[21.6;24.3]
	2	0.5000	21.3	0.6	[ 20.2 ; 22.4 ]

Figure D.7. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Aval.



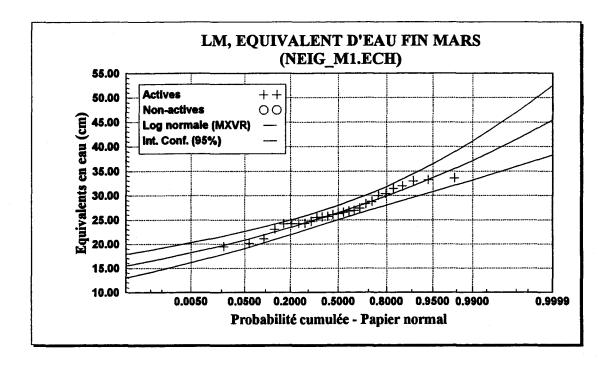
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{_T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	35.2	2.6	[ 30.2 ; 40.3 ]
$\mu = 3.072$	2000	0.0005	33.3	2.2	[ 29.0 ; 37.6 ]
$\sigma^2 = 0.017$	1000	0.0010	32.4	2.0	[ 28.5 ; 36.4 ]
	200	0.0050	30.3	1.6	[27.1;33.5]
	100	0.0100	29.3	1.5	[ 26.5 ; 32.2 ]
	50	0.0200	28.3	1.3	[ 25.8 ; 30.8 ]
	20	0.0500	26.8	1.1	[ 24.8 ; 28.9 ]
	10	0.1000	25.6	0.9	[ 23.8 ; 27.3 ]
	5	0.2000	24.1	0.7	[ 22.7 ; 25.5 ]
	3	0.3000	23.1	0.6	[21.9;24.4]
	2	0.5000	21.6	0.5	[ 20.5 ; 22.7 ]

Figure D.8. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin février du bassin Total.

#### ANNEXE E

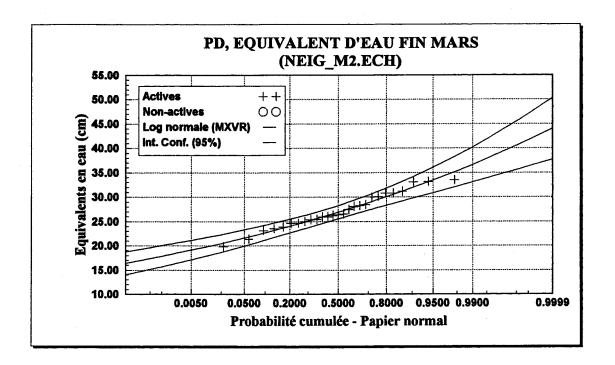
## Résultats des ajustements aux équivalents en eau de la fin mars des bassins versants

- E1 Lac Manouane
- E2- Passes-Dangereuses
- E3 Bassin Amont
- E4 Chute du Diable
- E5 Chute à la Savane
- E6 Lac St-Jean
- E7 Bassin Aval
- E8 Bassin Total



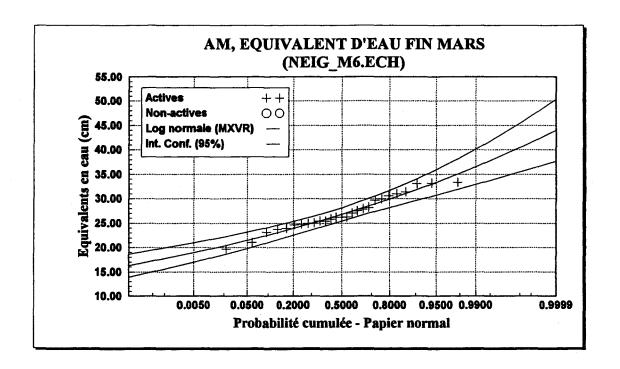
Paramètres	T	P	$\hat{x}_T$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	45.5	3.6	[ 38.3 ; 52.6 ]
$\mu = 3.278$	2000	0.0005	42.7	3.1	[36.7;48.7]
$\sigma^2 = 0.021$	1000	0.0010	41.5	2.8	[ 36.0 ; 47.0 ]
	200	0.0050	38.5	2.3	[ 34.1 ; 42.9 ]
	100	0.0100	37.1	2.0	[33.2;41.1]
	50	0.0200	35.7	1.8	[32.2;39.2]
	20	0.0500	33.7	1.5	[ 30.8 ; 36.5 ]
	10	0.1000	31.9	1.2	[ 29.6 ; 34.3 ]
	5	0.2000	30.0	1.0	[ 28.0 ; 31.9 ]
	3	0.3000	28.6	0.9	[ 26.9 ; 30.3 ]
	2	0.5000	26.5	0.7	[ 25.1 ; 28.0 ]

Figure E.1. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Lac Manouane.



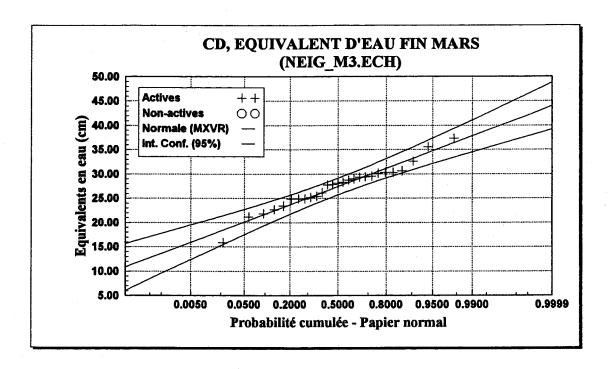
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	44.1	3.2	[37.8;50.4]
$\mu = 3.293$	2000	0.0005	41.6	2.7	[36.3;47.0]
$\sigma^2 = 0.018$	1000	0.0010	40.5	2.5	[35.6;45.5]
	200	0.0050	37.9	2.0	[33.9;41.9]
	100	0.0100	36.6	1.8	[33.1;40.2]
	50	0.0200	35.3	1.6	[32.2;38.5]
	20	0.0500	33.5	1.3	[30.9;36.1]
	10	0.1000	31.9	1.1	[29.7;34.1]
	5	0.2000	30.1	0.9	[28.3;31.8]
	3	0.3000	28.9	0.8	[27.3;30.4]
	2	0.5000	26.9	0.7	[ 25.6 ; 28.3 ]

Figure E.2. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Passes-Dangereuses.



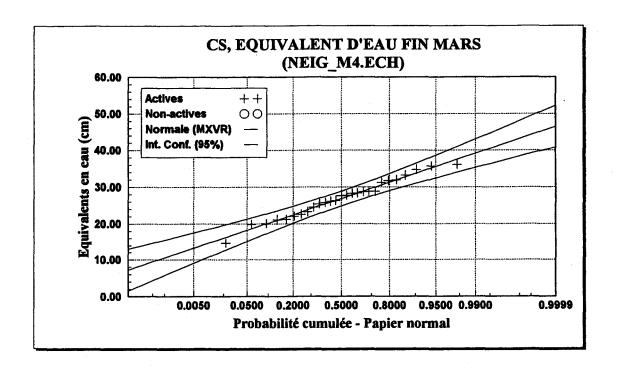
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart- type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	44.0	3.2	[ 37.7 ; 50.3 ]
$\mu = 3.289$	2000	0.0005	41.6	2.7	[ 36.2 ; 46.9 ]
$\sigma^2 = 0.018$	1000	0.0010	40.5	2.5	[ 35.5 ; 45.4 ]
	200	0.0050	37.8	2.0	[33.8;41.8]
	100	0.0100	36.5	1.8	[ 32.9 ; 40.1 ]
	50	0.0200	35.2	1.6	[32.1;38.4]
	20	0.0500	33.4	1.3	[30.8;36.0]
	10	0.1000	31.8	1.1	[29.6;34.0]
	5	0.2000	30.0	0.9	[28.2;31.7]
	3	0.3000	28.7	0.8	[ 27.2 ; 30.3 ]
	2	0.5000	26.8	0.7	[ 25.4 ; 28.1 ]

Figure E.3. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Amont.



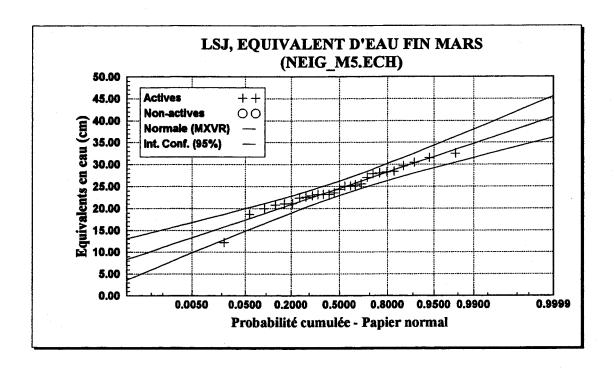
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	44.0	2.5	[ 39.2 ; 48.8 ]
$\mu = 27.44$	2000	0.0005	42.1	2.2	[ 37.8 ; 46.4 ]
$\sigma = 4.46$	1000	0.0010	41.2	2.1	[ 37.1 ; 45.3 ]
	200	0.0050	38.9	1.8	[ 35.4 ; 42.5 ]
	100	0.0100	37.8	1.7	[ 34.5 ; 41.1 ]
	50	0.0200	36.6	1.5	[ 33.6 ; 39.6 ]
	20	0.0500	34.8	1.3	[ 32.2 ; 37.4 ]
	10	0.1000	33.2	1.2	[30.9;35.4]
	5	0.2000	31.2	1.0	[29.2;33.2]
	3	0.3000	29.8	0.9	[28.0;31.6]
	2	0.5000	27.4	0.9	[25.8; 29.1]

Figure E.4. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Chute du Diable.



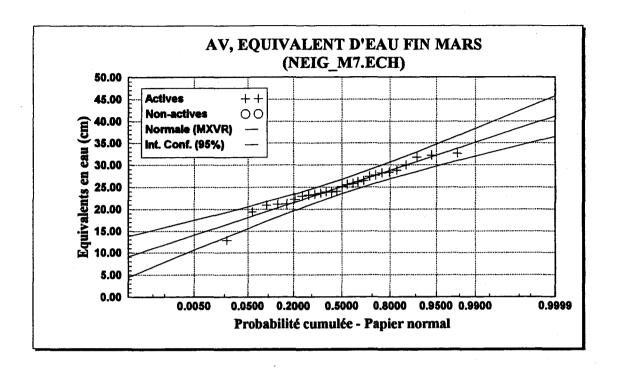
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	46.5	2.9	[ 40.8 ; 52.2 ]
$\mu = 26.89$	2000	0.0005	44.3	2.6	[39.1;49.4]
$\sigma = 5.28$	1000	0.0010	43.2	2.5	[38.3;48.1]
	200	0.0050	40.5	2.1	[36.3;44.7]
	100	0.0100	39.2	2.0	[35.3;43.1]
	50	0.0200	37.7	1.8	[34.2;41.3]
	20	0.0500	35.6	1.6	[ 32.5 ; 38.7 ]
	10	0.1000	33.7	1.4	[ 30.9 ; 36.4 ]
	5	0.2000	31.3	1.2	[29.0;33.7]
	3	0.3000	29.7	1.1	[27.5;31.8]
	2	0.5000	26.9	1.0	[ 24.9 ; 28.9 ]

Figure E.5. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Chute à la Savane.



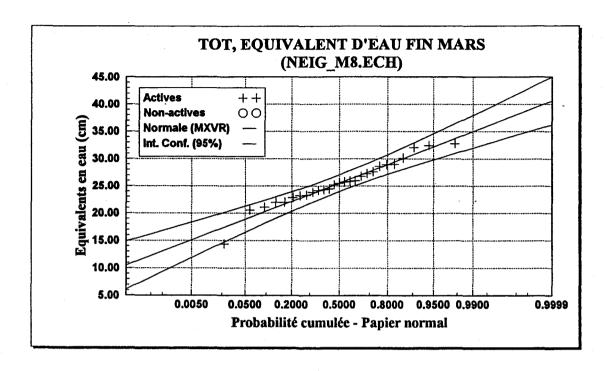
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	40.9	2.4	[ 36.1 ; 45.6 ]
$\mu = 24.59$	2000	0.0005	39.0	2.2	[ 34.7 ; 43.2 ]
$\sigma = 4.37$	1000	0.0010	38.1	2.1	[34.1;42.1]
	200	0.0050	35.9	1.8	[ 32.4 ; 39.3 ]
	100	0.0100	34.8	1.6	[31.5;38.0]
	50	0.0200	33.6	1.5	[ 30.6 ; 36.5 ]
	20	0.0500	31.8	1.3	[ 29.2 ; 34.3 ]
	10	0.1000	30.2	1.1	[ 28.0 ; 32.4 ]
	5	0.2000	28.3	1.0	[ 26.3 ; 30.2 ]
	3	0.3000	26.9	0.9	[25.1;28.6]
	2	0.5000	24.6	0.8	[ 22.9 ; 26.2 ]

Figure E.6. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Lac St-Jean.



Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	41.1	2.4	[ 36.5 ; 45.8 ]
$\mu = 25.15$	2000	0.0005	39.3	2.1	[35.1;43.4]
$\sigma = 4.29$	1000	0.0010	38.4	2.0	[34.5;42.4]
	200	0.0050	36.2	1.7	[32.8;39.6]
	100	0.0100	35.1	1.6	[ 32.0 ; 38.3 ]
	50	0.0200	34.0	1.5	[31.1;36.9]
	20	0.0500	32.2	1.3	[29.7;34.7]
	10	0.1000	30.7	1.1	[28.4;32.9]
	5	0.2000	28.8	1.0	[26.9;30.7]
	3	0.3000	27.4	0.9	[25.7;29.1]
	2	0.5000	25.2	0.8	[ 23.5 ; 26.8 ]

Figure E.7. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Aval.



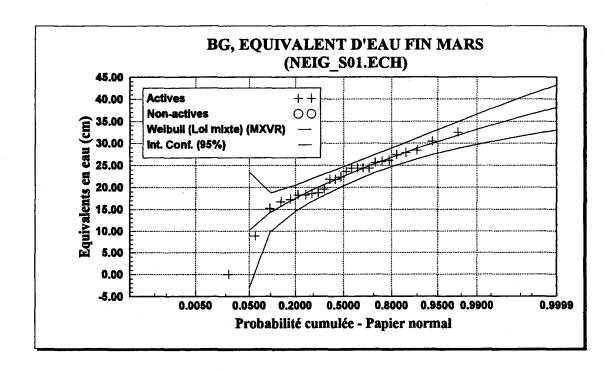
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	40.6	2.2	[ 36.2 ; 45.0 ]
$\mu = 25.56$	2000	0.0005	38.9	2.0	[ 34.9 ; 42.8 ]
$\sigma = 4.04$	1000	0.0010	38.1	1.9	[34.3;41.8]
	200	0.0050	36.0	1.6	[ 32.8 ; 39.2 ]
	100	0.0100	35.0	1.5	[ 32.0 ; 38.0 ]
	50	0.0200	33.9	1.4	[31.1;36.6]
	20	0.0500	32.2	1.2	[ 29.9 ; 34.6 ]
	10	0.1000	30.8	1.1	[ 28.7 ; 32.8 ]
	5	0.2000	29.0	0.9	[27.2;30.8]
	3	0.3000	27.7	0.8	[ 26.1 ; 29.3 ]
	. 2	0.5000	25.6	0.8	[ 24.0 ; 27.1 ]

Figure E.8. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars du bassin Total.

## ANNEXE F

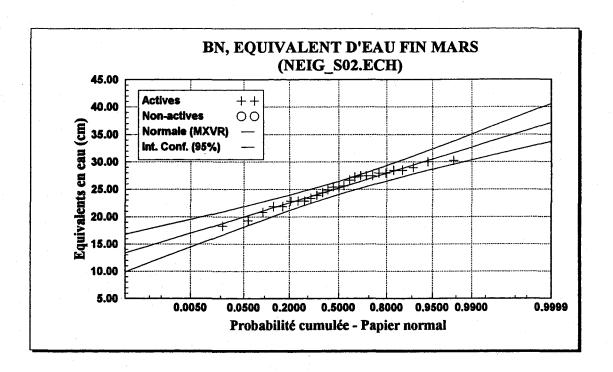
## Résultats des ajustements aux équivalents en eau de la fin mars des stations nivométriques

- F1 Barrière Gervais
- F2 Barrière nord (chemin Chibougamau)
- F3 Barrière sud (chemin Chibougamau)
- F4 KM 36 (chemin rivière Mistassibi)
- F5 KM 66 (chemin rivière Mistassibi)
- F6 KM 85 (chemin rivière Mistassibi)
- F7 Lac Alex
- F8 Lac Benoît
- F9 Lac Caché
- F10 Lac Chigoubiche
- F11 Lac des Commissaires
- F12 Lac des Cygnes
- F13 Lac aux Grandes Pointes
- F14 Lac Long
- F15 Lac Machisque
- F16 Lac Manouane
- F17 Lac Piacouadie
- F18 Passes-Dangereuses
- F19 Rivière au Serpent



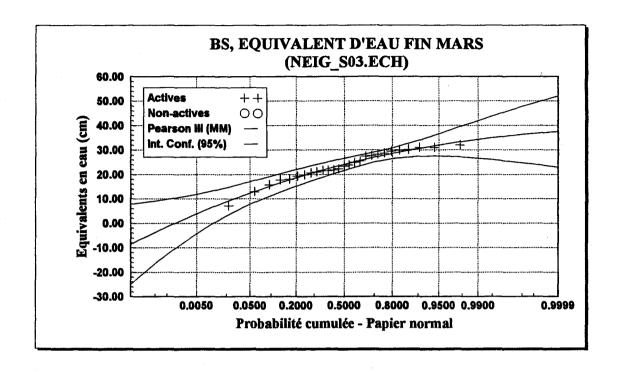
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	38.07	2.596	[ 32.982 ; 43.159 ]
$\alpha = 25.53$	2000	0.0005	36.64	2.324	[ 32.086 ; 41.198 ]
c = 5.04	1000	0.0010	35.95	2.198	[31.641;40.258]
p = 0.038	200	0.0050	34.10	1.879	[ 30.411 ; 37.780 ]
	100	0.0100	33.15	1.730	[ 29.761 ; 36.546 ]
	50	0.0200	32.09	1.574	[ 29.003 , 35.174 ]
	20	0.0500	30.42	1.360	[ 27.751 ; 33.081 ]
	10	0.1000	28.85	1.201	[ 26.492 ; 31.201 ]
	5	0.2000	26.83	1.073	[ 24.727 ; 28.932 ]
	3	0.3000	25.29	1.039	[ 23,250 ; 27.322 ]
•	2	0.5000	22.55	1.105	[ 20.385 ; 24.718 ]

Figure F.1. Résultats de l'ajustement de la loi Weibull mixte aux équivalents en eau de la fin mars de la station Barrière Gervais.



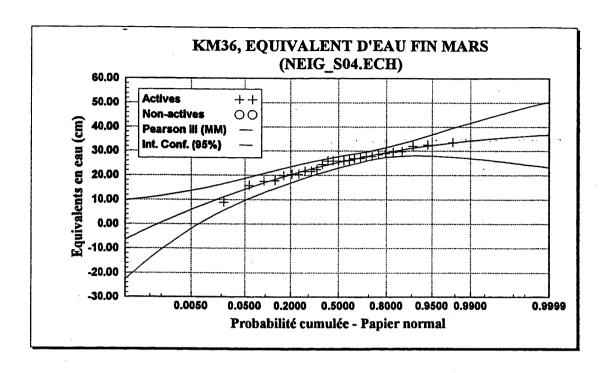
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart- type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	37.2	1.8	[ 33.7 ; 40.6 ]
$\mu = 25.25$	2000	0.0005	35.8	1.6	[ 32.7 ; 38.9 ]
$\sigma = 3.20$	1000	0.0010	35.1	1.5	[ 32.2 ; 38.1 ]
	200	0.0050	33.5	1.3	[ 30.9 ; 36.0 ]
	100	0.0100	32.7	1.2	[30.3;35.0]
	50	0.0200	31.8	1.1	[ 29.7 ; 34.0 ]
	20	0.0500	30.5	1.0	[ 28.6 ; 32.4 ]
	10	0.1000	29.4	0.8	[ 27.7; 31.0]
	5	0.2000	27.9	0.7	[ 26.5 ; 29.4 ]
	3	0.3000	26.9	0.7	[ 25.6 ; 28.2 ]
	2	0.5000	25.3	0,6	[ 24.0 ; 26.5 ]

Figure F.2. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Barrière nord (chemin Chibougamau).



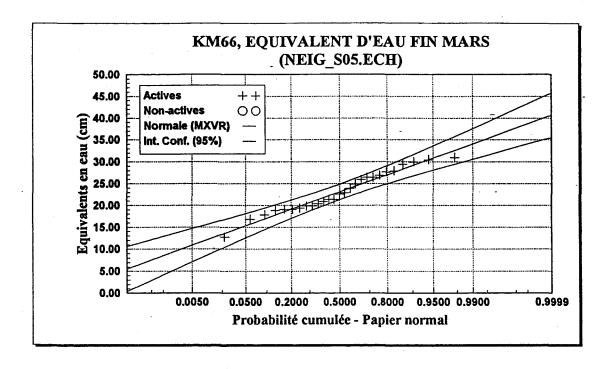
Paramètres	T	P	$\hat{x}_T$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	37.5	7.5	[ 22.9 ; 52.2 ]
$\alpha = -0.47$	2000	0.0005	36.7	6.4	[ 24.3 ; 49.2 ]
$\lambda = 8.02$	1000	0.0010	36.3	5.8	[ 24.9 ; 47.8 ]
m = 40.60	200	0.0050	35.1	4.5	[ 26.2 ; 43.9 ]
	100	0.0100	34.4	3.9	[ 26.7 ; 42.0 ]
	50	0.0200	33.5	3.2	[ 27.1 ; 39.9 ]
	20	0.0500	32.1	2.3	[27.5;36.6]
	10	0.1000	30.6	1.6	[ 27.4 ; 33.8 ]
	5	0.2000	28.6	1.1	[ 26.5 ; 30.8 ]
	3	0.3000	27.1	1.0	[ 25.0 ; 29.1 ]
	2	0.5000	24.2	1.3	[21.7;26.6]

Figure F.3. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson type 3 aux équivalents en eau de la fin mars de la station Barrière sud (chemin Chibougamau).



Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	36.8	6.9	[ 23.2 ; 50.4 ]
$\alpha = -0.44$	2000	0.0005	36.2	6.0	[ 24.5 ; 48.0 ]
$\lambda = 6.19$	1000	0.0010	35.9	5.5	[ 25.0 ; 46.8 ]
m = 38.60	200	0.0050	34.9	4.4	[ 26.4 ; 43.4 ]
	100	0.0100	34.3	3.8	[26.9;41.7]
	50	0.0200	33.6	3.2	[ 27.4 ; 39.8 ]
	20	0.0500	32.4	2.3	[ 28.0 ; 36.9 ]
	10	0.1000	31.2	1.6	[28.1;34.3]
	5	0.2000	29.4	1.0	[ 27.4 ; 31.4 ]
	3	0.3000	28.0	0.9	[ 26.2 ; 29.8 ]
	2	0.5000	25.3	1.2	[23.0;27.6]

Figure F.4. Résultats de l'ajustement de la loi Pearson type 3 aux équivalents en eau de la fin mars de la station KM 36 (chemin rivière Mistassibi).



Paramètres	T	P	$\hat{x}_T$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	40.7	2.6	[ 35.6 ; 45.8 ]
$\mu = 23.09$	2000	0.0005	38.6	2.3	[34.0;43.2]
$\sigma = 4.73$	1000	0.0010	37.7	2.2	[33.3;42.0]
	200	0.0050	35.3	1.9	[31.5;39.0]
	100	0.0100	34.1	1.8	[ 30.6 ; 37.6 ]
	50	0.0200	32.8	1.6	[ 29.6 ; 36.0 ]
	20	0.0500	30.9	1.4	[28.1;33.6]
	10	0.1000	29.1	1.3	[ 26.7 ; 31.6 ]
	5	0.2000	27.1	1.1	[ 25.0 ; 29.1 ]
	3	0.3000	25.6	1.0	[ 23.7 ; 27.5 ]
	2	0.5000	23.1	0.9	[ 21.3 ; 24.9 ]

Figure F.5. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station KM 66 (chemin rivière Mistassibi).

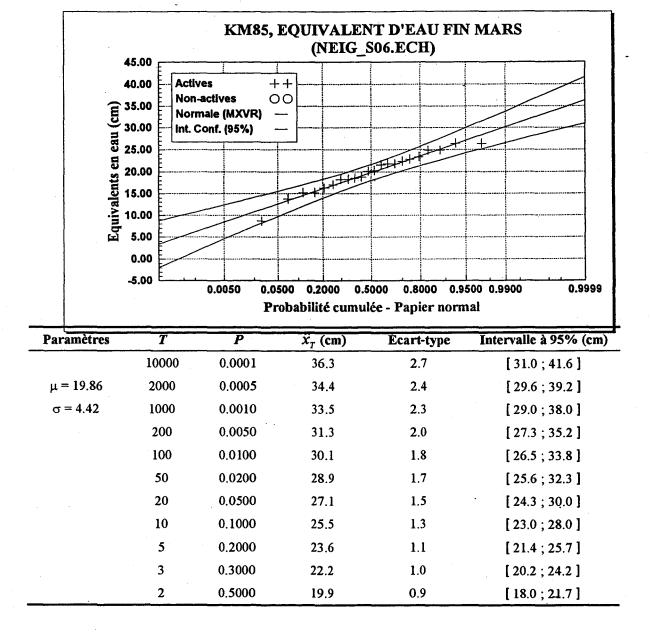
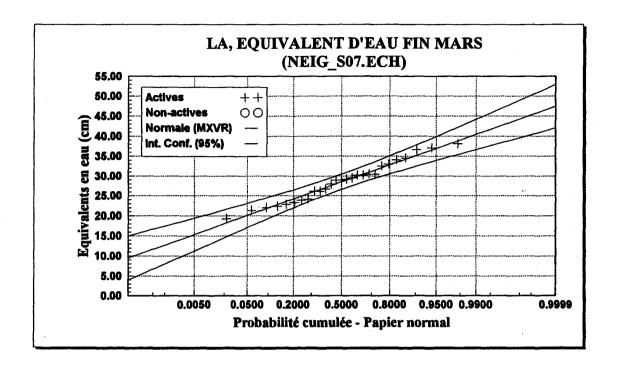
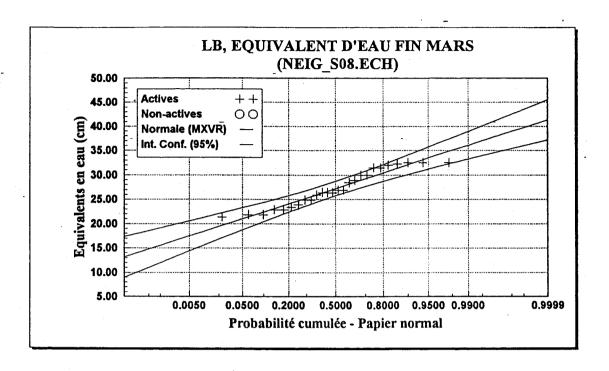


Figure F.6. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station KM 85 (chemin rivière Mistassibi).



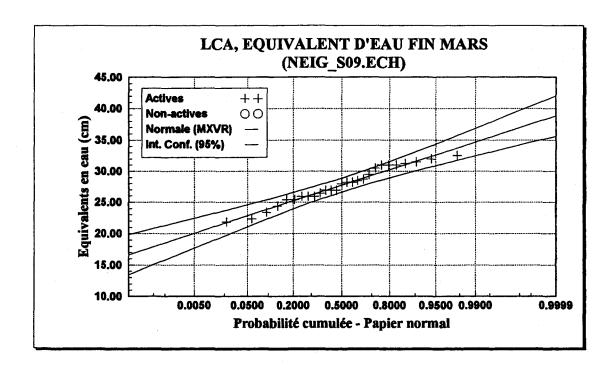
Paramètres	T	P	$\hat{x}_T$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	47.5	2.8	[ 42.0 ; 53.0 ]
$\mu = 28.52$	2000	0.0005	45.3	2.5	[40.4;50.3]
$\sigma = 5.11$	1000	0.0010	44.3	2.4	[39.6;49.0]
	200	0.0050	41.7	2.1	[37.6;45.7]
	100	0.0100	40.4	1.9	[ 36.6 ; 44.2 ]
	50	0.0200	39.0	1.8	[ 35.6 ; 42.5 ]
	20	0.0500	36.9	1.5	[ 33.9 ; 39.9 ]
	10	0.1000	35.1	1.3	[32.4;37.7]
	5	0.2000	32.8	1.2	[30.6;35.1]
	3	0.3000	31.2	1.1	[29.1;33.3]
	2	0.5000	28.5	1.0	[ 26.6 ; 30.5 ]

Figure F.7. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Alex.



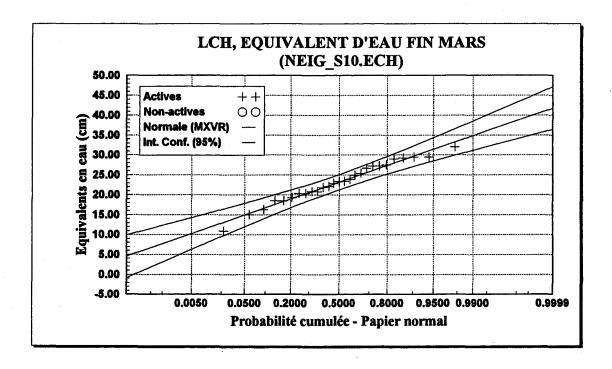
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	41.4	2.1	[ 37.2 ; 45.5 ]
$\mu = 27.27^{\circ}$	2000	0.0005	39.8	1.9	[ 36.0 ; 43.5 ]
$\sigma = 3.79$	1000	0.0010	39.0	1.8	[35.4;42.5]
	200	0.0050	37.0	1.6	[34.0;40.1]
	100	0.0100	36.0	1.5	[33.2;38.9]
	50	0.0200	35.0	1.3	[32.5;37.7]
	20	0.0500	33.5	1.2	[31.2;35.8]
	10	0.1000	32.1	1.0	[30.1;34.1]
	5	0.2000	30.5	0.9	[28.8;32.2]
	3	0.3000	29.3	0.8	[ 27.7 ; 30.8 ]
	2	0.5000	27.3	0.7	[ 25.8 ; 28.7 ]

Figure F.8. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Benoît.



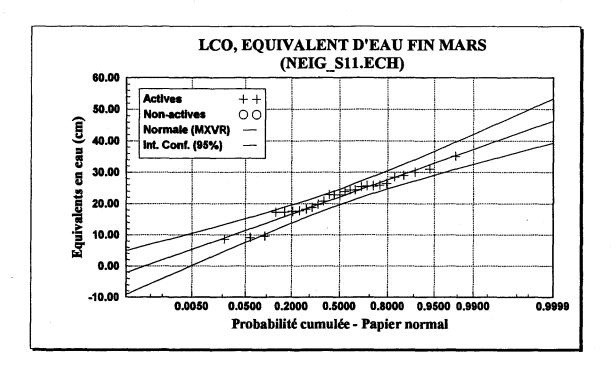
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	38.8	1.6	[ 35.6 ; 42.0 ]
$\mu = 27.75$	2000	0.0005	37.6	1.5	[ 34.7 ; 40.4 ]
$\sigma = 2.98$	1000	0.0010	37.0	1.4	[ 34.2 ; 39.7 ]
	200	0.0050	35.4	1.2	[ 33.1; 37.8]
	100	0.0100	34.7	1.1	[ 32.5; 36.9]
	50	0.0200	33.9	1.0	[31.9;35.9]
	20	0.0500	32.7	0.9	[ 30.9 ; 34.4 ]
	10	0.1000	31.6	0.8	[30.0;33.1]
	5	0.2000	30.3	0.7	[28.9;31.6]
	3	0.3000	29.3	0.6	[ 28.1; 30.5 ]
	2	0.5000	27.8	0.6	[ 26.6; 28.9 ]

Figure F.9. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Caché.



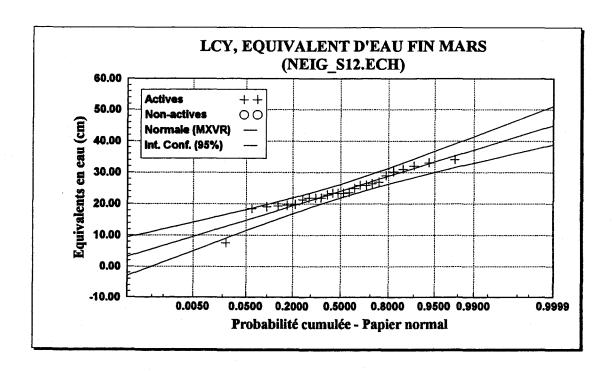
Paramètres	T	P	$\hat{x}_T$ (cm)	Écart- type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	41.8	2.8	[ 36.4 ; 47.2 ]
$\mu = 23.19$	2000	0.0005	39.7	2.5	[34.8;44.5]
$\sigma = 5.00$	1000	0.0010	38.7	2.4	[34.0;43.3]
	200	0.0050	36.1	2.0	[32.1;40.1]
	100	0.0100	34.8	1.9	[31.1;38.5]
	50	0.0200	33.5	1.7	[30.1;36.8]
	20	0.0500	31.4	1.5	[28.5;34.3]
	10	0.1000	29.6	1.3	[ 27.0 ; 32.2 ]
	5	0.2000	27.4	1.1	[ 25.2 ; 29.6 ]
	3	0.3000	25.8	1.0	[23.8;27.8]
	2	0.5000	23.2	1.0	[21.3;25.1]

Figure F.10. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Chigoubiche.



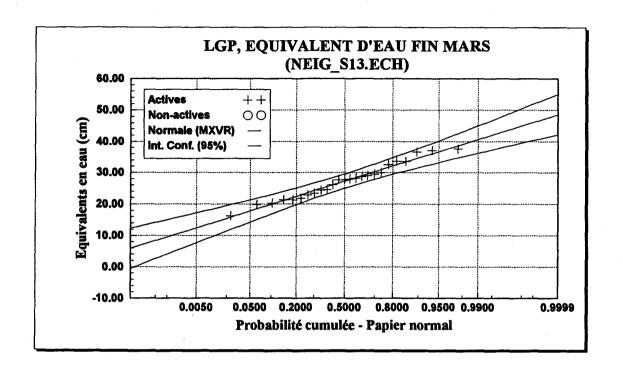
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	46.4	3.6	[ 39.4 ; 53.4 ]
$\mu = 22.17$	2000	0.0005	43.6	3.2	[ 37.3 ; 49.9 ]
$\sigma = 6.51$	1000	0.0010	42.3	3.1	[ 36.3 ; 48.3 ]
	200	0.0050	39.0	2.6	[ 33.8 ; 44.1 ]
	100	0.0100	37.3	2.4	[ 32.5 ; 42.1 ]
	50	0.0200	35.6	2.2	[31.2;39.9]
	20	0.0500	32.9	1.9	[29.1;36.7]
	10	0.1000	30.5	1.7	[27.2;33.9]
	5	0.2000	27.7	1.5	[ 24.8 ; 30.5 ]
	3	0.3000	25.6	1.3	[ 23.0 ; 28.2 ]
	2	0.5000	22.2	1.3	[ 19.7 ; 24.6 ]

Figure F.11. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station du Lac des Commissaires.



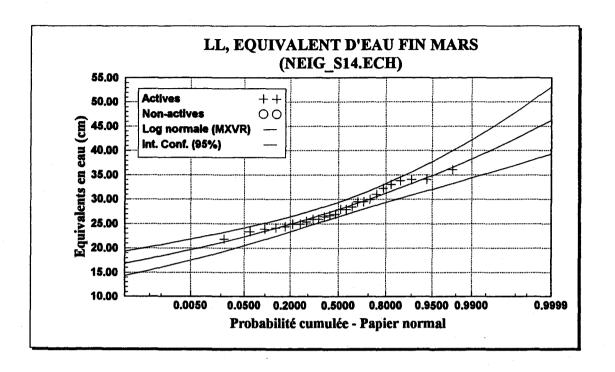
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	45.0	3.1	[ 38.8 ; 51.1 ]
$\mu = 24.10$	2000	0.0005	42.6	2.8	[ 37.0 ; 48.1 ]
$\sigma = 5.61$	1000	0.0010	41.4	2.7	[ 36.2 ; 46.7 ]
	200	0.0050	38.6	2.3	[ 34.0 ; 43.1 ]
	100	0.0100	37.2	2.1	[ 32.9 ; 41.4 ]
	50	0.0200	35.6	2.0	[31.8;39.5]
	20	0.0500	33.3	1.7	[ 30.0 ; 36.7 ]
	10	0.1000	31.3	1.5	[ 28.4 ; 34.2 ]
	5	0.2000	28.8	1.3	[ 26.3 ; 31.3 ]
	3	0.3000	27.0	1.2	[ 24.7 ; 29.3 ]
	2	0.5000	24.1	1.1	[ 21.9 ; 26.3 ]

Figure F.12. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac des Cygnes.



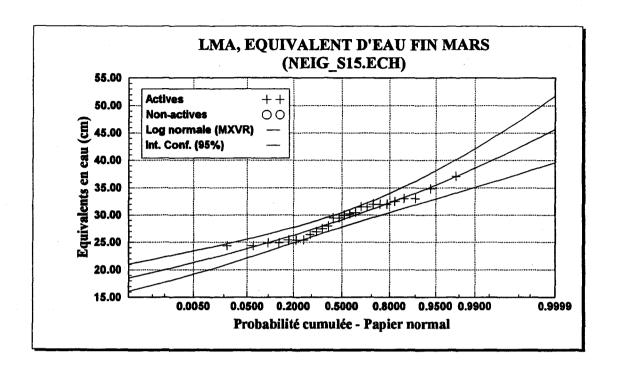
Paramètres	T	<i>P</i>	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	48.6	3.3	[ 42.2 ; 55.1 ]
$\mu = 27.27$	2000	0.0005	46.2	3.0	[40.4;51.9]
$\sigma = 5.74$	1000	0.0010	45.0	2.8	[39.5;50.5]
	200	0.0050	42.1	2.4	[37.3;46.8]
	100	0.0100	40.6	2.2	[ 36.2 ; 45.0 ]
	50	0.0200	39.1	2.1	[35.0;43.1]
	20	0.0500	36.7	1.8	[33.2;40.2]
	10	0.1000	34.6	1.6	[31.6;37.7]
	5	0.2000	32.1	1.3	[29.5;34.7]
	3	0.3000	30.3	1.2	[27.9; 32.7]
	2	0.5000	27.3	1.1	[ 25.0 ; 29.5 ]

Figure F.13. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac aux Grandes Pointes.



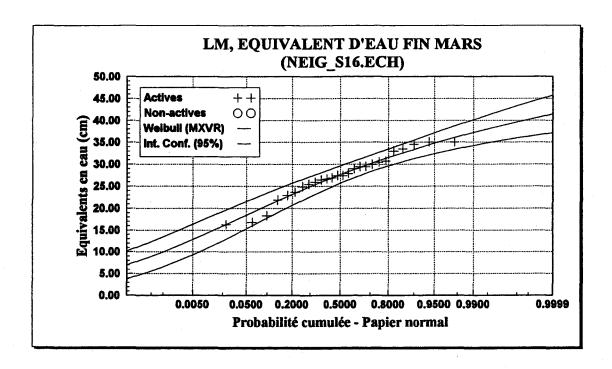
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	46.2	3.5	[39.3;53.1]
$\mu = 3.329$	2000	0.0005	43.6	3.0	[37.8;49.5]
$\sigma^2 = 0.0147$	1000	0.0010	42.5	2.8	[37.0;47.9]
	200	0.0050	39.6	2.2	[35.2;43.9]
	100	0.0100	38.3	2.0	[34.4;42.2]
	50	0.0200	36.9	1.8	[33.4;40.3]
	20	0.0500	34.9	1.4	[32.1;37.7]
	10	0.1000	33.2	1.2	[30.8;35.6]
	5	0.2000	31.3	1.0	[29.4;33.2]
	3	0.3000	30.0	0.9	[28.3;31.6]
	2	0.5000	27.9	0.7	[26.4;29.4]

Figure F.14. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars de la station du Lac Long.



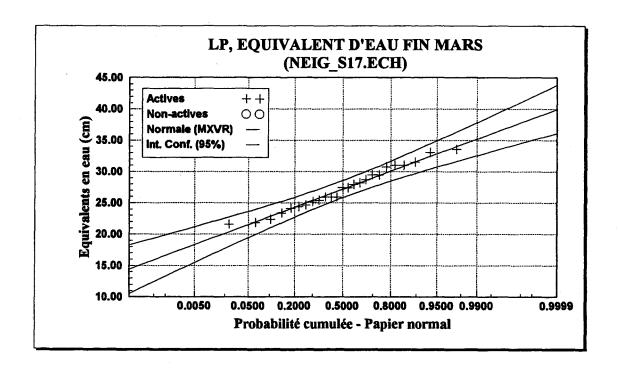
Paramètres	<i>T</i> _	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	45.7	3.1	[ 39.6 ; 51.8 ]
$\mu = 3.371$	2000	0.0005	43.4	2.7	[38.2;48.6]
$\sigma^2 = 0.015$	1000	0.0010	42.3	2.5	[ 37.5 ; 47.2 ]
	200	0.0050	39.8	2.0	[35.9;43.7]
	100	0.0100	38.6	1.8	[35.1;42.1]
	50	0.0200	37.4	1.6	[ 34.2 ; 40.5 ]
	20	0.0500	35.5	1.3	[33.0;38.1]
	10	0.1000	34.0	1.1	[31.9;36.2]
	5	0.2000	32.2	0.9	[30.5;34.0]
	3	0.3000	31.0	0.8	[ 29.5 ; 32.6 ]
	2	0.5000	29.1	0.7	[ 27.8 ; 30.5 ]

Figure F.15. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Machisque.



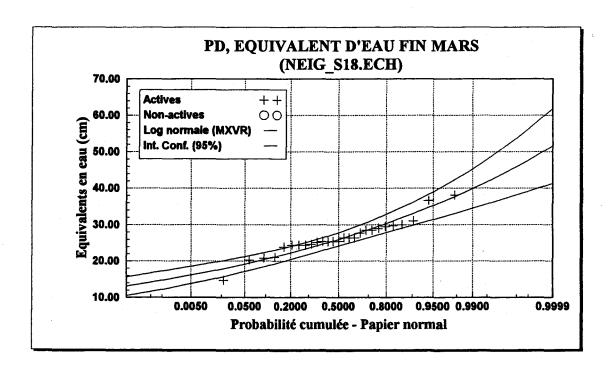
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	41.4	2.2	[ 37.2 ; 45.7 ]
$\alpha = 29.32$	2000	0.0005	40.2	2.0	[ 36.4 ; 44.1 ]
c = 6.42	1000	0.0010	39.6	1.9	[36.0;43.3]
	200	0.0050	38.0	1.6	[34.8;41.2]
	100	0.0100	37.2	1.5	[34.3;40.1]
	50	0.0200	36.3	1.4	[33.6;39.0]
	20	0.0500	34.8	1.2	[32.4;37.1]
	10	0.1000	33.4	1.1	[31.3;35.5]
	5	0.2000	31.6	1.0	[ 29.7 ; 33.5 ]
	3	0.3000	30.2	0.9	[28.3;32.0]
·	2	0.5000	27.7	1.0	[ 25.7 ; 29.6 ]

Figure F.16. Résultats de l'ajustement de la loi Weibull aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Manouane.



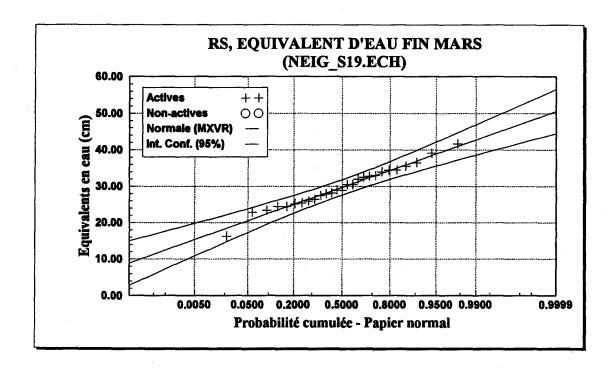
Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	40.0	2.0	[ 36.1 ; 43.8 ]
$\mu=27.20$	2000	0.0005	38.5	1.8	[ 35.0 ; 42.0 ]
$\sigma = 3.43$	1000	0.0010	37.8	1.7	[34.5;41.1]
	200	0.0050	36.0	1.4	[ 33.2 ; 38.9 ]
	100	0.0100	35.2	1.3	[ 32.6 ; 37.8 ]
	50	0.0200	34.3	1.2	[31.8;36.7]
	20	0.0500	32.8	1.1	[30.8;34.9]
	10	0.1000	31.6	0.9	[29.8;33.4]
	5	0.2000	30.1	0.8	[28.5;31.7]
	3	0.3000	29.0	0.7	[27.6; 30.4]
	2	0.5000	27.2	0.7	[ 25.9 ; 28.5 ]

Figure F.17. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Lac Piacouadie.



Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	51.6	5.2	[41.3;61.8]
$\mu = 3.258$	2000	0.0005	47.7	4.3	[39.1;56.2]
$\sigma^2 = 0.034$	1000	0.0010	45.9	4.0	[38.1;53.7]
	200	0.0050	41.8	3.1	[35.7;47.9]
	100	0.0100	39.9	2.8	[34.5;45.3]
	50	0.0200	38.0	2.4	[33.2;42.7]
	20	0.0500	35.2	1.9	[31.4;39.0]
	10	0.1000	32.9	1.6	[29.8;36.0]
	5	0.2000	30.4	1.3	[27.9;32.8]
	3	0.3000	28.6	1.1	[26.5;30.8]
	2	0.5000	26.0	0.9	[24.2;27.8]

Figure F.18. Résultats de l'ajustement de la loi log-normale à 2 paramètres aux équivalents en eau de la fin mars de la station Passes-Dangereuses.



Paramètres	T	P	$\hat{x}_{T}$ (cm)	Écart-type	Intervalle à 95% (cm)
	10000	0.0001	50.6	3.1	[ 44.5 ; 56.6 ]
$\mu = 29.74$	2000	0.0005	48.2	2.8	[ 42.7 ; 53.6 ]
$\sigma = 5.60$	1000	0.0010	47.0	2.6	[41.9;52.2]
	200	0.0050	44.2	2.3	[ 39.7 ; 48.6 ]
	100	0.0100	42.8	2.1	[ 38.6 ; 46.9 ]
	50	0.0200	41.2	1.9	[ 37.5 ; 45.0 ]
	20	0.0500	38.9	1.7	[ 35.7 ; 42.2 ]
	10	0.1000	36.9	1.5	[ 34.0 ; 39.8 ]
	5	0.2000	34.5	1.3	[ 32.0 ; 36.9 ]
	3	0.3000	32.7	1.2	[ 30.4 ; 34.9 ]
	2	0.5000	29.7	1.1	[ 27.6 ; 31.8 ]

Figure F.19. Résultats de l'ajustement de la loi normale aux équivalents en eau de la fin mars de la station Rivière au Serpent.