

ETUDE REGIONALE DES PLUIES MAXIMALES JOURNALIERES ANNUELLES FREQUENTIELLES DU CENTRE NORD D'ALGERIE

Houari Zeggane¹ et Djamel Boutoutaou¹

¹University Kasdi Merba, Ouargla 511Route Ghardaia, Ouargla 030000, Algeria.
Zeggane_r@yahoo.fr

RÉSUMÉ

Zeggane, Houari et Djamel Boutoutaou. 2017. Etude régional des pluies maximales journalières annuelles fréquentielles du centre nord d'Algérie. Journal Scientifique Libanais. Vol. 18, No. 2: 166-179.

Une véritable calamité, pour l'ingénieur concepteur des ouvrages hydrauliques, lors de calcul des pluies maximales journalières fréquentielles, la région centre nord d'Algérie présente des zones urbaines de grande importance stratégique à l'image de d'Alger (la capitale), l'estimation des pluies maximales journalières fréquentielles de cette partie d'Algérie, à partir de séries d'observation ayant peu ou absence de données, devient peu crédible. Une analyse fréquentielles régionale des pluies maximales annuelles journalières, s'est imposée comme l'une des méthodes pour pallier à ce problème. La méthode L-moments a été appliquée aux pluies maximales journalières annuelles de cinquante-quatre stations pluviométriques du nord centre d'Algérie, il ressort de cette étude trois zones homogènes. Deux lois de distribution, la loi GEV (generalized extreme value) et la loi GLO (Generalized logistique) s'ajustent aux vecteurs régionaux des trois zones, calculant ainsi les quantiles régionaux pour chaque zone. Dans les trois régions, le biais relatif et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des quantiles régionaux et locaux sont inférieurs à 8%, ce qui montre la robustesse de la méthode.

Mots-clés : pluies maximales journalières fréquentielles, analyse régionale fréquentielle, L-moments, Algérie.

ABSTRACT

Zeggane, Houari et Djamel Boutoutaou. 2017. A regional study to calculate daily maximum frequency precipitation in north-central Algeria. Lebanese Science Journal. Vol. 18, No. 2:

A real calamity for the design engineer of hydraulic structures when calculating annual daily maximum frequency precipitations, the north-central region of Algeria includes urban areas of great strategic importance such as Algiers (the capital). The estimation annual daily maximum frequency precipitations in this area from series of observations with little or no data, becomes unreliable. A regional frequency analysis emerged as one of the methods to resolve this problem. The L-moments method was applied to the annual daily maximum precipitations from fifty four rainfall stations in northern Algeria. This study permitted dividing this area into three statistically homogeneous regions. The Generalized Extreme Value (GEV) distribution and the Generalized Logistics (GLO) distribution were identified as the most appropriate regional distributions for modeling precipitation. In this study, they were used to calculate the regional quantiles for each region. For the above mentioned three regions, the values of roots mean square error between quantiles were below 8% for all return periods, an indication that the method used was appropriate.

Keywords: annual maximum daily precipitations, regional frequency analysis, L-moments, Algeria.

INTRODUCTION

Les pluies maximales fréquentielles fournissent des données d'entrée pour les modèles hydrologiques utilisés pour prédire les événements extrêmes, comme les sécheresses et les inondations, et d'estimer les quantités d'eau de

<http://dx.doi.org/10.22453/LSJ-018.2.166-179>

National Council for Scientific Research – Lebanon 2017©

lsj.cnrs.edu.lb/vol-18-no-2-2017/

surface et des eaux souterraines (Kieffer & Bois, 2002). L'estimation des statistiques liées aux précipitations représente un vaste domaine qui pose de nombreux défis aux météorologues et hydrologues. Habibi *et al.* (2012) ont souligné que parfois, il est nécessaire, voir indispensable d'approcher en valeur les événements extrêmes pour des sites où il existe peu, ou aucune donnée, ainsi que leurs périodes de retour. Benabdesselam et Amarchi (2013), ont constaté que l'estimation de ces fréquences est difficile car les événements extrêmes par définition sont rares et les données disponibles localement proviennent souvent des observations de courte durée, insuffisantes pour pouvoir estimer les quantiles extrêmes de manière fiable.

L'analyse fréquentielle des pluies maximales journalières s'appuie sur l'ajustement des données (informations ponctuelles) à des lois de probabilité pour le calcul des quantiles, après avoir traité statistiquement la série de donnée. Dans la majorité des cas, l'ingénieur est confronté à un dilemme, quelle crédibilité d'un calcul fréquentiel, un quantile pour période de retour de 500 ans calculé à partir d'une série de 30 ans d'observation.

Les hydrologues et météorologues ont alors souvent recours à des techniques d'analyse régionale (St-Hilaire *et al.*, 2003), les travaux sur l'analyse régionale ont d'abord été appliqués aux estimations des crues. D'après Hosking et Wallis (1993), ces techniques qui ont été principalement développées par les hydrologues peuvent être définies de façon succincte comme étant l'utilisation de données provenant de plusieurs sites afin d'estimer la distribution de données observées à un site où l'on dispose de peu ou aucune information. Selon Gupta et Waymire (1998), les méthodes d'analyse de fréquence régionale permettent d'estimer pour un site donné, et sur la base de l'information régionale, les quantiles (XT) de période de retour T . (Onibon *et al.*, 2004), les méthodes d'analyse de fréquence régionale sont aussi utilisées plus généralement pour permettre une description globale des caractéristiques de la structure spatiale des différents phénomènes hydrologiques dans une région. Elles ont été initialement développées pour l'estimation des débits de crues (Dalrymple, 1960 ; Cunnane, 1988 ; Gupta & Waymire, 1998 ; Ouarda *et al.*, 2001).

En l'absence des données hydrométriques, en Algérie en particulier, le calcul des débits fréquents se fait dans la quasi-totalité par des modèles des débits fréquents (Sokolovski, 1949; Boutoutaou, 2015), utilisant les paramètres morphométriques du bassin versant, paramètres hydrographiques et météorologiques, notamment les pluies annuelles et pluies maximales fréquentielles.

En Algérie du Nord, deux principales études sur la régionalisation des pluies maximales fréquentielles ont été élaborées. La première dans le bassin de Chélif (Nord-Ouest d'Algérie), qui couvre 43 750 Km², où la loi GEV (General Extreme Value) a été sélectionnée comme distribution régionale adéquate (Benhattab *et al.*, 2014). La deuxième dans le Nord-Est d'Algérie effectuée par Kondratieva et Amarchi (2015), deux distributions GEV et LN3 (log-normale à trois paramètres), ont été identifiées comme distributions régionales pour les différentes sous régions du Nord-Est d'Algérie.

La zone d'étude qui le centre de l'Algérie s'étend sur une superficie de 38190 Km², elle est située entre 2° 83' 80" et 5° 08' Est et une longitude 35° 81' 40" et 36° 93' 30 Nord. Elle s'allonge d'Est en Ouest de 250 km et de 150 km du nord au sud. Le cadre géographique dans lequel se situe la zone d'étude est constitué de l'atlas tellien au Nord qui culmine à 2608 m au mont de Djurjura et de la chaîne des Bibans au sud. Ces deux chaînes sont séparées par des plaines qui abritent la grande majorité des terres fertiles de la région. La zone d'étude est très urbanisée à grande importance stratégique, comme les cas d'Alger, Tizi Ouzou et Bouira, qui sont exposées à des inondations à l'instar de celle de novembre 2001 à Alger, qui a fait plus de 700 morts (Nouri *et al.*, 2016).

L'objectif de cette partie d'étude est d'appliquer la méthode d'analyse de fréquence régionale devant permettre d'estimer des quantiles de précipitations maximales journalières annuelles en des sites ayant peu ou aucune donnée de la région d'étude à partir de l'information régionale. La méthode utilisée repose sur l'application de la théorie des L-moments. Elle s'inspire des travaux de Hosking et Wallis (1993) et Alila (1999). La théorie des L-moments a été développée par Hosking (1990) à partir des moments de probabilité pondérés.

MATERIELS ET METHODES

Données des pluies maximales journalières

Les données choisies ont été obtenues par les archives de l'Agence Nationale des Ressources Hydrauliques (ANRH), des mesures obtenues sur 54 postes pluviométriques (pluviomètres à ouvertures normalisées de 400 cm²), ces postes enregistrent la quantité totale des pluies précipitées durant 24 heures, ils sont répartis sur l'ensemble de la région d'étude voir (Figure 1).

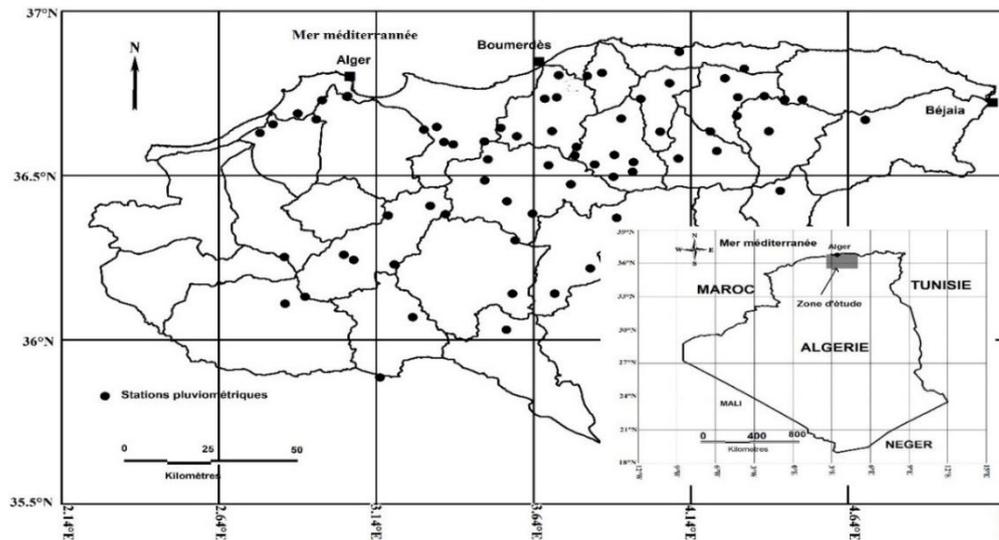


Figure 1. Situation générale de la zone d'étude et emplacement des stations pluviométriques.

Étape de régionalisation des pluies maximales fréquentielles

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

- l'identification de régions homogènes.
- tester l'homogénéité en termes de pluies maximales fréquentielles.
- le choix d'une fonction de distribution régionale.
- l'estimation des paramètres de cette distribution.

Méthode d'analyse fréquentielle régionale

La méthode d'analyse fréquentielle régionale des précipitations extrêmes appliquée est basée sur les L-moments et associée à la procédure de la méthode « indice de crue » (Dalrymple, 1960) appliquée aux données hydrologiques. La théorie des L-moments a été développée par Hosking (1990) pour résoudre certains problèmes liés à l'ajustement des lois statistiques à partir des moments conventionnels. Elle a par la suite fait l'objet de plusieurs travaux de recherche (Hosking & Wallis, 1993 ; Alila, 1999). Dans ce qui suit, nous procédons à une présentation sommaire des principes de base de la théorie des L-moments :

Soient X une variable aléatoire ayant une fonction de probabilité au non dépassement F et $x_{1:n}, x_{2:n}, \dots, x_{n:n}$ les statistiques d'ordre 1, 2, ..., n d'un échantillon de taille n . Les L-moments de la variable aléatoire X sont définis par (Hosking, 1990):

$$\lambda_r = \int_0^1 x(F) P_{r-1}^*(F) dF \tag{1}$$

Où

$$P_r^*(F) = \sum_{k=0}^r (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} F^k \tag{2}$$

Le premier L-moment λ_1 représente la moyenne arithmétique de la variable x , le second L-moment λ_2 est une mesure de la dispersion et est analogue à l'écart type. Afin d'avoir une indépendance des L-moments d'ordres supérieurs ($r \geq 3$) par rapport à la variable x , Hosking (1990) recommande d'utiliser leur forme standardisée. On peut alors définir les rapports des L-moments comme suit:

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_1} \tag{3}$$

Où

$$r \geq 3 \tag{4}$$

Ces rapports de L-moments ont l'avantage d'être toujours bornés ($0 \leq \tau_3 \leq 1$). Le rapport τ_3 est une mesure de l'asymétrie (souvent désigné par la L-asymétrie et notée *L-CS*) et τ_4 est une mesure de l'aplatissement (souvent désigné par le L-aplatissement et noté *L-CK*). Pour un échantillon ordonné par ordre croissant, les L-moments peuvent être estimés par (Hosking, 1990):

$$\beta_0 = n^{-1} \sum_{j=1}^n x_{j:n} \tag{5}$$

$$\beta_1 = n^{-1} \sum_{j=2}^n \frac{j-1}{n-1} x_{j:n} \tag{6}$$

$$\beta_2 = n^{-1} \sum_{j=3}^n \frac{(j-1)(j-2)}{(n-1)(n-2)} x_{j:n} \tag{7}$$

$$\beta_3 = n^{-1} \sum_{j=3}^n \frac{(j-1)(j-2)(j-3)}{(n-1)(n-2)(n-3)} x_{j:n} \tag{8}$$

Les L-moments sont donnés par (9), (10), (11) et (12):

$$l_1 = \beta_0 \tag{9}$$

$$l_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \tag{10}$$

$$l_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \tag{11}$$

$$l_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \tag{12}$$

Le premier L-moment l_1 est égal à la moyenne de la distribution et l_2 est un paramètre d'échelle (L-écart-type). De plus, les rapports des L-moments suivants ont été introduits:

L-coefficient de variation *L-Cv*:

$$t = \frac{l_2}{l_1} \tag{13}$$

L-coefficient d'asymétrie *L-Cs*

$$t_3 = \frac{l_3}{l_2} \tag{14}$$

L-coefficient d'aplatissement *L-Ck*

$$t_4 = \frac{l_4}{l_2} \tag{15}$$

Homogénéité des zones homogènes

Hosking et Wallis (1993) ont défini une mesure de discordance. Pour chacune des i stations, on calcule le vecteur $U_i = [t_{2,i}, t_{3,i}, t_{4,i}]^T$ des estimations $t_{2,i}, t_{3,i}$ et $t_{4,i}$ des variables τ_2, τ_3, τ_4 . Par la suite on calcule les moyennes de U_i .

$$\bar{U} = N^{-1} \sum_{i=1}^N U_i \tag{16}$$

La discordance D_i , est alors définie de la manière suivante:

$$D_i = \frac{1}{3} (U_i - \bar{U})^T S^{-1} (U_i - \bar{U}) \tag{17}$$

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

$$S = (N - 1)^{-1} \sum (U_i - \bar{U}) (U_i - \bar{U})^T \tag{18}$$

Hosking et Wallis (1993) proposent d'utiliser les équations précédentes pour évaluer la discordance de chacun des sites d'une région et suggèrent un critère de $D_i \geq 3$ exclure une station de la région homogène. Pour valider l'homogénéité d'une région en termes de rapports de L-moments, nous allons utiliser le test d'homogénéité statistique proposé par Hosking et Wallis (1993) et appliqué aux événements pluviaux extrêmes de la région d'étude. Supposons que l'on a un réseau régional de N sites ayant chacun n_i enregistrements. À l'échelle régionale, les L-moments et rapports de L-moments sont calculés comme suit:

$$\begin{cases} \bar{l}_r = \frac{\sum_{i=1}^N n_i l_r^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \\ \bar{t}_r = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_r^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \end{cases} \tag{19}$$

On peut aussi tenter d'évaluer le degré d'hétérogénéité d'un groupe de stations, au lieu d'évaluer la discordance, de chacune des stations à l'intérieur d'un groupe. On calcule d'abord la moyenne pondérée des estimations des rapports de L-moments (t_r). On ajuste ensuite une fonction de distribution à l'aide des t_r . Cette distribution est utilisée dans le cadre d'une simulation de Monte Carlo pour générer un grand nombre de scénarios représentant les observations à chacun des sites. Hosking et Wallis (1993) suggèrent de comparer la variation des estimations des rapports de L-moments provenant de chaque site de la région avec celle qu'on aurait pour une région homogène. Hosking et Wallis (1993) ont calculé cette variation à l'aide de deux méthodes et ont proposé deux critères d'homogénéité (St-Hilaire et al, 2003):

La variance pondérée du $L-Cv$

$$V_1 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - \bar{t})^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \tag{20}$$

Où $t^{(i)}$ désigne $L-Cv$ au site i et \bar{t} le $L-Cv$ régional calculé à partir de l'équation (19).
L'écart-type pondéré pour les rapports des L-moments t et t_3 :

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \sqrt{(t^{(i)} - \bar{t})^2 + (t_3^{(i)} - \bar{t}_3)^2}}{\sum_{i=1}^N n_i} \tag{21}$$

Où $t_3^{(i)}$ désigne $L-Cs$ au site i et \bar{t}_3 le $L-Cs$ régionale calculée à partir de l'équation (19).
L'écart-type pondéré pour les rapports des L-moments t_3 et t_4 :

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \sqrt{(t_3^{(i)} - \bar{t}_3)^2 + (t_4^{(i)} - \bar{t}_4)^2}}{\sum_{i=1}^N n_i} \tag{22}$$

Où $t_4^{(i)}$ désigne $L-Ck$ au site i et \bar{t}_4 le $L-Ck$ régionale calculée à partir de l'équation (19).

Si on désigne par V l'une de ces trois valeurs (V_1 , V_2 ou V_3) le critère d'homogénéité d'une région est calculée comme suit:

$$H_V = \frac{V_{obs} - \mu_V}{\sigma_V} \tag{23}$$

V_{obs} : valeurs observées de V_r ($r = 1, 2, 3$);

μ_V : moyenne de V_r , obtenues par simulation de Monte Carlo;

σ_V : écart-type de V_r , obtenus par simulation de Monte Carlo;

$$\sigma_r^2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t_r^{(i)} - \bar{t}_r)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \text{ pour } k = 1, 2, 3. \tag{24}$$

La variable H mesure la dispersion des observations à celle des simulations. Selon Hosking et Wallis (1993), une région peut être considérée comme étant acceptablement homogène si $H < 1$, probablement hétérogène si $1 \leq H < 2$ et définitivement hétérogène si $H \geq 2$.

Sélection d'une loi statistique régionale et estimation des paramètres

Une fois que les frontières d'une région homogène sont établies, il faut procéder à l'identification d'une loi de probabilité de distribution régionale, de même qu'à l'estimation des paramètres de cette loi. Le choix de la loi peut être orienté par un diagramme des rapports des L-moments (Hosking & Wallis, 1997 ; Vogel *et al.*, 2009), en particulier le diagramme qui représente le L-coefficient d'aplatissement τ_4 en fonction du L-coefficient d'asymétrie τ_3 (Meylan *et al.*, 2008). Les valeurs régionales moyennes des L-moments, estimés à partir des observations disponibles en chacun des sites de la région, peuvent être comparées aux L-moments théoriques de différentes lois de distribution. Ben-Zvi et Azmon (1997) remarquent que le diagramme des L-moments permet de déterminer les distributions acceptables, mais pas nécessairement la distribution la plus adéquate. Des tests statistiques d'ajustement doivent être utilisés en complément au diagramme. Hosking et Wallis (1997) ont développé le test de la statistique Z^{DIST} , dont l'objectif est de tester si un modèle fréquentiel théorique donné peut représenter le comportement statistique des pluies journalières maximales pour les différents sites d'une région homogène vis-à-vis de ces pluies.

Le test Z^{DIST} mesure l'écart sur les ratios des L-coefficients d'aplatissement entre la valeur théorique de la loi choisie et la valeur moyenne obtenue sur la base des N_{sim} générations de « Monte Carlo ».

$$Z^{DIST} = \frac{\tau_4^{DIST} - \bar{\tau}_4 + \beta_4}{\sigma_{\bar{\tau}_4}} \quad (25)$$

$$\beta_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4) \quad (26)$$

$$\sigma_{\bar{\tau}_4} = [(N_{sim} - 1) \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4)^2 - N_{sim} \cdot \beta_4^2]^{1/2} \quad (27)$$

Où $\bar{\tau}_4$ est le L-Aplatissement régional observé, τ_4^{DIST} est le L-aplatissement théorique de la distribution estimé à partir du L-asymétrie régional observé. β_4 et $\sigma_{\bar{\tau}_4}$ sont respectivement le biais et l'écart-type de $\bar{\tau}_4$ obtenus par simulations d'une région homogène avec la distribution Kappa. La statistique Z^{DIST} est basée sur la normalité asymptotique et l'ajustement est satisfait au niveau de 90% si $|Z^{DIST}| \leq 1.64$.

La statistique Z^{DIST} a été calculée à l'aide d'un programme R propose par Hosking (fonction regtst) dans la bibliothèque lmomRFA, Package Lmom, L-moments, homtest.

Paramètre des distributions régionales

La loi GEV

La fonction de distribution cumulée de la loi GEV est donnée par (Jenkinson, 1955):

$$F(x) = \exp\left(-\left[1 - k \frac{(x-\xi)}{\alpha}\right]^{1/k}\right) \text{ pour } k \neq 0 \quad (28)$$

$$F(x) = \exp\left(-\exp\left[-\frac{(x-\xi)}{\alpha}\right]\right) \text{ pour } k = 0 \quad (29)$$

Où k , α et ξ représentent respectivement les paramètres de forme, d'échelle et de position. La fonction d'estimation des quantiles se présente sous la forme suivante:

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} (1 - [-\ln(F(x))]^k) \text{ pour } k \neq 0 \quad (30)$$

$$x(F) = \xi - \alpha (\ln[-\ln(F(x))]) \text{ pour } k = 0 \quad (31)$$

Hosking (1990) a montré qu'en égalant les L-moments de la distribution GEV et les L-moments d'un échantillon fini, on obtient les équations suivantes:

$$l_1 = \xi + \frac{\alpha}{k} [1 - \Gamma(1 + k)] \quad (32)$$

Ou $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} dt$ représente la fonction Gamma.

$$l_2 = \frac{\alpha}{k} (1 - 2^{-k}) \Gamma(1 + k) \quad (33)$$

$$t_3 = \frac{(1-3^{-k})}{(1-2^{-k})} - 3 \quad (34)$$

La résolution de ces trois équations permet donc de déterminer les paramètres k , α et ξ de la loi GEV à partir de l_1 , l_2 et t_3 .

$$k = 7.8590 z + 2.9554z^2 \quad \text{où } z = \frac{2}{(3+t_3)} - \frac{\log 2}{\log 3} \quad (35)$$

$$\alpha = \frac{(kl_2)}{(1-2^{-k})\Gamma(1+k)} \quad (36)$$

$$\xi = l_1 + \frac{\alpha}{k} (\Gamma(1 + k) - 1) \quad (37)$$

La loi GLO

La loi GLO (Generalized logistique distribution) avec k , α et ξ qui sont respectivement les paramètres de forme, d'échelle et de position est distribuée comme suite:

$$F(x) = 1 / (1 + \exp(-y)) \tag{38}$$

$$y = -k^{-1} \log \left(1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right) \tag{39}$$

La fonction d'estimation des quantiles se présente sous la forme suivante:

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left(1 - \left(\frac{1-F}{F} \right)^k \right) \tag{40}$$

RESULTATS ET DISCUSSION

Zones homogènes

Les résultats du test d'homogénéité pour la totalité de la région et les trois régions ressortis au terme de cette étude, de H_V sont donnés dans le tableau 1.

Tableau 1. Résultats du test d'homogénéité des différentes régions.

Régions	H_{V1}	H_{V2}	H_{V3}
Ensemble de la Région	-0.98	-2.52	-2.95
Région 1	-0.46	-1.78	-1.57
Région 2	-1.39	-1.73	-2.43
Région 3	-1.02	-1.64	-1.31

D'après les résultats du tableau 1, on constate la présence des valeurs négatives de H_{V1} et H_{V2} et H_{V3} . Selon Hosking et Wallis (1997), cela indique que la variabilité des statistiques des séries est moindre. La totalité de la région étant pas homogène en termes de H_{V2} et H_{V3} .

Les résultats de calcul des moments pondérés sont donnés par le tableau 2.

Tableau 2. Statistiques régionales.

Régions	N	\bar{l}_1	\bar{t}	\bar{t}_3	\bar{t}_4
Totalité de la région	54	57,72	0,22	0,24	0,19
Région 1	25	47,48	0,24	0,27	0,20
Région 2	23	63,73	0,21	0,22	0,18
Région 3	6	78,1	0,22	0,21	0,19

N : nombre de stations; \bar{l}_1 la moyenne pondérée des précipitations maximales annuelles (exprimés en mm).

Sur la figure 2 où on a présenté l'emplacement des stations formant les groupes 1, 2, 3. On observe une distribution géographique des stations pluviométriques. La région3, qui se trouve sur la partie Nord Est de la région est très bien arrosée les précipitations moyennes annuelles sont de l'ordre de 1049 mm. La région 2 qui se situe sur le versant nord du mont de Djurdjura est une zone proche de la mer, elle reçoit en moyenne 755 mm et enfin la région 1, qui est localisée sur la partie sud de mont de Djurdjura et de Chéraâ, elle reçoit moins de précipitations annuelles que les autres régions, elles sont de l'ordre de 455 mm.

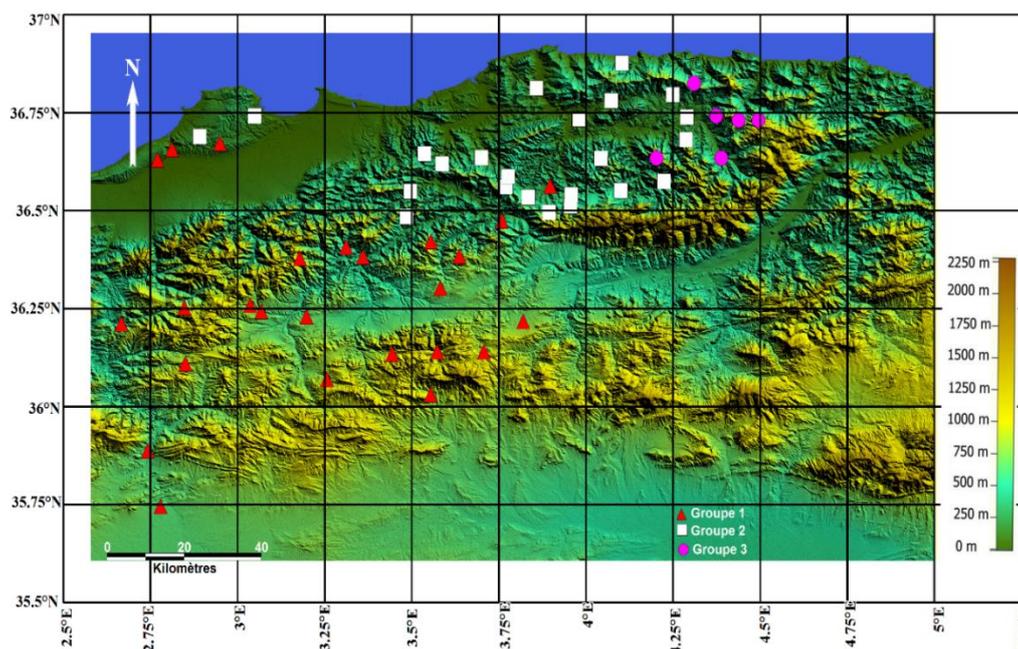


Figure 2. Situation géographique des groupes homogènes des pluies maximales journalières.

Les principaux résultats de calcul pour l'ensemble des données des stations de mesure en terme L-moments et le rapport L-moments sont donnés dans le tableau 3.

Tableau 3. Caractéristiques des données des stations de mesures et résultats de calcul.

Stations	X(°)	Y(°)	Z(m)	P(mm)	N	II	t	t3	t4	Di	G
11208	2,77604592	35,75103	643	211	26	24,72	0,24	0,27	0,02	2,41	1
11301	2,73961792	35,8921459	630	291	14	31,61	0,19	0,28	0,15	1,09	1
150103	3,81738417	36,2223387	730	361	25	34,71	0,15	0,19	0,1	2,2	1
11404	2,8475077	36,1147475	932	476	26	39,29	0,27	0,29	0,13	0,92	1
90205	3,06534701	36,2481605	659	330	28	36,48	0,29	0,38	0,23	0,98	1
90401	3,57910816	36,3077098	782	384	38	43,82	0,24	0,17	0,23	1,34	1
50103	3,55111019	36,0356377	830	297	20	38,46	0,28	0,34	0,24	0,58	1
90201	3,0336938	36,2640291	790	475	38	44,24	0,28	0,34	0,18	0,81	1
11501	2,66412868	36,2167065	490	367	26	58,92	0,25	0,29	0,25	0,22	1
90402	3,63409246	36,3888848	782	537	38	47,4	0,23	0,27	0,21	0,03	1
90314	3,57007855	36,145495	850	441	28	48,05	0,21	0,32	0,27	1,04	1
90304	3,35699726	36,3871077	370	486	40	47,29	0,24	0,26	0,18	0,04	1
90413	3,55254492	36,4264512	831	524	27	56,9	0,25	0,31	0,27	0,34	1
21905	3,89437893	36,5677935	240	594	27	53,98	0,18	0,23	0,3	2,32	1
21201	2,80881653	36,6610866	10	540	34	47,73	0,23	0,25	0,14	0,17	1
21233	2,76739662	36,6345252	125	586	26	59,05	0,2	0,12	0,14	1,11	1
21407	2,94648139	36,676208	170	587	33	51,73	0,19	0,22	0,12	0,69	1

90202	3,17523546	36,3834541	875	580	28	61,98	0,28	0,37	0,35	1,53	1
21112	2,84499146	36,2571925	880	487	26	46,39	0,22	0,04	0,15	3,69	1
90302	3,19492635	36,2346249	600	405	44	66,51	0,26	0,28	0,21	0,23	1
150101	3,70457941	36,1453473	882	430	24	39,91	0,22	0,25	0,11	0,47	1
90104	3,25344994	36,0744346	750	348	24	37,46	0,26	0,41	0,27	1,09	1
90301	3,44163152	36,139144	825	501	31	50,42	0,2	0,18	0,09	0,71	1
90203	3,30869295	36,4126034	450	485	44	66,51	0,26	0,28	0,21	0,23	1
90403	3,75571648	36,4784841	520	657	49	53,46	0,23	0,34	0,28	0,75	1
20511	2,88777325	36,6938907	150	638	31	50,42	0,2	0,18	0,09	1,75	2
21911	3,89113338	36,5011138	500	656	49	58,28	0,23	0,14	0,2	1,33	2
21901	3,95223934	36,5167228	350	726	45	62,54	0,19	0,18	0,15	0,42	2
21903	3,95494008	36,5459941	250	755	36	60,54	0,24	0,22	0,22	0,77	2
21503	4,28346598	36,6863798	450	834	36	56,69	0,16	0,09	0,12	2,05	2
90419	3,48178127	36,4900354	820	704	41	61,75	0,21	0,22	0,19	0,06	2
90512	3,69636338	36,6399035	235	672	30	59,18	0,23	0,28	0,17	0,43	2
90502	3,58433158	36,6245486	50	710	28	67,49	0,21	0,21	0,13	0,59	2
21902	3,83137441	36,5386505	450	691	37	64,67	0,2	0,16	0,17	0,27	2
20810	4,10058026	36,8815458	150	852	26	55,29	0,18	0,27	0,26	3,95	2
90503	3,53259921	36,6501563	425	739	23	57,27	0,21	0,28	0,2	0,45	2
21804	3,97761619	36,7382239	48	700	30	69,11	0,23	0,25	0,18	0,19	2
21603	4,28686116	36,7435808	155	712	25	71,57	0,21	0,1	0,13	1,41	2
21701	4,09758493	36,5565984	400	801	27	76,08	0,21	0,09	0,21	2,12	2
21805	4,06973212	36,7858956	470	820	30	67,45	0,2	0,21	0,18	0,17	2
90406	3,4919191	36,5544249	520	722	43	66,54	0,22	0,23	0,22	0,36	2
21906	3,76807099	36,5662717	570	748	55	68,27	0,2	0,19	0,15	0,23	2
21801	4,03975322	36,6383895	650	842	43	64,55	0,2	0,26	0,17	0,50	2
20509	3,0458309	36,7471747	140	756	24	70,9	0,24	0,31	0,16	1,17	2
90506	3,77401523	36,5923621	415	744	30	65,21	0,26	0,35	0,24	1,59	2
21712	4,21984067	36,5799145	760	827	22	77,4	0,22	0,34	0,17	1,34	2
22002	3,85501972	36,8174287	30	772	51	59,81	0,23	0,29	0,22	0,43	2
21607	4,24599399	36,8013534	320	937	29	54,68	0,26	0,26	0,22	1,42	2
21501	4,38543957	36,6394746	215	925	30	66,16	0,2	0,23	0,21	0,94	3
21705	4,19972508	36,6387651	1004	992	72	73,98	0,23	0,23	0,17	1,65	3
21504	4,37094597	36,7469573	430	956	66	69,46	0,2	0,15	0,11	1,52	3
20902	4,43567995	36,73613	820	1173	62	85,46	0,23	0,22	0,22	0,64	3
21601	4,30712105	36,8303067	630	1060	58	87,94	0,23	0,24	0,25	0,80	3
20909	4,49223609	36,7357568	1000	1190	26	85,61	0,2	0,21	0,18	0,44	3

N: nombre d'observation; *Z* (m): altitude de la station pluviométrique; *P*(mm): Les pluies annuelles (mm); *L1*: L-moment II est égal à la moyenne de la distribution; *t*: rapport des L-moments L-coefficient de variation L-Cv; *t3*:

rapport des L-moments L-coefficient de variation L-Cs; t_4 : rapport des L-moments L-coefficient de variation L-Ck; D_i : La discordance D_i ; G: Groupe.

Les distributions régionales

Les 3 régions étant homogènes, pour identifier la distribution régionale adéquate de chaque région parmi les distributions *GLO*, *GEV*, *GNO*, *PE3* et *GPA* et, la Z^{DIST} statistique a été calculée pour chaque distribution. Les valeurs de cette dernière obtenues par la réalisation de 1000 simulations en utilisant la distribution Kappa. Le tableau 4 montre Z^{dist} statistique sur la totalité de la région et pour les trois régions.

Tableau 4. Z-statistique des différentes distributions.

Distributions	Région1	Région2	Région 3	Totalité de la Région
GLO	1.15	1.23	0.51	1.77
GEV	-0.37	-0.88	-0.83	-1.11
GNO	-1.25	-1.54	-1.21	-2.28
PE3	-2.82	-2.82	-1.97	-4.44
GPA	-4.32	-5.90	-3.99	-8.18

GPA= Generalised Pareto distribution, *GNO*= Generalised Normal distribution, *PE3*= Pearson type III distribution.

Parmi les cinq distributions considérées, les deux distributions *GEV* et *GLO* sont les distributions dont l’ajustement aux données régionales de trois régions est le plus satisfaisant au regard du test Z^{dist} ($|Z^{DIST}| \leq 1.64$). De plus, la valeur absolue de la statistique Z de la distribution *GEV* des régions 1 et 2 est inférieure à celle de *GLO*, en revanche pour la région 3 la distribution est la meilleure du fait que Z^{dist} égale à 0.51.

Pour faire le choix définitif des distributions régionales, le diagramme des rapports des L-moments a été utilisé. Les rapports des L-moments t_3 et t_4 des échantillons et leurs moyennes régionales pondérées ont été portés sur le diagramme (Figure 3). Les points définis par les valeurs les moyennes régionales pondérées des rapports L- moments des L-Cs et L-Ck sont quasiment sur la courbe de la distribution *GEV* pour la région 1.

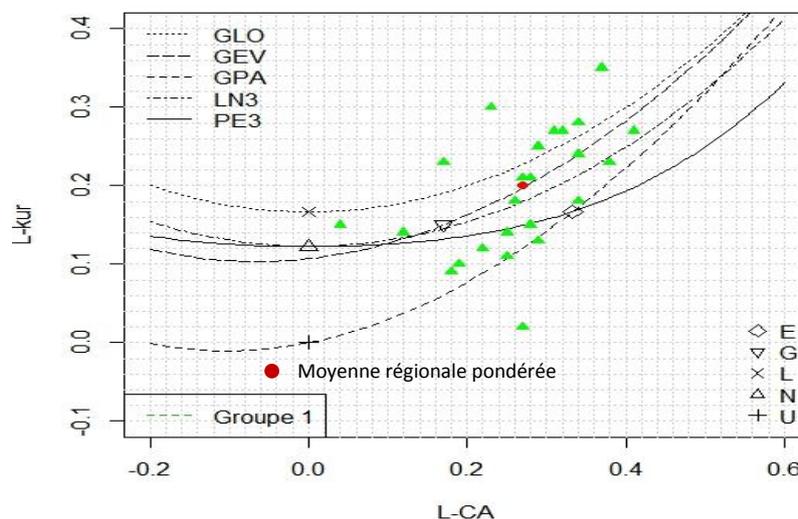


Figure 3. L-moment diagramme groupe1.

Les paramètres des lois des distributions régionales ressorties en terme de cette étude, une loi régionale de type *GEV* pour la région 1, qui se trouve au sud de la région d’étude, et une loi de type *GLO* pour la région Nord de la zone d’étude, sont présentés dans le tableau 5.

Tableau 5. Les paramètres des lois des distributions régionales.

	Lois	ξ	α	K
Totalité de la région	GEV	0,7995825	0,2909	-0,102211
Région 1	GEV	0,7827097	0,2912496	-0,147141
Région 2	GEV	0,8119007	0,2871561	-0,073331
Région 3	GLO	0,9257298	0,2026431	-0,2114

Les quantiles locaux estimés par ajustement régional ou par ajustement local

Étant le développement d'une méthode régionale de l'analyse fréquentielle de pluies maximales journalières annuelles, communément appelé événement extrêmes. Cette partie du travail consiste en la présentation des résultats de calcul en appliquant de méthode régionale, en première lieu, nous calculons les quantiles locales pour les données locales de chaque station pluviométrique en utilisant un ajustement à une loi de probabilité utilisant les paramètres estimés localement, en deuxième lieu, on calcule les quantiles en utilisant les paramètres régionaux de la loi probabilité choisie pour chaque région, ce faisant, le calcul se fait de la manière suivante:

$$Q_i = \mu_i q(F) \tag{41}$$

μ_i : Le facteur d'échelle ou la moyenne des précipitations maximales journalières annuelles au site i.
 $q(F)$: La valeur du quantile régional réduit calculé par la loi régionale avec ses paramètres régionaux.
 Q_i : Le quantile local calculé par la loi régionale.

Les graphiques des quantiles régionaux des trois lois sont présentés dans la figure 4.

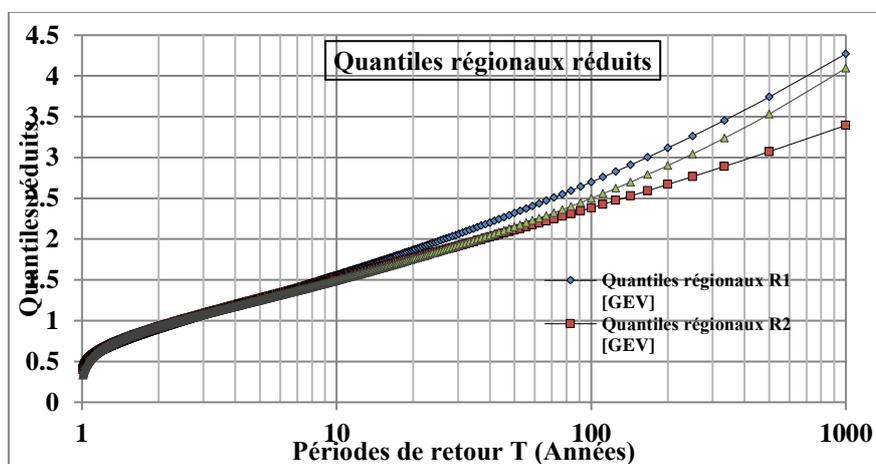


Figure 4. Quantiles réduits des trois lois régionales.

Afin d'évaluer la fiabilité de la méthode régionale d'estimation des quantiles proposée, nous calculons pour chaque période de retour, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) relative ainsi que le biais relatif lié à l'estimation régionale:

$$BIAIS(\%) = \frac{100}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{Q_i^R - Q_i^L}{Q_i^L} \right) \tag{42}$$

$$REQM(\%) = \frac{100}{N} \sqrt{\sum_{i=1}^N \left(\frac{Q_i^R - Q_i^L}{Q_i^L} \right)^2} \tag{43}$$

Où Q_i^R et Q_i^L représentent les quantiles de période de retour T estimés pour le site i respectivement à partir des paramètres régionaux et locaux et N le nombre de stations.
 Le tableau 6 donne les Biais et REQM pour les trois régions.

Tableau 6. Les biais moyens des quantiles régionaux et locaux.

Périodes de retour T (années)	BIAIS %			REQM %		
	région 1	région 2	région 3	région 1	région 2	région 3
1-5	0,26	0,41	7,25	1,16	0,89	8,1
5-20	0,91	0,28	7,67	0,9	0,65	6,74
20-50	1,46	0,09	7,45	2,19	1,56	6,07
50-100	2,01	0,01	7,54	3,28	2,35	6,04
100-500	3,08	0,05	7,84	4,81	3,22	6,34
500-1000	4,93	0,43	8,68	6,84	4,36	7,35

Pour les différentes périodes de retour, le biais est de 2.10 %, 0.21% et 7.73% respectivement pour les régions 1, 2 et 3, quant au REQM, elle est de 3.19%, 2.17% et 6.77% pour les régions 1, 2 et 3 respectivement.

Pour avoir une bonne lecture des différents écarts, nous comparons les quantiles estimés à partir des paramètres locaux et régionaux de la loi GEV et GLO, nous donnons sur la figure 5 l'estimation régionale et locale des quantiles pour les stations 90304(région 1), 90502 (région 2) et 20902 (région3), l'écart est pratiquement négligeable.

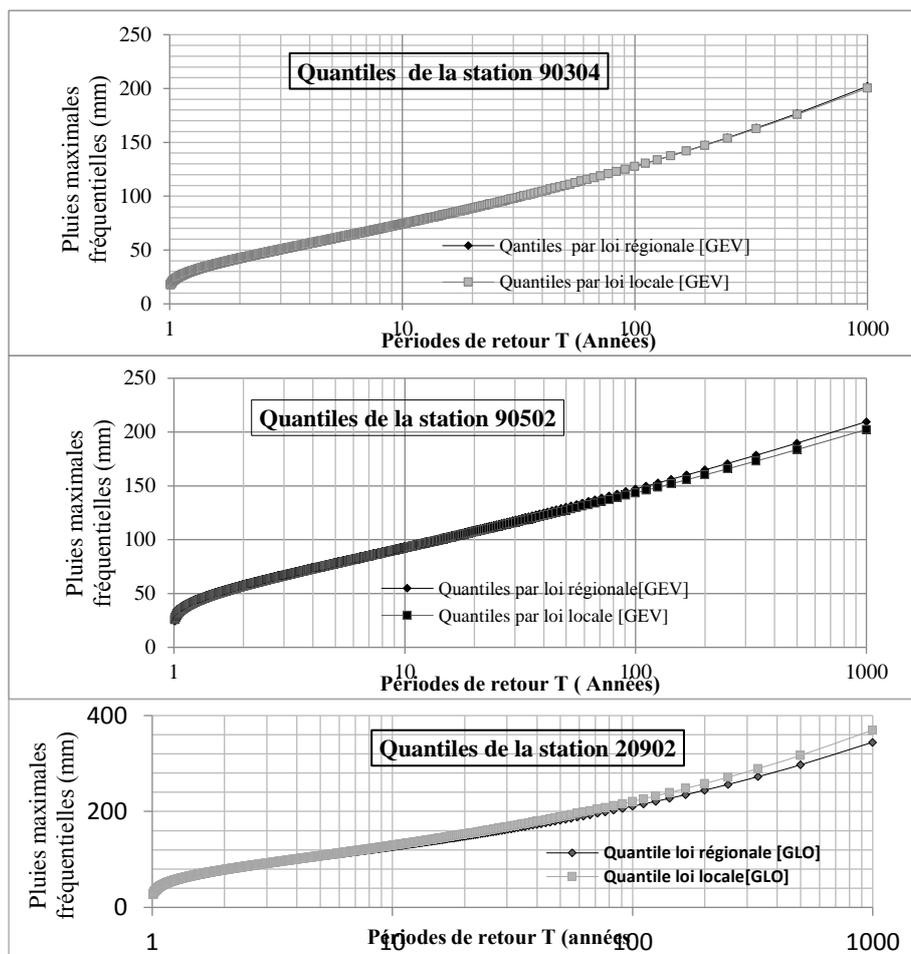


Figure 5. Quantiles par lois régionale et locale des données des stations 90304, 90502 et 20902 de la région 1,2 et 3.

CONCLUSION

La méthode de régionalisation dite L-moments a été appliquée au jeu de données des pluies maximales journalières annuelles de la région Nord centre d'Algérie, soient les observations de 54 stations pluviométriques. Nous avons appliqué deux tests, le test de discordance et le test des rapports Hv , pour tester l'homogénéité des différents groupes en termes de pluies maximales journalières annuelles. Trois zones homogènes ont été identifiées, la première région se trouve au sud de la région d'étude, qui est caractérisée par un climat semi-aride, la deuxième région englobe la quasi-totalité du Mont de Djurdjura et partie Ouest de la région d'étude (Alger, mont de Chréa), la troisième région, quant à elle, se trouve à l'Est de la région d'étude (Mont d'Akfadou).

Cinq distributions (GPA, PE3, GNO, GEV et GLO) ont été testées pour l'identification de la distribution régionale pour chaque région homogène. Les deux distributions à trois paramètres GEV et GLO sont plus adéquates au vue du teste Z- statistique et du diagramme L-moments. La distribution GEV a été identifiée comme la plus adéquate pour les deux régions (1,2) et distribution GLO pour la région 3. La courbe de croissance régionale des quantiles réduits a été établie sur la base des paramètres de la distribution régionale pour chaque région homogène. Afin d'estimer les pluies maximales journalières annuelles fréquentielles en un site donnée, il faut donc multiplier les valeurs du quantile régional correspondant aux mêmes périodes de retour par la moyen des précipitations maximales journalières annuelles.

Les valeurs du BIAIS(%) pour les trois régions et pour différentes périodes de retour sont inférieures à 7 %, aussi les valeurs de REQM(%) sont inférieures à 8% pour les trois régions homogènes. Ces faibles valeurs de BIAIS (%) et REQM (%) démontrent la robustesse de la méthode régionale pour l'estimation des pluies maximales journalières fréquentielles à partir d'une information régionale.

RÉFÉRENCES

- Alila, Y. 1999. A hierarchical approach for the regionalization of precipitation annual maxima in Canada. *J. Geophys. Res.*, 104: 31645-31655. DOI:10.1029/1999JD900764.
- Benabdesselam, T. et Amarchi, H. 2013. Approche régionale pour l'estimation des précipitations journalières extrêmes du nord est algérien. *Courrier du Savoir*, 17: 175-184.
- Benhattab, K., Bouvier, C., Meddi, M. (2014). Analyse fréquentielle régionale des précipitations journalières maximales annuelles dans le bassin hydrographique-Chéliff, Algérie. *Revue des sciences de l'eau/Journal of Water Science*, 27(3): 189-203.
- Ben-Zvi, A., Azmon, B. 1997. Joint use of L-moment diagram and goodness-of-fit test: A case study of diverse series. *Journal of Hydrology*, 198(1): 245-259.
- Boutoutaou, D. 2007. Les laves torrentielles et la catastrophe de Bab El Oued. *Séminaire national sur « Les catastrophes naturelles liées au climat »*, 6 et 7 novembre 2007. INFR. Oran. Algérie.
- Boutoutaou, D., Zeggane, H. 2015. Méthode De Calcul Des Crues Des Oueds De L'Algerie. *Revue LJEE*, (24 et 25). ENSH. Algérie.
- Cunnane, C. 1988. Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 100(1): 269-290.
- Dalrymple, T. 1960. Flood frequency analysis. *US Geol. Survey, Water Supply Paper*, 1543-A.
- Gupta, V. K., Waymire, E. 1998. *Some mathematical aspects of rainfall, landforms, and floods*. Advanced series in statistical sciences and applied probability, 7, 129 pp.
- Habibi, B., Meddi, M., Boucefiane, A. 2013. Analyse fréquentielle des pluies journalières maximales Cas du Bassin Chott-Chergui. *Nature & Technology*, 8: 41-48.
- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R. 1997. *Regional frequency analysis: An approach based on L-moments*. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 224 pp.
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R. 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water resources research*, 29(2): 271-281.
- Hosking, J. R. 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*: 105-124.
- Jenkinson, A. F. 1955. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 81: 158-171. DOI:10.1002/qj.49708134804.
- Kondratieva, T., Amarchi, H. 2015. Régionalisation des précipitations journalières extrêmes : cas de la région située au Nord-Est de l'Algérie. *Hydrological Sciences Journal*, 60(3): 498-507.
- Kieffer Weisse, A., Bois, PH. 2002. A comparison of methods for mapping statistical characteristics of heavy rainfall in the French Alps : the use of daily information / Comparaison de méthodes de cartographie de paramètres statistiques des précipitations extrêmes dans les Alpes françaises : apport de l'information journalière, *Hydrological Sciences Journal*, 47: 739-752.

- Meylan P., Favre, A.C., Musy, A. 2008. *Hydrologie fréquentielle une science prédictive*. PPUR (Presses polytechniques et universitaires romandes), Lausanne, Suisse, 173 pp.
- Nouri, M., OZER, A., OZER, P. 2016. Étude préliminaire sur le risque d'inondation en milieu urbain (Algérie). *Geo-Eco-Trop.*, 40(3): 201-208.
- Onibon, H., Ouarda, T. B., Barbet, M., St-Hilaire, A., Bobee, B. et Bruneau, P. 2004. Analyse fréquentielle régionale des précipitations journalières maximales annuelles au Québec, Canada/Regional frequency analysis of annual maximum daily precipitation in Quebec, Canada. *Hydrological sciences journal*, 49(4): 717-735.
- Ouarda, T. B., Girard, C., Cavadias, G. S. et Bobée, B. 2001. Regional flood frequency estimation with canonical correlation analysis. *Journal of Hydrology*, 254(1): 157-173.
- St-Hilaire, A., Ouarda, T. B., Lachance, M., Bobée, B., Gaudet, J. et Gignac, C. 2003. Assessment of the impact of meteorological network density on the estimation of basin precipitation and runoff: a case study. *Hydrological processes*, 17(18): 3561-3580.
- Sokolovsky, D.L. 1949. *Methods of plotting of storm runoff hydrograph by precipitation data*. Proceedings of the state hydrological institute. 14: 68.
- Vogel R.M., JHosking, .R.M., Elphick, C.S., Roberts, D.L. et Reed, J.M. 2009. Goodness-of-fit of probability distributions for sightings as species approach extinction. *Bull. Math. Biol.*, 71: 701-719. DOI:10.1007/s11538-008-9377-3.