

# Caractérisation de la pluviométrie du Nord-Est Algérien: Établissement des courbes intensité-durée-fréquence des pluies extrêmes

## Rainfall Characterization in North-East of Algeria : Establishment of Intensity-Duration-Frequency Curves of extreme rains

Ghania Boukhari <sup>1\*</sup>, Tamara Benabdesselam <sup>2</sup> et Hocine Amarchi <sup>3</sup>

<sup>1,2,3</sup> Département d'Hydraulique, Université Badji Mokhtar – BP 12, Annaba, 23000, Algérie.

<sup>2</sup> Laboratoire Sols et Hydraulique, Université Badji Mokhtar – BP 12, Annaba, 23000, Algérie.

### Info. Article

#### Historique de l'article

Soumis le 09/09/2019

Révisé le 20/11/2019

Accepté le 24/11/2019

#### Mots-clés

Pluies extrêmes, courbes IDF,  
intensité maximale, inondation.

#### Keywords

Extreme precipitation,  
IDF curves,  
maximum intensity, flood.

### RESUME

En Algérie, avec la croissance démographique qui engendre l'extension de l'urbanisation, le développement de l'industrie et du secteur agricole, il est nécessaire de contrôler la ressource en eau et de prédire les risques hydrologiques. Pour cela, il est important de connaître la répartition spatiale des pluies ainsi que les occurrences et intensités des événements extrêmes. La relation intensité-durée-fréquence des maxima annuels de précipitations issue d'analyses statistiques des données provenant des stations équipés de pluviomètres à augets basculaires, constitue aujourd'hui un outil de référence pour les différents utilisateurs. Ces outils sont convenablement utilisés pour le dimensionnement des ouvrages hydrauliques en fonction de niveaux de risque ou d'un niveau de service défini dans les différents secteurs. L'objectif de cette étude est la caractérisation des régimes d'averses en calculant les paramètres des courbes : Intensité-Durée-Fréquence (IDF) en tout point de la région Nord-Est de l'Algérie pour diverses durées. Dans cette perspective, l'analyse statistique du maximum annuel révèle la prévalence du choix de la loi des Valeurs Extrêmes Généralisées (GEV) sur son cas particulier Gumbel. Ce choix est important puisqu'il est directement lié à la sécurité des structures hydrauliques, à l'établissement des zones d'inondations et à l'estimation des événements extrêmes. Trois types d'équations empiriques (Montana, Talbot et Keifer-Chu) ont été utilisés pour l'établissement des courbes IDF des précipitations et une éventuelle comparaison dans le nord-est Algérien.

### ABSTRACT

In Algeria, where the population growth is leading to the expansion of urbanization and the development of industry and the agricultural sector, controlling the water resources and to predicting the hydrological risks is necessary. That is why it is important to know the spatial distribution of rainfall and the occurrences and intensities of extreme events. The relationship of the intensity, duration, frequency of the annual maximum precipitation from statistical analysis of the data that were carried out from stations equipped with tipping bucket rain gauge, is established today as a reference tool for different users. These tools are properly used for the design of hydraulic structures according to risk level or defined level of service in different sectors. The objective of this study is the characterization of rainfall patterns by calculating the parameters of the curves: Intensity Duration Frequency (IDF) of the North-East region of Algeria for different durations. In this perspective, the statistical analysis of the annual maximum reveals the prevalence of the choice of the (GEV) distribution or its particular Gumbel. Case distribution, which is significant because it is directly related to the safety of the hydraulic structures, to the establishment of flood zones and estimation of extreme events. Three empirical equations, namely 'Montana, Talbot, and Keif-Chi', were used to establish the IDF curves of the precipitation and a prospective comparison in the North-East of Algeria.

\* **Auteur Correspondant: Ghania Boukhari**

Département d'Hydraulique, Université Badji Mokhtar - Annaba

BP 12, 2300, Annaba, Algérie.

Email: boukhari.ghania24@gmail.com

## 1. INTRODUCTION

Les changements dans le cycle hydrologique produisent des modifications dans les phénomènes météorologiques extrêmes tels que les fortes pluies, les vagues de chaleur ou de froid, et les périodes de sécheresse prolongées. La dégradation de la qualité de l'eau, les dommages matériels et les pertes de vie potentielles dues aux inondations sont causés par la récurrence de pluies extrêmes. L'Algérie, elle aussi, a été touchée par les phénomènes de crues et d'inondations qui ont provoqués des catastrophes destructrices occasionnant des pertes considérables en vies humaines, d'importants dégâts matériels et de déficits incalculables dans les domaines de l'économie et de l'environnement. Pour une protection efficace des êtres humains, de leurs biens et des infrastructures hydrauliques de la région Nord- Est Algérien, il est nécessaire d'examiner et de mettre à jour les caractéristiques des précipitations IDF, puisque ces dernières sont souvent utilisées pour concevoir des structures d'eau. La connaissance des courbes IDF est nécessaire pour élaboration des pluies de projet dans le domaine d'estimation des risques d'inondation particulièrement en milieu urbain [1,2].

La méthodologie d'établissement des courbes IDF en Algérie est basée généralement sur l'utilisation du modèle statistique de Gumbel et du modèle empirique de type Montana [3]. Or, les études de Chaouche et al., (2002) [4], de Koutsoyiannis (2003) [5], de Coles et al., (2003) [6], et de Barco et Chaouche (2006) [7] ont remis en cause la prédominance de la loi Gumbel dans l'estimation des quantiles des maxima des précipitations. L'élément clé de l'approche statistique est le choix du modèle statistique le mieux approprié pour l'analyse statistique des maxima annuels observés. En tenant compte que la prédominance de la distribution Gumbel a été remise en cause par plusieurs auteurs mentionnés précédemment, et que, de nombreux auteurs ont préféré l'usage de la loi des Valeurs Extrêmes Généralisées GEV pour la modélisation des maxima annuels des précipitations dans différentes régions climatiques [8,11], dans cette étude, notre choix s'est porté sur les lois Gumbel et GEV. La loi GEV est une loi à trois paramètres et la loi Gumbel (GEV1) est un cas particulier de la loi GEV pour un paramètre de forme nul. L'approche statistique utilisée est donc basée sur les lois GEV) et Gumbel. Pour l'établissement des courbes IDF, trois équations empiriques sont proposées ; il s'agit des modèles de Montana, de Talbot et Keifer-Chu [12].

## 2. ZONE ET DONNEES D'ETUDE

### 2.1 Zone d'étude

La zone d'étude localisée au Nord-Est de l'Algérie. Pour caractériser le régime pluviométrique, 3 stations météorologiques ont été retenues (Tab.1). Il s'agit des stations de Pont Bouchet (région d'Annaba), Ain El-Assel (région d'El-Tarf) et station Guelma (région de Guelma) (Fig.1). La zone d'étude est bordée au nord par la mer Méditerranée, au sud par la wilaya de Souk Ahras, à l'est par les wilyas de Skikda et de Constantine et à l'ouest par la Tunisie. Elle couvre une superficie de 8879 km<sup>2</sup>. Cette zone d'étude est caractérisée par un climat méditerranéen avec un été chaud et sec, et un hiver froid et pluvieux.

Tableau 1. Localisation des stations météorologiques et période d'observation

Stations	Code	X	Y	Periode d'observation
Pont Bouchet	140631	7°73'8''	36°69'8''	1978-2005
Ain El Assel	031601	8°36'7''	36°76'8''	1970-2001
Guelma	140412	7°43'3''	36°46'0''	1980-2006

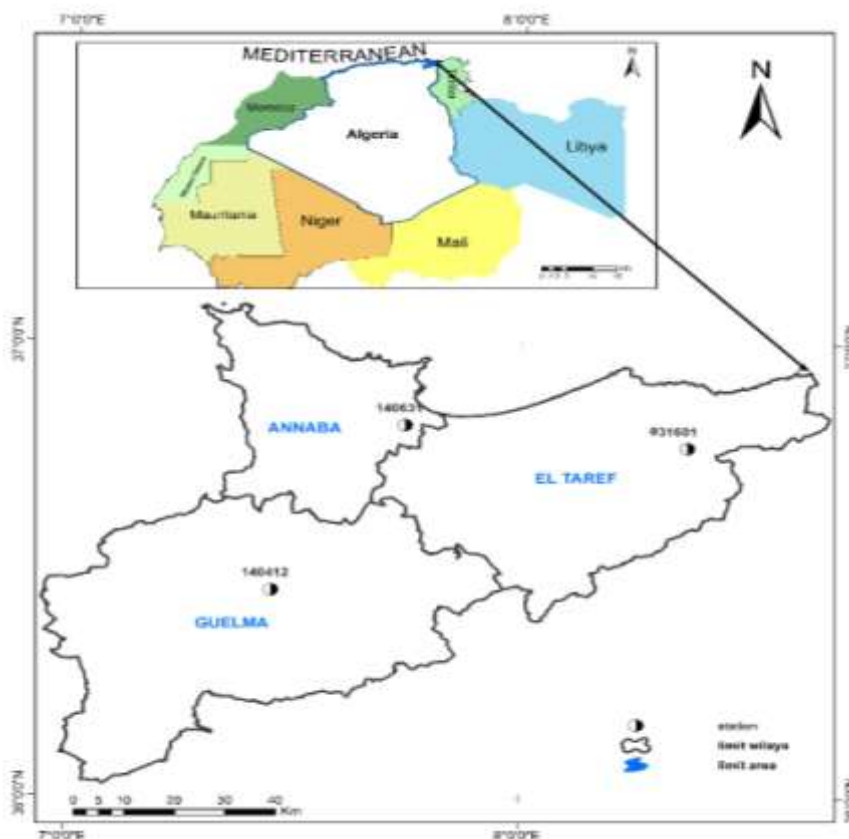


Figure 1. Localisation géographique des stations météorologiques considérées

## 2.2 Source et traitement des données

Les données pluviométriques utilisées dans cette étude proviennent des banques de données de l'Agence Nationale des Ressources Hydriques (ANRH) et de l'Office National de Météorologie (ONM) de Constantine. Les échantillons à analyser dans chacune des stations sont constitués des valeurs maximales annuelles des hauteurs des précipitations correspondantes à différents pas de temps  $d$  (6 ; 15 ; 30 ; 60 ; 120 ; 180, 360 ; 720 et 1440 min.) pour les périodes d'observation respectives. Les caractéristiques de base des séries de données pluviométriques des 3 stations considérées sont présentées dans les tableaux 2, 3 et 4.

Tableau 2. Caractéristiques statistiques des séries de données pluviométriques de la station Pont Bouchet

Durées (min)	6	15	30	60	120	180	360	720	1440
Minimum (mm)	0,48	0,72	0,9	1,2	1,2	1,2	1,7	1,7	1,7
Maximum (mm)	9,6	17,9	23,9	32	41,7	47,68	82,16	104,1	128,2
Moyenne (mm)	4,36	8,32	12,3	15,8	18,9	21,71	28,09	36,03	46,2
Ecart type ; $\sigma$ (mm)	2,51	4,47	6,33	8,18	8,84	10,42	17,31	22,85	30,02
Médiane (mm)	4,1	8,16	12,4	16,2	19,1	23,22	25,36	31,85	36,91
Coefficient de variation ; Cv	0,576	0,537	0,514	0,516	0,467	0,4798	0,6162	0,6343	0,649
Coefficient d'asymétrie ; Cs	0,53	0,135	-0,161	-0,057	0,0192	0,2684	1,483	1,226	1,126
Coefficient d'aplatissement ; Ck	2,4	2,39	2,07	2,14	3,21	3,084	4,962	4,17	3,621

Tableau 3. Caractéristiques statistiques des séries de données pluviométriques de la station Ain El-Assel

Durées (min)	6	15	30	60	120	180	360	720	1440
Minimum (mm)	0,7	1,9	3,7	7,2	13,6	15,5	21,5	25,8	31,3
Maximum (mm)	27,0	36,5	59,6	94,2	110,0	127,0	141,0	148,0	164,0
Moyenne (mm)	7,0	11,7	16,6	23,0	28,6	33,3	42,3	51,6	63,6
Ecart type ; $\sigma$ (mm)	5,6	8,0	11,4	16,0	17,2	19,3	21,1	23,5	27,0
Médiane (mm)	5,9	10,0	14,1	18,3	23,6	27,5	37,0	47,7	58,1
Coefficient de variation ; Cv	0,8	0,7	0,7	0,7	0,6	0,6	0,5	0,5	0,4
Coefficient d'asymétrie ; Cs	2,0	1,6	2,1	3,1	3,6	3,9	3,5	2,4	1,8
Coefficient d'aplatissement ; Ck	6,7	4,9	7,4	12,4	15,7	17,7	15,1	9,2	6,5

Tableau 4. Caractéristiques statistiques des séries de données pluviométriques de la station Guelma

Durées (min)	6	15	30	60	120	180	360	720	1440
Minimum (mm)	0,9	2,4	4,6	7,2	9,2	10,5	12,4	12,4	12,4
Maximum (mm)	22,3	23,5	23,5	25,8	36,8	55,2	81,6	83,1	102,6
Moyenne (mm)	6,2	9,0	11,8	14,4	18,4	21,7	28,9	36,6	45,4
Ecart type ; $\sigma$ (mm)	5,0	5,8	5,9	5,4	6,6	9,2	15,0	18,0	20,6
Médiane (mm)	4,7	6,2	9,3	13,1	15,9	20,4	24,5	31,6	37,5
Coefficient de variation ; Cv	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,5	0,5	0,5
Coefficient d'asymétrie ; Cs	1,8	1,2	0,8	0,6	1,1	2,0	2,0	1,4	1,2
Coefficient d'aplatissement ; Ck	5,3	3,0	2,0	2,0	3,5	7,0	6,5	3,7	3,6

### 2.3 Analyses de l'homogénéité des données pluviométriques

Il existe plusieurs tests statistiques qui sont utilisés pour s'assurer de l'homogénéité d'une série statistique. Dans ce contexte on peut citer le test de Wilcoxon. Pour appliquer le test de Wilcoxon on procède comme suit : Soit une série d'observation de taille N. A partir de cette série on tire deux échantillons X et Y :  $N_1$  et  $N_2$  sont respectivement les tailles de ces échantillons, avec  $N_1 + N_2 = N$  et  $N_1 \leq N_2$ .

On classe ensuite les valeurs de nos séries par ordre croissant. Par la suite, on s'intéresse au rang de chaque élément des deux échantillons. On calcule la somme WX des rangs des éléments du premier échantillon.

Wilcoxon a montré que, dans le cas où les deux échantillons, à savoir X et Y, constituent une série homogène, alors la quantité WX serait comprise entre  $W_{max}$  et  $W_{min}$ . Ces dernières valeurs sont données par les équations (1) et (2) suivantes :

$$W_{min} = \left[ \left( \frac{(N_1 + N_2 + 1) \times N_1 - 1}{2} \right) - U(p\%) \times \left( \frac{N_1 \times N_2 \times (N_1 + N_2 + 1)}{12} \right)^{0,5} \right] \tag{1}$$

$$W_{max} = ((N_1 + N_2 + 1) \times N_1 - W_{min}) \tag{2}$$

Avec  $U(p\%) = Z_{1-\alpha/2}$  est la valeur de la variable centrée réduite de la loi normale correspondant à  $(1-\alpha/2)$  au seuil de confiance de 95%.

### 3. STATISTIQUES

Les relations entre l'intensité, la durée et la fréquence des précipitations sont étudiées statistiquement et présentées selon des courbes caractéristiques appelées courbes IDF. La méthodologie d'établissement des courbes IDF proposée repose sur trois étapes. La première consiste à choisir la distribution de probabilité la mieux appropriée à chaque série de hauteurs maximales annuelles des

précipitations de courtes durées allant de 6 à 1440 min. Dans la deuxième, on calcule les quantiles correspondant à plusieurs périodes de retour spécifiées (T = 2 ; 5 ; 10 ; 20 ; 50 et 100 ans), sur la base de la distribution précédemment sélectionnée. Enfin, on modélise les courbes IDF en ajustant les équations empiriques considérées aux quantiles estimées. Pour ajuster les séries des précipitations les deux distributions de GEV et de Gumbel ont été appliquées

Nous rappelons ici les fonctions de distribution cumulative de ces lois:

$$F(x) = \exp \left\{ - \left[ 1 - \kappa \frac{(x - \zeta)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{k}} \right\} \quad \text{pour } k \neq 0 \tag{3}$$

$$F(x) = \exp \left\{ - \exp \left[ - \frac{(x - \zeta)}{\alpha} \right] \right\} \quad \text{pour } k = 0, \tag{4}$$

où  $\alpha, \zeta$  et  $k$  représentent respectivement, les paramètres d'échelle, de position et de forme.

Le grand intérêt de ces lois est que leurs fonctions de distribution sont facilement inversibles. Ce qui permet d'obtenir aisément les fonctions d'estimation des quantiles qui se présentent sous la forme :

$$x(F) = \zeta + \frac{\alpha}{k} \left\{ 1 - \left[ -\ln(1 - T^{-1}) \right]^k \right\} \quad \text{pour } k \neq 0 \tag{5}$$

$$x(F) = \zeta - \alpha \ln \left[ -\ln(1 - T^{-1}) \right] \quad \text{pour } k=0 \tag{6}$$

où  $T$  est la période de retour ( $T=1/(1-F)$ ) et  $F$  est la fréquence au non dépassement. Les paramètres des distributions Gumbel et GEV sont déterminés par la méthode des moments, tandis que, l'estimateur de Grigorten ( $\hat{F}_i = (i - 0.44)/(n + 0.12)$ ), qui est moins biaisé sur les valeurs extrêmes [13], est utilisé pour déterminer les fréquences empiriques.

### 3.1. Tests d'adéquation des lois statistiques

Le problème qui se pose est de choisir entre les distributions Gumbel et GEV celle qui s'ajuste le mieux aux séries de données pluviométriques. La solution à ce problème peut être trouvée à l'aide des tests statistiques bien connus. Le test de chi carré ( $\chi^2$ ) de Pearson et le test de Kolmogorov-Smirnov sont deux tests non paramétriques bien connus et dont l'objectif est de tester si un échantillon donné vient d'une distribution fixée à l'avance.

#### a. Test d'adéquation de $\chi^2$

L'interprétation du test de  $\chi^2$  est la suivante : soit un échantillon de  $n$  valeurs classées par ordre croissant et pour lequel une loi de répartition  $F(x)$  a été déterminée, on divise cet échantillon en un certain nombre  $k$  de classes contenant chacune  $n_i$  valeurs expérimentales. Le nombre  $v_i$  est le nombre théorique de valeurs affectées à la classe  $i$  par la loi de répartition. Ce nombre  $v_i$  est donné par :

$$v_i = n \int_{x_{i+1}}^{x_i} f(x) dx = n [F(x_i) - F(x_{i+1})] \tag{7}$$

où  $f(x)$  étant la fonction densité de probabilité correspondant à la loi théorique.

L'expression de  $\chi^2$  est la suivante :

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_i - v_i)^2}{v_i} \tag{8}$$

La probabilité de dépassement correspondant au nombre de degré de liberté  $\lambda$  est déterminée ainsi :

$$\lambda = k - 1 - p$$

où  $p$  est le nombre de paramètres de la loi  $F(x)$ . Si cette probabilité est supérieure à 0.05, l'ajustement est satisfaisant. Dans le cas contraire, il y a rejet de la loi.

**b. Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov**

Le test de Kolmogorov-Smirnov est un test d'ajustement à une loi continue. Il consiste à mesurer la plus grande distance entre la distribution théorique  $F_0(x)$  et la distribution expérimentale  $F(x)$ . Nous avons donc  $H_0 : F(x) = F_0(x) \forall x$  et  $H_1 : F(x) \neq F_0(x)$  pour au moins une valeur de  $x$ . La distribution empirique, ou observée, se calcule dans la théorie de Kolmogorov-Smirnov, par la relation classique :

$$\widehat{F}(x_i) = \frac{i}{n} \quad i=1,2,\dots, n \tag{9}$$

On mesure l'adéquation de la fonction de répartition empirique à la fonction  $F_0$  par la distance Kolmogorov-Smirnov, qui est la distance de la norme uniforme entre les fonctions de répartition. Pour la calculer il suffit d'évaluer la différence entre ( $F$ ) et ( $F_0$ ) aux points  $x_i$ . La statistique ( $D$ ) est définie comme suit :

$$D^+ = \text{Max} \left\{ F_0(x_i) - \frac{i}{n} \right\} \quad \forall i = 1,2,\dots, n ; \tag{10}$$

$$D^- = \text{Max} \left\{ F_0(x_i) - \frac{i-1}{n} \right\} \quad \forall i = 1,2,\dots, n \tag{11}$$

$$D = \text{Max} \{ D^+, D^- \}$$

**3.2. Modèles empiriques des courbes Intensité-Durée-Fréquence**

La modélisation des courbes IDF consiste en l'ajustement d'une équation empirique aux quantiles estimés pour une période de retour spécifiée. Plusieurs modèles empiriques ont été proposés, Garcia-Bartual et Schneider (2001) donnent des références bibliographiques et présentent neuf modèles empiriques à deux et trois paramètres. Koutsoyiannis et al. (1998) généralisent les modèles proposés [14,15]:

$$i_d(T) = a(T) / b(d) \tag{12}$$

où  $i_d(T)$  désigne le quantile de période de retour en  $T$  année, de l'intensité maximale annuelle

mesurée sur un pas de temps  $d$  ;  $b(d) = (d + \theta)^\eta$  avec  $\theta > 0$  et  $\eta \in (0,1)$  et  $a(T) = F^{-1}(1 - 1/T)$

avec  $F$  une distribution de probabilité cumulée.

Mohymont et al. (2004) ont proposé trois techniques à base physique d'établissement des courbes IDF en séparant  $a(T)$  et  $b(d)$  et avec  $b(d) = \theta \left( 1 + \frac{d}{\theta} \right)^\eta$  [16]. Veneziano et Furcolo (2002), Borga B., (2005) ont proposé des approches empruntées aux processus multi fractals [17,18].

Dans cette étude, nous utilisons les trois modèles empiriques à deux et trois paramètres suivants [14,15,19]:

$$i(T) = \frac{a(T)}{d^{\eta(T)}} \tag{13}$$

$$i(T) = \frac{a(T)}{(d + \theta(T))^{\eta(T)}} \tag{14}$$

$$i(T) = \frac{a(T)}{d^{\eta(T)} + \theta(T)}, \tag{15}$$

où  $i(T)$  désigne l'intensité moyenne des précipitations (mm/h) pour une période de retour  $T$  (années) ;  $d$  est la durée des précipitations (min) ;  $a, \theta$  et  $\eta$  sont respectivement, les paramètres d'ajustement ou les paramètres climatiques locaux. Le paramètre  $\theta$  est exprimé en minutes. Les equations (13), (14) et (15) sont connues, respectivement, sous les noms de Montana, Talbot et Keifer-Chu.

Pour valider la fiabilité de l'ajustement de ces modèles empiriques aux maxima annuels, nous avons calculé pour chaque période de retour, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) relative aux quantiles estimés :

$$REQM (\%) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left( \frac{i_k^Q - i_k^T}{i_k^Q} \right)^2} \tag{16}$$

où  $i_k^Q$  est le quantile estimé de l'intensité de pluie ;  $i_k^T$  est l'intensité théorique de pluie obtenue par l'équation empirique et  $N$  est le nombre de durées.

#### 4. RESULTATS ET ANALYSES

##### 4.1. Tests d'homogénéité

Pour tester l'homogénéité des séries de données pluviométriques de différentes dureés le test de Wilcoxon a été appliqué. Les résultats sont présentés dans les tableaux 5, 6 et 7 :

Tableau 5. Résultats du test de Wilcoxon (Station Pont Bouchet) ;  
Wmin et Wmax sont respectivement 131,28 et 216,72

Durée (min)	6	15	30	60	120	180	360	720	1440
Wx	206,5	203	214	225	220	209	202	192	195

Pour l'ensemble des maxima annuels de la station Pont Bouchet, les hypothèses d'homogénéité à l'échelle annuelle sont acceptées à un niveau de signification de 5% à l'exception des série de durées 60 et 120 minutes.

Tableau 6. Résultats du test de Wilcoxon (Station Ain El-Assel) ;  
Wmin et Wmax sont respectivement 178,9 et 283,1

Durée (min)	6	15	30	60	120	180	360	720	1440
Wx	272,5	266	270	276	261	248	243	269	283

Les séries de données pour la station Aîn El-Assel sont homogènes.

Tableau 7. Résultats du test de Wilcoxon (Station Guelma) ;  
Wmin et Wmax sont respectivement 127,3 et 208,67

Durée (min)	6	15	30	60	120	180	360	720	1440
Wx	183,5	184	162,5	151	142	138	162	176	185

Pour la station Guelma, les séries de données de différentes durées sont homogènes.

##### 4.2. Choix des lois statistiques

Après l'ajustement des lois Gumbel et GEV aux séries des maxima annuels, les tests d'adéquation non paramétriques de  $\chi^2$  et de Kolmogorov-Smirnov sont appliqués pour choisir la loi la mieux appropriée aux données pluviométriques parmi ces deux lois, celle. L'application du test de Kolmogorov-Smirnov s'est révélée concluante pour toutes les séries de données et pour les deux lois pour un niveau de signification de 5%.

Le résultat d'application du test  $\chi^2$  pour la station Pont Bouchet a montré que la loi GEV est rejetée au seuil de 5% pour les séries de données pluviométriques de durée de 360 min. Pour les autres séries de données de durées de 6 ; 15 ; 30 ; 60 ; 120 ; 180 ; 720 et 1440 les deux lois sont acceptées au seuil de

5%. Pour la station Ain Assel, le résultat d'application du test  $\chi^2$  a montré que la loi Gumbel est rejetée au seuil de 5% pour les séries de données pluviométriques de durées de 60 ; 120 ; 180 ; et 360 min et la loi GEV pour la série de données de durée de 180 min. Pour la station Guelma, le résultat d'application du test  $\chi^2$  a montré que la loi Gumbel est rejetée au seuil de 5% pour les séries de données pluviométriques de durées de 30 ; 720 ; et 1440 min et la loi GEV pour la série de données de durées de 15 ; 30 ; 1440 min. Les lois retenues à la suite de ces tests pour chaque série de données et leurs paramètres sont présentés dans les tableaux 8, 9 et 10.

Tableau 8. Lois statistiques et paramètres appropriés des maxima annuels de la station Pont Bouchet.

Durée (min)	Loi statistique	$\alpha$	$\zeta$	$\kappa$
6	GEV	2,24	3,31	0,12
15	GEV	4,35	6,64	0,23
30	GEV	6,52	10,26	0,34
60	GEV	8,3	13,05	0,3
120	GEV	8,8	15,76	0,27
180	Gumbel	8,12	17,02	/
360	Gumbel	13,49	20,3	/
720	GEV	17,48	25,68	-0,014
1440	GEV	23,47	32,7	0,0023

Tableau 9. Lois statistiques et paramètres appropriés des maxima annuels de la station Ain El-Assel

Durée (min)	Loi statistique	$\alpha$	$\zeta$	$\kappa$
6	Gumbel	4,35	4,49	/
15	GEV	5,67	8,022	-0,065
30	GEV	7,34	11,35	-0,12
60	GEV	9,18	15,74	-0,18
120	GEV	9,36	20,82	-0,2
180	GEV	10,23	24,72	-0,213
360	GEV	11,58	32,79	-0,198
720	GEV	14,64	40,77	-0,139
1440	GEV	18,59	51,13	-0,084

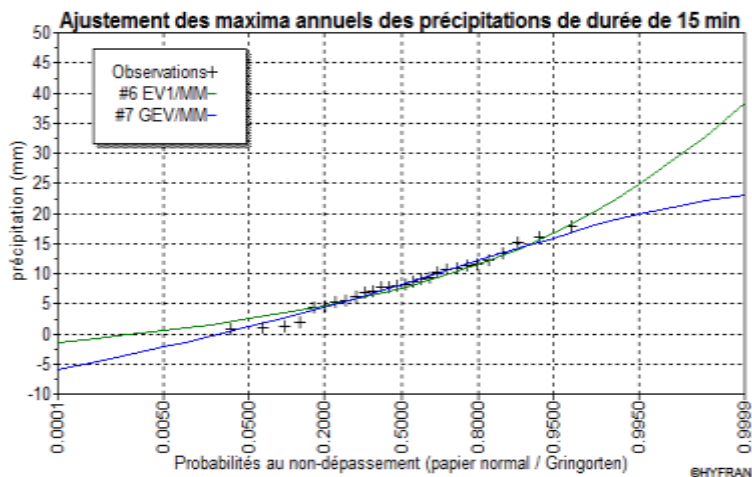
Table 10. Lois statistiques et paramètres appropriés des maxima annuels de la station Guelma

Durée (min)	Loi statistique	$\alpha$	$\zeta$	$\kappa$
6	GEV	3,428	3,901	-0,089
15	GEV	4,492	6,343	-0,006
30	Gumbel	4,567	9,122	/
60	GEV	4,755	12,077	0,103
120	GEV	5,22	15,413	0,007
180	GEV	6,133	17,46	-0,104
360	GEV	9,821	22,008	-0,112
720	GEV	13,359	28,37	-0,036
1440	GEV	15,946	36,107	-0,006

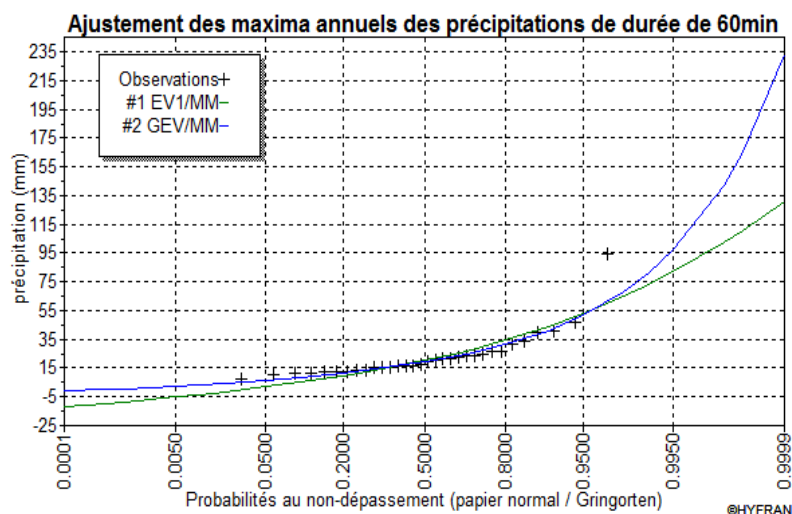


Les résultats montrent que la loi GEV est prédominante pour l'estimation des quantiles des intensités maximales annuelles des stations Pont Bouchet, Ain Assel et Guelma. A titre d'exemple, la comparaison de l'ajustement lois de Gumbel et à la loi GEV de la série des maxima annuels des précipitations des différentes durées des trois stations est présentée dans la figure 2(a, b, c).

(a) Station Pont Bouchet



(b) Station Ain Assel



Pour effectuer l'ajustement le logiciel HYFRAN a été utilisé. Ce logiciel a été développé à l'Institut National de la Recherche Scientifique – Eau Terre et Environnement (INRS-ETE) de l'Université du Québec avec le parrainage d'Hydro-Québec le principal producteur d'énergie d'origine hydroélectrique au monde et du Conseil de Recherches en Sciences Naturelles et en Génie du Canada (CRSNG).

### 4.3. Courbes Intensité-Durée-Fréquence de précipitations

Après avoir choisi le modèle statistique le mieux approprié à chaque série de données et estimé les quantiles des intensités maximales annuelles pour les périodes de retour spécifiées (T=2, 5, 10, 20, 50 et 100 ans), nous avons déterminé les paramètres des trois modèles empiriques, mentionnés précédemment, et calculé pour ces périodes de retour, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) relative aux quantiles estimés (Eq. (16)). Les tableaux 11, 12 et 13 rassemblent les résultats de calcul.

(a) Station Guelma

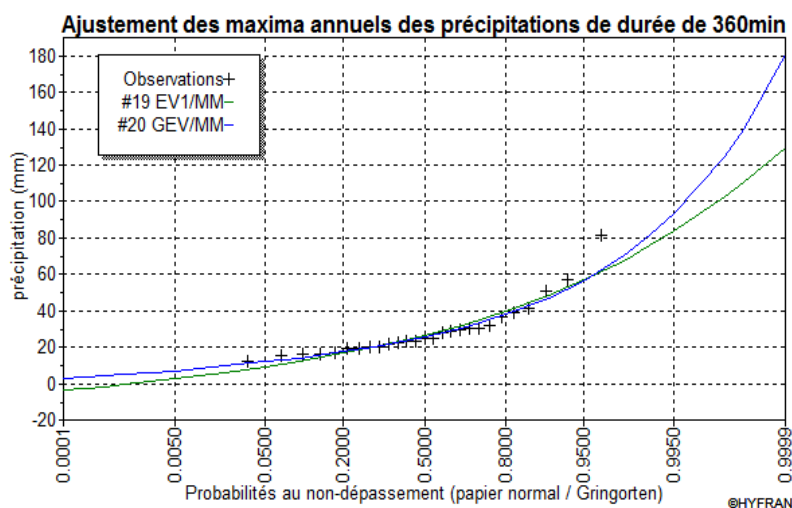


Figure 2. Comparaison de l'ajustement aux lois de Gumbel et GEV de la série des maxima annuels des précipitations (EV1 : la loi Gumbel ; MM : méthode des moments).

Tableau 11. Valeurs des paramètres des modèles empiriques et des erreurs quadratiques moyennes (REQM) Station Pont Bouchet

Périodes de retour (ans)	Modèles	Paramètres des modèles			REQM (%)
		$a$	$\theta$	$\eta$	
2	Montana	167	/	0.62	14.7
	Talbot	249	5	0.68	8.7
	Keifer-Chu	183	1	0.63	12.3
5	Montana	233	/	0.6	11.8
	Talbot	308	3.5	0.65	7.2
	Keifer-Chu	254	1	0.61	10.6
10	Montana	263	/	0.59	9.6
	Talbot	333	3	0.63	6.5
	Keifer-Chu	286	1	0.6	10.5
20	Montana	282	/	0.57	8.1
	Talbot	318	1.5	0.59	6.4
	Keifer-Chu	306	1	0.59	11.5
50	Montana	297	/	0.55	7.6
	Talbot	322	1	0.57	6.5
	Keifer-Chu	321	1	0.57	12.2
100	Montana	305	/	0.54	7.8
	Talbot	341	1.5	0.56	7.7
	Keifer-Chu	329	1	0.55	12.1

Sur les figures 3,4 et 5 sont présentées les courbes IDF obtenues au moyen de l’ajustement des trois équations empiriques aux quantiles des intensités maximales annuelles des trois stations climatiques. Les courbes IDF établies à partir du modèle empirique de Montana sont des séries de droites parallèles sur l’échelle bi logarithmique, alors que celles établies à partir des modèles empiriques à trois paramètres possèdent des parties recourbées. Ces courbes représentent mieux l’aspect infini d’une intensité instantanée que les droites parallèles.

Le paramètre  $\theta$  de deux modèles empiriques à trois paramètres définit l’ampleur de recourbement et les points où les courbes IDF commencent à devenir des lignes droites. Par exemple, le paramètre  $\theta$  du modèle de Talbot a la valeur la plus élevée ( $\theta=5$  min), il en résulte que la partie de recourbement de la courbe correspondante est plus longue que celle des autres courbes. En ce qui concerne le paramètre  $\eta$ , c’est un paramètre proportionnel à la pente des courbes. Ses valeurs se différencient peu d’un modèle à un autre et elles varient de 0,54 à 0,74 pour les différentes périodes de retour.

Table 12. Valeurs des paramètres des modèles empiriques et des erreurs quadratiques moyennes (REQM) Station Ain Assel

Périodes de retour (ans)	Modèles	Paramètres des modèles			REQM (%)
		$a$	$\theta$	$\eta$	
2	Montana	203	/	0.60	7.1
	Talbot	276	4	0.65	2.2
	Keifer-Chu	220	1	0.61	9.2
5	Montana	396	/	0.65	6.9
	Talbot	513	3	0.69	2.7
	Keifer-Chu	434	1	0.66	7.6
10	Montana	535	/	0.66	8
	Talbot	726	3.5	0.71	3.4
	Keifer-Chu	589	1	0.68	8.7
20	Montana	676	/	0.67	9.5
	Talbot	814	2	0.70	6.4
	Keifer-Chu	745	1	0.68	8.4
50	Montana	867	/	0.67	12.2
	Talbot	1330	5	0.74	5.8
	Keifer-Chu	957	1	0.69	10.5
100	Montana	1017	/	0.67	14.3
	Talbot	1565	5	0.74	7.8
	Keifer-Chu	1123	1	0.69	12.1

Tableau 13. Valeurs des paramètres des modèles empiriques et des erreurs quadratiques moyennes (REQM) Station Guelma

Périodes de retour (ans)	Modèles	Paramètres des modèles			REQM (%)
		$a$	$\theta$	$\eta$	
2	Montana	172	/	0.63	4
	Talbot	188	1	0.64	2.3
	Keifer-Chu	187	1	0.64	7.7

5	Montana	298	/	0.66	5.5
	Talbot	340	1.5	0.68	6.8
	Keifer-Chu	326	1	0.68	10.4
10	Montana	383	/	0,67	8,8
	Talbot	419	1	0,69	9,5
	Keifer-Chu	419	1	0,69	12,1
20	Montana	466	/	0,68	11,5
	Talbot	510	1	0,69	12,7
	Keifer-Chu	510	1	0,69	13,8
50	Montana	574	/	0,68	15,7
	Talbot	629	1	0,70	15,6
	Keifer-Chu	629	1	0,70	16,5
100	Montana	657	/	0,69	17,5
	Talbot	720	1	0,70	18,5
	Keifer-Chu	720	1	0,70	18,8

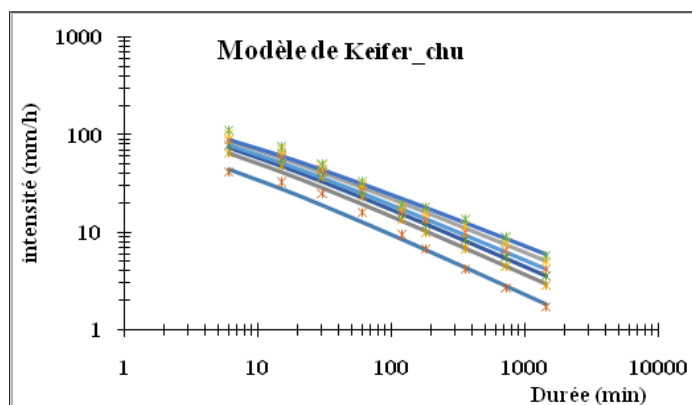
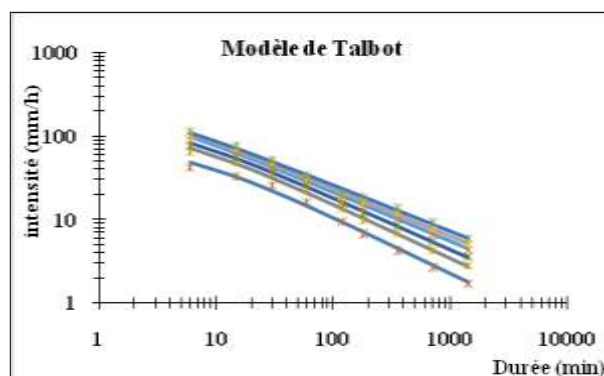
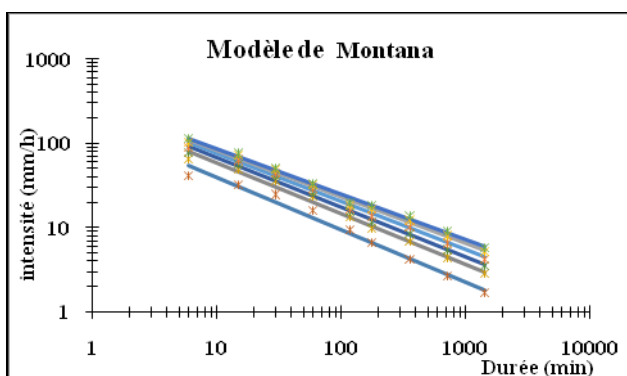


Figure 3. Courbes IDF de la station Pont Bouchet établies à partir des modèles empiriques pour les périodes de retour de 2 ; 5 ; 10 ; 20 ; 50 et 100 ans. (Les points représentent les valeurs des quantiles estimés et les courbes sont disposées dans l'ordre croissant des périodes de retour, du bas vers le haut).

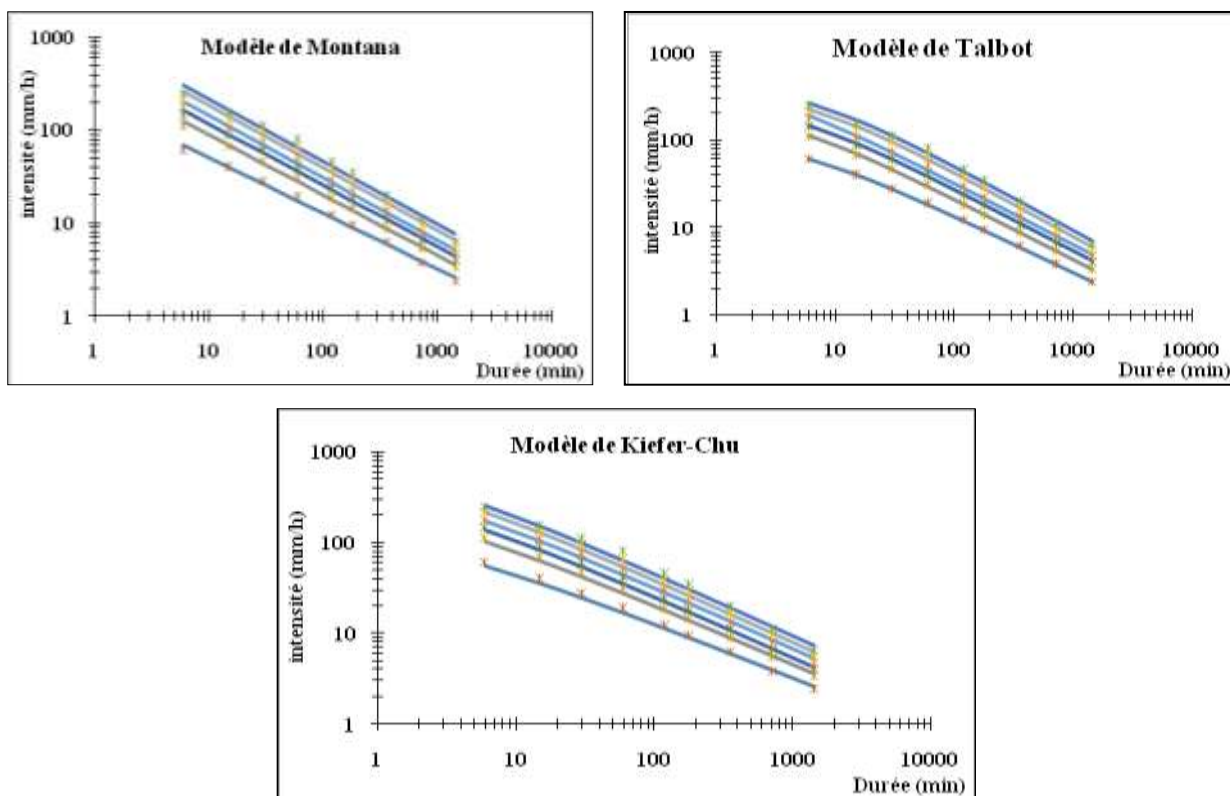


Figure 4. Courbes IDF de la station Ain El-Assel, établies à partir des modèles empiriques pour les périodes de retour de 2 ; 5 ; 10 ; 20 ; 50 et 100 ans. Les points représentent les valeurs des quantiles estimés, et les courbes sont disposées dans l'ordre croissant des périodes de retour, du bas vers le haut.

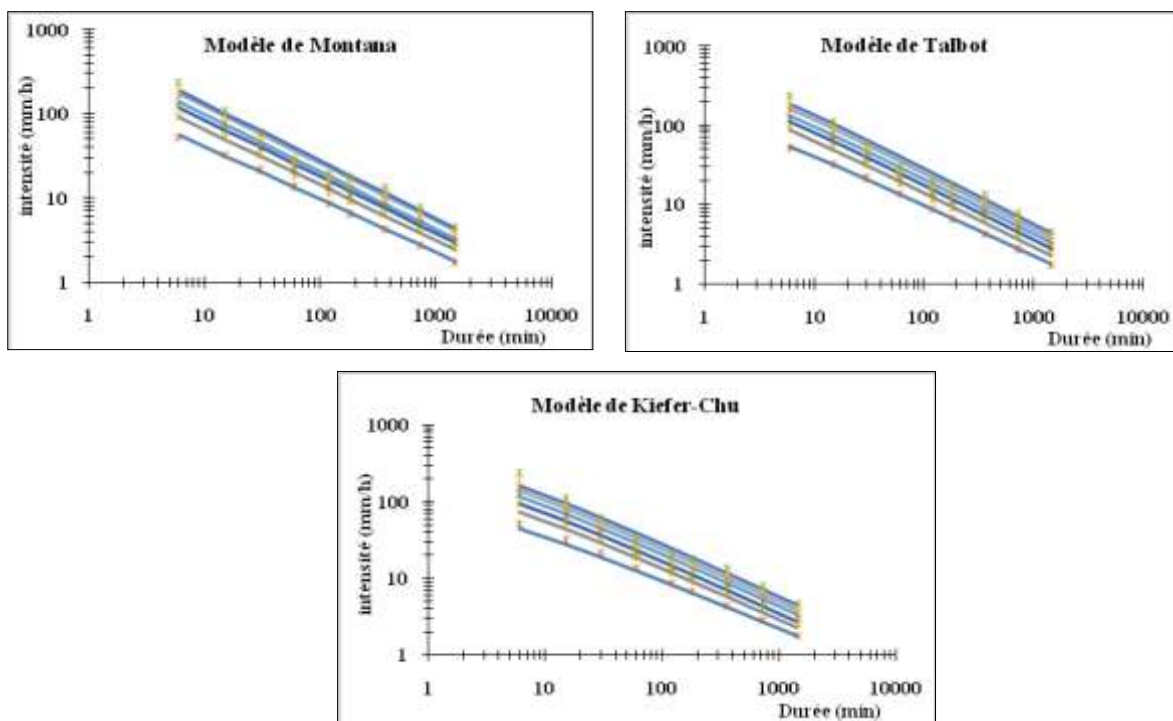


Figure 5. Courbes IDF de la station Guelma, établies à partir des modèles empiriques pour les périodes de retour de 2 ; 5 ; 10 ; 20 ; 50 et 100 ans. (Les points représentent les valeurs des quantiles estimés, et les courbes sont disposées dans l'ordre croissant des périodes de retour, du bas vers le haut).

Pour valider la fiabilité de l’ajustement des modèles empiriques aux maxima annuels des trois stations, nous avons calculé (REQM) relative totale pour les modèles de Montana, Talbot et Keifer-Chu, Pour la station Pont Bouchet et Ain El-Assel le modèle de Talbot à trois paramètres présente la plus faible erreur quadratique totale (Fig, 6), Par contre, pour la station Guelma le modèle le mieux approprié est celui de Montana à deux paramètres (Fig, 6),

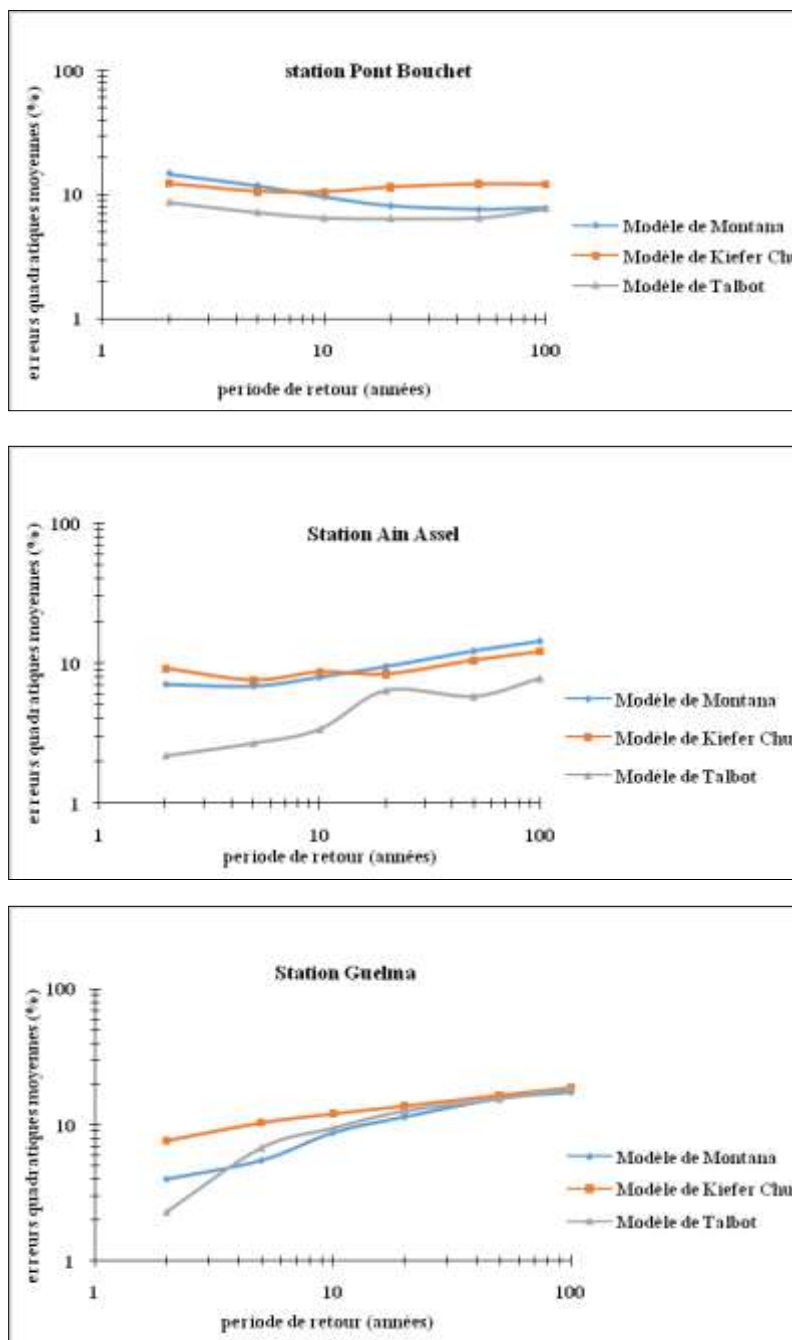


Figure 6. Comparaison des erreurs quadratiques moyennes des modèles empiriques.

### 5. CONCLUSION

Il a été montré, en appliquant les différents tests statistiques, que les valeurs maximales annuelles des précipitations de courte durée des stations Pont Bouchet, Ain El-Assel et Guelma, suivent les fonctions de distribution de GEV et de Gumbel, La prédominance de la distribution de GEV peut être expliquée par la petite taille des échantillons de données pluviométriques des stations (n=28 ; n=32 n=27), Ainsi, ce résultat démontre que l’approche statistique basée uniquement sur la loi

Gumbel et habituellement utilisée dans le pays, n'est pas adéquate aux maxima annuels des précipitations des stations considérées, La comparaison des valeurs des erreurs quadratiques moyennes relatives totales d'ajustement des trois modèles utilisés aux maxima annuels de trois stations, a montré que le modèle à trois paramètres de Talbot, décrit mieux les intensités maximales annuelles des précipitations des station Pont Bouchet et Ain El -Assel, Par contre, pour la station Guelma le modèle le mieux approprié est celui de Montana à deux paramètres,

## REFERENCES

- [1] Das S, Millington N, et Simonovic S,P., 2013, Distribution choice for the assessment of design rainfall for the city of London (Ontario, Canada) under climate change, *Canad. Journal, of Civil Eng.*, Vol, 40 (2), 121-129,
- [2] Laouacheria F., Kechida S, et Chabi M., 2019, Modeling the impact of design rainfall on the urban drainage system by Storm Water Management Model, *Journal of water and land development*, Vol, 40 (I-III), 119-128,
- [3] Achite, M., Meddi, N., 2005, Contribution à l'étude des courbes IDF dans la région de Chlef, Actes de la conférence nationale sur l'eau et l'environnement (12-13 novembre), Biskra, Algérie,
- [4] Chaouche, K., Hubert, P, et Lang, G., 2002, Graphical characterisation of probability distribution tails, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, Vol, 16(5), 342–357,
- [5] Koutsoyiannis, D., 2003, On the appropriateness of the Gumbel distribution for modelling extreme rainfall, *Proceedings of the ESF LESC Exploratory Workshop, Hydrological Risk: recent advances in peak river flow modelling, prediction and of land-use and climate changes*, European Science Foundation, Nat, Res, Council of Italia, University of Bologna,
- [6] Coles, S., Perrichi, L, et Sisson, S., 2003, A fully probabilistic approach to extreme rainfall modelling, *Journal of Hydrology*, Vol, 273 (1-4), 35-50,
- [7] Barco, J., Chaouche, A., 2006, Incertitude de l'estimation des pluies extrêmes de la région méditerranéenne: illustration par les données de Marseille, *Hydrological Sciences Journal*, Vol,51(3), 389-405,
- [8] Onibon, H., Ouarda, T,B,M,J., Barbet, M., St-hilaire, A., Bobee, B, et Bruneau, P., 2004, Analyse fréquentielle régionale des précipitations journalières maximales annuelles au Québec, Canada, *Hydrological Sciences Journal*, Vol, 49(1), 717-735,
- [9] Sisson, S,A., Pericchi, L,R, et Coles, S,G., 2006, A case for a reassessment of the risks of extreme hydrological hazards in the Caribbean, *Stochastic Environmental Research and Risks Assessment*, Vol, 20 (4), 296-306,
- [10] Muller, A., Barco, J-N, et LANG, M., 2008, Comparaison bayésienne de différentes relations durée-fréquence des profondeurs pluviométriques, *J, Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 22 (1), 33-46,
- [11] Overeem, A., Buishand, A., et Hollem, I., 2008, Rainfall depth-duration-frequency curves and their uncertainties, *Journal of Hydrology*, Vol, 348, 124-134,
- [12] CSA (Canadian Standard Association), 2012, Development, interpretation and use of rainfall intensity-duration-frequency (IDF) information: Guideline for Canadian water resources practitioners, Mississauga, Ontario, 2nd edition, 190 pages,
- [13] Guo, A., 1990, A discussion on unbiased plotting positions for the extreme value distribution, *Journal of Hydrology*, Vol,121 (1-4), 33-44,
- [14] Garcia-Bartual, M., Schneider, H., 2001, , Estimating maximum short-duration rainfall intensities from extreme convective storms, *Physics and Chemistry of the Earth, PartB:Hydrology, Oceans and Atmosphere*, Vol,26(9), 675-681,
- [15] Koutsoyiannis, D., Kozonis, D, et Manetas, A., 1998, A mathematical framework for studding rainfall intensity-duration-frequency relationships, *Journal of Hydrology*, Vol,206, 118-135,
- [16] Mohymont, B., Demaree, G,R, et Faka D,N., 2004, Establishment of IDF curves for precipitation in the tropical area of Central Africa; comparison of techniques and resultants, *Nat, Hazards and Earth System Sciences*, Vol,4, 375-387,
- [17] Veneziano, D., Furcolo, S., 2002, Multifractaly of rainfall and scaling of intensity-duration-frequency curves, *Water Resources Research*, Vol, 38 (12), 4201-4212,
- [18] Borga, B., 2005, Regional rainfall depth-duration-frequency equations for an alpine region, *Natural Hazards*, Vol, 36 (1-2); 221-235,
- [19] Mohymont, B., Demaree, G,R., 2006, Courbes intensité-durée-fréquence des précipitations de Yangambi, Congo, utilisant différents modèles de type Montana, *Hydrological Sciences Journal*, Vol, 51 (2), 236-253,