

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique

Université Hassiba Benbouali de Chlef

Faculté des Sciences de la Nature et de la Vie

Département des Sciences Agronomiques



THÈSE

Présentée pour l'obtention du diplôme de

DOCTORAT

Spécialité : Sciences Agronomiques

Par

BENAINI MOHAMMED

Thème :

Analyse Fréquentielle régionale des précipitations journalières maximales annuelles dans le Nord-Est d'Algérie

Soutenue le .../.../....., devant le jury composé de :

Brahim HABIBI	Professeur	Université Hassiba Benbouali - Chlef	Président
Mohammed ACHITE	Professeur	Université Hassiba Benbouali - Chlef	Directeur de thèse
Hassan Noureddine BENFETTA	Professeur	Université Abdelhamid Ibn Badis -Mostaqanem	Examineur
Tarek HARTANI	Professeur	Ecole Nationale Supérieure Agronomique -Alger	Examineur
Abderrezak Kamel TOUBAL	MCA	Université Hassiba Benbouali - Chlef	Examineur
Youcef FEKIR	MCA	Université de Mustapha Stambouli de Mascara	Examineur

Remerciements

Merci à notre bon Dieu, notre guide, notre force, notre bonheur et la raison de notre existence. C'est Lui qui nous a fait comprendre le but de cette vie.

Je tiens à exprimer toute ma reconnaissance et ma gratitude à mon directeur de thèse, le Professeur Achite M., pour son soutien, sa patience et ses orientations.

Mes vifs remerciements vont aux membres du jury pour avoir accepté d'évaluer ce travail.

Je tiens à remercier l'ensemble de mes amis et collègues pour leur sympathie et leur gentillesse.

Enfin, Je tiens à remercier également tout le personnel de la faculté SNV de l'Université de HB Chlef.

Dédicaces

*À mes chers parents, avec l'espérance d'un prompt rétablissement et d'un retour serein à la
santé pour ma mère,
à qui je dois ce que je suis.*

*Qu'ils trouvent dans cette thèse le fruit des sacrifices consentis pour mon éducation, ainsi que
l'expression de mon amour et de ma profonde gratitude pour la bienveillance dont ils m'ont
toujours entouré.*

*À ma femme, avec l'ardent désir de la voir guérir et triompher de son combat contre la
maladie,
à mes enfants, mes sœurs et mes frères,
et à tous mes amis.*

MOHAMMED BENAINI

Résumé

Le Nord-Est algérien, situé en Afrique du Nord et appartenant au bassin méditerranéen, a connu une augmentation des événements hydrologiques extrêmes, tels que les précipitations journalières maximales annuelles (PJMA), devenues plus intenses et plus fréquentes à cause des changements climatiques, lesquels ont impacté plusieurs régions dans le monde. Avec un réseau de 180 stations pluviométriques, distribuées uniformément sur la région d'étude, ayant enregistré 44 ans d'observations (1970-2014), l'étude couvre une région de 83 377 km² englobant huit grands bassins versants du Nord-Est algérien, présentant des caractéristiques morphologiques, hydrologiques et climatiques différentes, notamment entre les zones côtières au nord et les zones intérieures au sud. Après vérification de la validité des tests d'indépendance, de stationnarité et d'homogénéité sur les données utilisées, l'analyse fréquentielle régionale des PJMA, menée à l'aide de plusieurs tests statistiques tels que Khi^2 (χ^2), Kolmogorov-Smirnov (KS) et Anderson-Darling (AD), a démontré que la loi de distribution la plus performante pour modéliser les PJMA est la loi GEV, avec un niveau de confiance de 95 %. La cartographie des quantiles des PJMA pour différentes périodes de retour a révélé des schémas cohérents avec les caractéristiques hydrologiques régionales de la zone d'étude. La régionalisation des PJMA, effectuée à l'aide de l'algorithme d'apprentissage automatique non supervisé DBSCAN, ainsi que les tests de validation régionale tels que le test de discordance et d'homogénéité de Hosking et Wallis (1997), ont mis en évidence trois régions relativement distinctes en raison du changement climatique, de la géographie et des facteurs orographiques. Cette étude souligne l'importance de la gestion des ressources en eau face au changement climatique, en tenant compte des caractéristiques physiques du milieu naturel dans le Nord-Est algérien, afin de faire face aux risques liés aux précipitations extrêmes (PJMA).

Mots-clés : Changement climatique, Précipitations extrêmes, Test d'ajustement, Cartographie des quantiles, Régionalisation hydrologique.

Abstract

Northeastern Algeria, located in North Africa and part of the Mediterranean basin, has experienced an increase in extreme hydrological events, such as annual maximum daily precipitation (AMDP), which has become more intense and more frequent due to climate change, a phenomenon that has affected several regions around the world. With a network of 180 rainfall gauges, uniformly distributed over the study region, having recorded 44 years of observations (1970–2014), the study covers an area of 83,377 km², encompassing eight major watersheds in Northeastern Algeria, with diverse morphological, hydrological, and climatic characteristics, particularly between the coastal areas in the north and the inland areas in the south. After verifying the validity of the independence, stationarity, and homogeneity tests on the data used, the regional frequency analysis of the AMDP, carried out using several statistical tests such as Chi-squared (χ^2), Kolmogorov–Smirnov (KS), and Anderson–Darling (AD), demonstrated that the Generalized Extreme Value (GEV) distribution function is the best performing model for modeling the AMDP, with a confidence level of 95%. Quantile mapping of the AMDP for different return periods revealed patterns consistent with the regional hydrological characteristics of the study area. The regionalization of the AMDP, carried out using the unsupervised machine learning algorithm DBSCAN, as well as regional validation tests such as the Hosking and Wallis (1997) discordancy and homogeneity tests, highlighted three relatively distinct regions due to climate change, geography, and orographic factors. This study highlights the importance of water resource management in the face of climate change, taking into account the physical characteristics of the natural environment in Northeastern Algeria, in order to address the risks associated with extreme precipitation (AMDP).

Keywords: Climate change, Extreme precipitation, Goodness of fit test, Quantiles mapping, Hydrological Regionalization

ملخص

شهدت منطقة شمال شرق الجزائر، الواقعة في شمال إفريقيا وجزء من حوض البحر الأبيض المتوسط، زيادة في الظواهر الهيدرولوجية المتطرفة، مثل الهطول المطري اليومي الأقصى السنوي (هـ.م.ي.أ.س)، الذي ازدادت حدته وتواتر حدوثه بسبب تغير المناخ، وهي ظاهرة أثرت على عدة مناطق حول العالم. تغطي الدراسة من خلال شبكة تضم 180 مقياساً لهطول الأمطار، موزعة بالتساوي على منطقة الدراسة، بعد أن سجلت 44 عامًا من الرصد (1970–2014)، مساحة قدرها 83,377 كيلومترًا مربعًا، تشمل ثمانية مستجمعات مائية رئيسية في شمال شرق الجزائر، ذات خصائص مورفولوجية وهيدرولوجية ومناخية متنوعة، لا سيما بين المناطق الساحلية شمالاً والمناطق الداخلية جنوباً. بعد التحقق من صحة اختبارات الاستقلال والثبات والتجانس على البيانات المستخدمة، أظهر تحليل التردد الإقليمي لـ هـ.م.ي.أ.س، الذي تم إجراؤه باستخدام العديد من الاختبارات الإحصائية مثل مربع كاي (χ^2) ، وكولموغوروف-سميرنوف (KS) ، وأندرسون-دارلينغ (AD) ، أن دالة توزيع القيمة القصوى المعممة (GEV) هي أفضل نموذج أداء لنموذج هـ.م.ي.أ.س، بمستوى ثقة 95%. كشف رسم الخرائط الكمية لـ هـ.م.ي.أ.س لفترات عودة مختلفة عن أنماط تتوافق مع الخصائص الهيدرولوجية الإقليمية لمنطقة الدراسة. سلط التقسيم الإقليمي لـ هـ.م.ي.أ.س، الذي تم إجراؤه باستخدام خوارزمية التعلم الآلي غير الخاضعة للإشراف DBSCAN ، بالإضافة إلى اختبارات التحقق الإقليمية مثل اختبارات التنافر والتجانس لهوسكينغ وواليس (1997)، الضوء على ثلاث مناطق متميزة نسبيًا بسبب تغير المناخ والجغرافيا والعوامل التضاريسية. تسلط هذه الدراسة الضوء على أهمية إدارة الموارد المائية في مواجهة تغير المناخ، مع الأخذ بعين الاعتبار الخصائص الفيزيائية للبيئة الطبيعية في شمال شرق الجزائر، من أجل معالجة المخاطر المرتبطة بهطول المطري الشديد (هـ.م.ي.أ.س).

الكلمات المفتاحية: التغير المناخي، الأمطار القصوى، اختبارات جودة المطابقة، رسم خرائط الكميات، التقسيم الهيدرولوجي الإقليمي.

Liste des figures

Fig. II.1. Localisation de la zone d'étude sur la carte du bassin versant du nord-est de l'Algérie.	17
Fig. II.2. Orographie et hydrographie des bassins versants du nord-est de l'Algérie.	19
Fig. II.3. Carte géologique des bassins versants du nord-est de l'Algérie.	22
Fig. II.4. Les précipitations moyennes mensuelles interannuelles des stations météorologiques (1981–2010)	29
Fig. II.5. Répartition mensuelle des températures moyennes, minimales et maximales interannuelles dans le nord-est de l'Algérie	30
Fig. II.6. Répartition mensuelle de l'humidité relative moyenne interannuelle dans le nord-est de l'Algérie.....	31
Fig. II.7. Répartition mensuelle de la vitesse du vent moyenne interannuelle dans le nord-est de l'Algérie.....	32
Fig. III.1. Répartition des stations pluviométriques sélectionnés sur le nord-est Algérien.....	42
Fig. III.2. Répartition des stations pluviométriques sélectionnés sur le nord-est Algérien.....	50
Fig. IV.1. Valeurs moyennes, maximales et minimales des PJMA (1970-2014).....	53
Fig. IV.2. Écart type, coefficient d'asymétrie et coefficient de variation des précipitations journalières maximales annuelles (1970-2014).....	54
Fig. IV.3. Comparaison graphique des ajustements des séries de PJMA entre 1970 et 2014 avec la loi GEV pour les stations Bouati Mahmoud (S42), Draa El Hadjar (S54), Baiou (S93) et Gastel (S138).....	55
Fig. IV.4. Cartographie des quantiles des PJMA pour toutes les périodes de retour ($T = 5, 10, 20, 50, 100$ et 1000 ans) dans le Nord-Est algérien.....	58
Fig. IV.5. Diagramme L-Skew vs L-CV des stations pluviométriques ($n = 180$).....	59
Fig. IV.6. <i>Estimation de ε optimal pour DBSCAN par la méthode du coude</i>	61
Fig. IV.7. Analyse de la cohérence interclasses via les scores de Silhouette : Distribution en diagrammes en violon	63
Fig. IV.8. Répartition géographique des clusters (PJMA) et des stations aberrantes par DBSCAN.....	65

Fig. IV.9. Distribution de l'indice de discordance par cluster en diagrammes en violon..... 66

Fig. IV.10. Histogramme de la répartition des valeurs H par cluster du test d'homogénéité de Hosking et Wallis 67

Liste des Tableaux

Tableau II.1. Codification ANRH et superficies associées des bassins versants et sous-bassins hydrographiques de l'Est Algérien	18
Tableau II.2. Synthèse de la lithostratigraphie des formations géologiques Nord-Est de l'Algérie	21
Tableau II.3. Stations météorologiques.	28
Tableau III.1. Fonctions de densité de probabilité (PDF)	37
Tableau III.2. Numérotation des stations pluviométriques par bassin versant.....	50
Tableau IV.1. Résultats de l'analyse de l'indépendance, de la stationnarité et de l'homogénéité	54
Tableau IV.2. Critères AIC et BIC pour la classification des ajustements des fonctions.....	56
Tableau IV.3. Résultats du clustering DBSCAN (MinPts=7) avec variation de ϵ	62

Liste des abréviations

- AIC : Akaike Information Criterion
A.N.R.H : Agence Nationale des Ressources Hydriques
AFR : Analyse fréquentielle régionale
AD : Anderson-Darling
BIC : Bayesian Information Criterion
CPCS : Commission de Pédologie et de Cartographie des Sols
 χ^2 : Chi-deux
DB : Indice de Davies-Bouldin
DBSCAN: Density-Based Spatial Clustering of Applications with Noise
Di : Mesure de discordance
GEV : Distribution des valeurs extrêmes généralisées
GM : Gumbel
IDW : Inverse Distance Weighting
KS : Kolmogorov-Smirnov
LN2 : Log-normale à deux paramètres
LN3 : Log-normale à trois paramètres
OMM : Organisation météorologique mondiale
PDF : Fonctions de densité de probabilité
PJMA : Précipitations journalières maximales annuelles
P3 : Pearson de type 3
S : Indice de silhouette
THI : Thiessen
WRB: World Reference Base (for Soil Resources)

Remerciements	i
Dédicaces	ii
Résumé	iii
Liste des figures	vi
Liste des tableaux	viii
Liste des abréviations	xii

Table des matières

Introduction générale.....	1
----------------------------	---

Chapitre I : Synthèses bibliographiques

I.1. Introduction.....	4
I.2. Évolution Historique et Méthodes d'Enregistrement des Précipitations.....	4
I.3. Notion de Précipitation journalière maximale annuelle (PJMA).....	5
I.4. Impact du changement climatique sur les précipitations extrêmes	5
I.5. Statistiques des précipitations extrêmes (PJMA).....	6
I.6. Hypothèses de l'Analyse fréquentielle : Indépendance, Stationnarité et Homogénéité.....	7
I.7. Tests d'ajustement.....	8
I.8. Analyse Fréquentielle, Historique et Application	8
I.9. Notion de la période de retour	9
I.10. Méthodes d'Interpolation Spatiale.....	10
I.11. La Régionalisation.....	11
I.12. Analyses fréquentielles régionales.....	12
I.13. L-moments pour la Régionalisation.....	14
I.14. Conclusion.....	15

Chapitre II : Présentation de la zone d'étude

II.1. Introduction	16
II.2. Situation Géographique et Administratif.....	16
II.3. Morphologie de la région d'étude	17
II.4. Hydrographie.....	18
II.4.1. Bassins exoréiques.....	19
II.4.2. Bassins endoréiques ou aréiques.....	20
II.5. La Géologie.....	20

II.5.1. Le domaine Tellien (Nord)	20
II.5.2. Le domaine des Hauts Plateaux (Centre)	20
II.5.3. Le domaine de l'Atlas Saharien (bordure Sud, influençant le Hodna)	20
II.5.4. Les bassins néogènes et quaternaires	20
II.6. Hydrogéologie	22
II.6.1. Aquifères Karstiques et Fissurés des Formations Carbonatées (Atlas Tellien et bordures des Hauts Plateaux)	22
II.6.2. Aquifères des Formations Gréseuses et Conglomératiques (Flyschs, Numidien, Continental Intercalaire partiel, Mio-Pliocène)	23
II.6.3. Aquifères Multicouches des Hauts Plateaux Constantinois et du Hodna	23
II.6.4. Aquifères Alluviaux (Plaines Côtières et Vallées des Oueds)	24
II.7. Pédologie	25
II.7.1. Les reliefs calcaires de l'Atlas Tellien	25
II.7.2. Les roches marneuses et les flyschs	25
II.7.3. Les grès (Numidien notamment) et les roches siliceuses/métamorphiques	25
II.7.3.1. Les Hauts Plateaux	26
II.7.3.2. Les plaines alluviales et les vallées	26
II.8. Couvert Végétal	27
II.8.1. Étage thermoméditerranéen (littoral et basse altitude)	27
II.8.2. Étage mésoméditerranéen (moyenne altitude)	27
II.8.3. Étage supraméditerranéen (haute altitude)	27
II.8.4. Hauts Plateaux et zones sub-arides	27
II.9. Description climatique	28
II.9.1. Précipitations	28
II.9.2. Température	29
II.9.3. Humidité relative	30
II.9.4. Vitesse de vent	32
II.10. Conclusion	33

Chapitre III : Collecte et traitement des données

III.1. Introduction	34
III.2. Analyse fréquentielle	34
III.3. Hypothèses Fondamentales de Analyse fréquentielle	34
III.3.1. Analyse d'indépendance, de stationnarité et d'homogénéité	34
III.3.1.1. Test d'indépendance de Wald-Wolfowitz	35

III.3.1.2. Test de Stationnarité de Kendall	35
III.3.1.3. Test d'Homogénéité de Wilcoxon	36
III.4. Lois de distribution.....	36
III.5. Test d'ajustement	38
III.5.1. Test du Khi2 (χ^2).....	38
III.5.2. Test de Kolmogorov-Smirnov (KS)	38
III.5.3. Anderson–Darling test (AD)	39
III.5.4. Critères d'ajustement	39
III.6. Régionalisation.....	40
III.6.1. L-moments.....	40
III.6.2. Analyse de cluster.....	41
III.6.2.1. Regroupement spatial basé sur la densité de points denses avec détection de bruit (DBSCAN)	42
III.6.2.2. Méthode du Coude.....	43
III.6.2.3. Données Utilisées pour le Clustering DBSCAN	44
III.6.2.4. Normalisation des données Z-score	44
III.6.2.5. Validation des régions homogènes	45
III.6.2.6. Indice de Silhouette	45
III.6.2.7. Indice de Davies Bouldin.....	45
III.6.3. Évaluation de la discordance et de l'homogénéité.....	46
III.6.3.1. Mesure de discordance (Di)	46
III.6.3.2. Test d'homogénéité régionale de Hosking et Wallis.....	47
III.7. Estimation et cartographie des quantiles	48
III.8. Choix et distribution des données	49
III.9. Conclusion.....	51

Chapitre IV : cartographie automatique et approche géostatistique

IV.1. Introduction.....	52
IV.2. Analyse statistique des données	52
IV.3. Indépendance, Stationnarité et Homogénéité.....	54
IV.4. Analyse Fréquentielle	54
IV.4.1. Résultats d'ajustement : χ^2 , de D et de A^2	54
IV.5. Estimation et cartographie des quantiles.....	57
IV.6. La Régionalisation	58
IV.6.1. Diagrammes L-moment.....	58

IV.6.2. Identification des régions homogènes	60
IV.6.2.1. Analyse des clusters.....	60
IV.6.2.2. Méthode du graphe des k-distances (Méthode du Coude)	60
IV.6.3. Résultats du clustering DBSCAN	61
IV.6.3.1. Optimisation de la valeur d'epsilon.....	61
IV.6.4. Évaluation de la Qualité des Clusters : Indices de Silhouette et Davies-Bouldin...	62
IV.6.5. Analyse Spatiale des régions homogènes Clusters par DBSCAN	63
IV.7. Évaluation de la discordance et de l'homogénéité de Hosking et Wallis (1997)	66
IV.7.1. Test de discordance statistique des régions définies.....	66
IV.7.2. Le test d'homogénéité de Hosking & Wallis (1997).....	67
IV.8. Recommandations	68
IV.9. Conclusion	68
Conclusion Générale	70
Références Bibliographiques.....	72
Annexe	83

*INTRODUCTION
GENERALE*

Introduction Générale

Les changements climatiques, et notamment les événements hydrologiques extrêmes, peuvent avoir des répercussions importantes sur l'environnement, la société, l'économie et les ressources en eau (Boroneant *et al.*, 2005 ; IPCC, 2007; Malekinezhad and Zare-Garizi, 2014; Jianjun, 2015; Gao *et al.*, 2018 ; Goswami *et al.*, 2018 ; Guo *et al.*, 2018). A cet effet le système hydrologique a réagi par des événements extrêmes désastreux à l'échelle mondiale au cours des dernières décennies (Beniston *et al.*, 2007 ; Albert Goula *et al.*, 2013 ; Chen *et al.*, 2013 ; Li *et al.*, 2015 ; Serrano-Notivoli *et al.*, 2017 ; Zalnezhad *et al.*, 2022 ; Negussie *et al.*, 2024). Cependant que ce contexte climatique caractérisé par une baisse de la pluviométrie annuelle (Hubert *et al.*, 1989), la probabilité des précipitations brusque à tendance d'augmenter, avec une hausse de leurs intensité, et ne cesse qu'à devenir plus extrêmes à l'avenir (Bates *et al.*, 2008; Mailhot *et al.*, 2010 ; Santos *et al.*, 2017; Serrano-Notivoli *et al.*, 2017; Goswami *et al.*, 2018).

Ces changements du climat mondial ont entraîné une augmentation de la fréquence et de l'intensité des événements hydrologiques extrêmes. Les records de conditions météorologiques extrêmes sont battus tous les ans et le nombre de catastrophes augmente. En conséquence, les précipitations mondiales devraient également augmenter. Toutefois, les changements dans les précipitations ne seront pas uniformes dans l'espace, mais devraient varier d'une région à l'autre, en raison de changements simultanés dans la circulation atmosphérique mondiale (Vanden Broucke *et al.* 2018). Face à ces changements, il est crucial d'exploiter les informations issues des séries chronologiques hydrologiques et de bien comprendre leur interprétation. L'ingénierie des ressources en eau s'est historiquement fondée sur la caractérisation des événements futurs, partant du principe que l'avenir ressemblerait au passé, et que ce dernier pouvait être représenté avec précision grâce à un échantillon d'observations issues du même processus physique que celui qui générera l'avenir. En analyse de fréquence hydrologique, l'invariance temporelle est appelée stationnarité, et constitue la base de nombreuses méthodologies statistiques. Le concept couramment utilisé de période de retour est l'une de ces approches (Chen *et al.*, 2017).

En raison des conséquences catastrophiques des précipitations extrêmes, la connaissance de leurs fréquences revêt souvent une importance particulière, pour la modélisation hydrologique, la conception des ouvrages hydrauliques, ainsi l'évaluation de leurs vulnérabilités et la recherche d'impact dans les futurs scénarios du changement climatique (Zhang *et al.*, 2012; Meddi and Toumi, 2015; Santos *et al.*, 2017). De ce fait, une analyse fréquentielle s'avère nécessaire pour étudier la fréquence et l'intensité à laquelle cet événement extrême se produira.

Elle permet d'estimer la probabilité d'occurrence d'événements rares, ce qui constitue un outil essentiel en ingénierie hydrologique (Hosking and Wallis, 1997).

Cette étude vise à caractériser quantitativement le comportement spatiotemporel des précipitations journalières maximales annuelles (PJMA), en calculant leurs périodes de retour sur plusieurs durées dans le nord-est d'Algérie. L'utilisation des tests d'ajustement des distributions de valeurs extrêmes, pour mieux comprendre les schémas spatiaux des PJMA. Différentes études récentes, dans plusieurs régions du monde, ont analysé les précipitations extrêmes à l'aide de méthodes de régionalisation, en appliquant l'approche des L-moments (e.g. Malekinezhad and Zare-Garizi, 2014; Szolgay et al., 2009; Al Mamoon et al., 2014; Hassan and Ping, 2012; Onibon et al., 2005; T. Hailegeorgis et al., 2013; Tao et al., 2010; Fernández-Palomino et al., 2016; Hussain et al., 2016; Rostami, 2013; Du et al., 2013). Pour l'Algérie (e.g. Benabdesselam and Amarchi, 2013; Habibi et al., 2012; Benhattab et al., 2014; Meddi and Toumi, 2015; Dad and Benabdesselam 2018; Boucefiane and Meddi 2020). Toutes les études mentionnées ci-dessus, qui ont été appliquées dans le nord de l'Algérie, ont montré la dominance de la distribution des valeurs extrêmes généralisées (GEV) comme la distribution régionale la plus appropriée pour modéliser les PJMA.

La disponibilité limitée des données sur de nombreux sites pour l'analyse de fréquence peut entraîner des résultats erronés. En raison de ces variations dans le régime des précipitations, une répartition homogène n'est généralement pas observée. Pour pallier cette problématique, plusieurs études ont suggéré de diviser l'ensemble du bassin versant en régions hydrologiquement homogènes. La procédure d'identification de telles régions est appelée « régionalisation », tandis que l'analyse de fréquence basée sur ces régions est désignée par « analyse fréquentielle régionale » (AFR). L'identification de régions présentant des caractéristiques pluviométriques similaires constitue donc une étape clé pour la modélisation hydrologique fiable des PJMA (Rao & Srinivas, 2006 ; Dikbas et al., 2012 ; Goyal & Gupta, 2014).

Les chercheurs utilisent diverses procédures de régionalisation en hydrométéorologie. Parmi celles-ci, les méthodes d'analyse en grappes (clustering) sont les plus couramment employées. Elles reposent sur des techniques d'apprentissage automatique (machine learning) permettant de délimiter des régions homogènes (ou clusters). Dans cette étude, nous utiliserons l'algorithme DBSCAN (Density-Based Spatial Clustering of Applications with Noise), développé par Ester et al. (1996), une méthode d'apprentissage automatique non supervisée, peu sensible au choix des paramètres et adaptée à des données de dimensions variées. Cet

algorithme a été utilisé pour regrouper les données en ensembles similaires, chevauchants ou non (Bharath and Srinivas, 2015 ; Liu and Zhou, 2023).

L'objectif de cette thèse est d'étudier les PJMA dans le nord-est de l'Algérie pour comprendre leurs caractéristiques et leurs évolutions. Pour ce faire, cette thèse utilise la méthode d'analyse fréquentielle régionale pour analyser de vastes ensembles de données de précipitations. Les chapitres de cette thèse contribuent à l'objectif global de recherche comme suit :

Le chapitre 1 présente les notions théoriques abordées dans cette thèse afin de définir la problématique et les principaux objectifs du travail, ainsi que des études similaires menées dans le monde et en Algérie.

Le chapitre 2 analyse le cadre physique de la zone d'étude en commençant par la situation géographique et ses caractéristiques, telles que la morphologie, l'hydrologie, la géologie et les conditions climatiques.

Le chapitre 3 présente l'ensemble du matériel et des méthodes utilisés dans cette étude, avec une illustration de tous les tests et fonctions de distribution de l'analyse fréquentielle, ainsi que la méthode de régionalisation, les ensembles de données disponibles et leur répartition dans la zone d'étude.

Le chapitre 4, conclusif, synthétise les principaux résultats, discute leurs implications et offre des perspectives de recherche futures dans ce domaine.

La thèse se termine par une conclusion générale qui résume les principaux résultats et les limites de ce travail, et identifie les questions clés qui doivent être abordées dans l'analyse de fréquence régionale de l'AMDP.

Chapitre I

Chapitre I

Synthèses Bibliographiques

I.1. Introduction

L'étude des précipitations, en général, et des précipitations journalières maximales annuelles (PJMA), en particulier, nécessite la compréhension et connaissance approfondie des différentes méthodes utilisées pour analyser leurs caractéristiques et leur historique afin de comprendre leur comportement et de les prédire à l'avenir. Cette compréhension permet d'améliorer les prévisions hydrologiques et de développer des stratégies efficaces pour atténuer les risques associés aux précipitations extrêmes (Zolina et al., 2009 ; Courty et al., 2019).

Cette synthèse bibliographique fait le point sur les différentes méthodes utilisées pour quantifier l'ampleur et la fréquence des PJMA. Ce passage bibliographique est essentiel pour choisir les méthodes adéquates afin de traduire les observations historiques en planification et en conception technique. Ces connaissances constituent la base d'une prise de décisions éclairées, orientant la planification des infrastructures, la mitigation des risques de catastrophe, la gestion des ressources hydriques et la promotion du développement durable (Gründemann et al., 2023).

I.2. Évolution Historique et Méthodes d'Enregistrement des Précipitations

Les enregistrements des données de précipitations constituent une précieuse documentation directe des propriétés statistiques des précipitations, en particulier en ce qui concerne les changements des régimes climatiques et les précipitations extrêmes avec leurs périodes de retour (Camuffo et al., 2020; Marani et Zanetti, 2015). Les premières références écrites sur la mesure des précipitations apparaissent en Inde au IV^e siècle avant J.-C., dans l'Arthashastra de Kautilya, et dans la Mishna en Palestine à partir de 200 avant J.-C. dans un livre documentant la vie juive jusqu'à la fin du deuxième siècle après J.-C. Vers 1247 après J.-C. en Chine, des mesures quantitatives des précipitations furent réalisées, décrites dans le traité mathématique Shushu jiuzhang de Qin Jiushao. C'est la nécessité de précipitations régulières pour la culture du riz qui a probablement motivé l'introduction de pluviomètres en Corée, très probablement en provenance de Chine, sous le règne du roi coréen Sejong en 1441 après J.-C. Des pluviomètres furent utilisés sans modification jusqu'en 1907 (Strangeways, 2006).

C'est donc à partir d'ici que les réinventions de la mesure quantitative des pluviomètres constituent probablement les plus grandes réalisations en météorologie et en hydrologie au

cours des 1 300 années écoulées depuis les mesures isolées palestiniennes et indiennes. En Europe, il n'y avait pas de pluviomètres (connus) avant le XVIIe siècle, le premier instrument enregistré ayant été fabriqué en Italie par Benedetto Castelli, moine bénédictin et élève de Galilée, en 1639. En Angleterre, Robert Hooke (1635-1703) a travaillé avec Sir Christopher Wren (1632-1723) sur le pluviomètre à auget basculant et a également fabriqué et utilisé un pluviomètre sans enregistrement. Le premier enregistrement continu des précipitations a été réalisé par Richard Townley (1629-1707) dans le Lancashire entre 1677 et 1703. Par la suite, l'intérêt pour la mesure des précipitations a rapidement augmenté au XVIIIe siècle à l'échelle mondiale (Strangeways, 2006).

I.3. Notion de Précipitation journalière maximale annuelle (PJMA)

La précipitation journalière maximale annuelle est définie comme la quantité maximale de précipitations enregistrée en une seule journée pour chaque année (Asadieh et Krakauer, 2015). La méthodologie employée pour estimer les précipitations journalières maximales annuelles s'appuie sur la définition de ce qui constitue un événement de précipitation intense ou extrême. Il est crucial de faire la différence entre les précipitations extrêmes absolues et les précipitations extrêmes relatives. Les changements temporels de la valeur absolue des précipitations extrêmes (quantifiées, par exemple, comme des précipitations dépassant un seuil raisonnablement choisi) ne sont pas nécessairement corrélés avec les changements de précipitations extrêmes quantifiés par des mesures telles que la proportion des totaux annuels ou saisonniers attribuables aux jours de pluie les plus intenses, et vice versa. Alternativement, et de manière plus succincte, les estimations des précipitations journalières maximales annuelles sont étroitement liées à la précision des enregistrements quotidiens tout au long de l'année, ce qui les rend très sensibles aux valeurs manquantes. De plus, les incertitudes de ces estimations sont amplifiées par des problèmes de signification statistique dus à la nature peu fréquente de tels événements. Par conséquent, les estimations à l'échelle continentale de la variabilité et des tendances des précipitations intenses peuvent généralement concorder qualitativement mais peuvent présenter des divergences significatives (Zolina et al., 2008, 2009).

I.4. Impact du changement climatique sur les précipitations extrêmes

Selon l'IPCC (2012), Hirabayashi et al. (2009), Ojeda et al. (2022), et Contractor et al. (2021), l'impact du changement climatique sur les précipitations a été confirmé au cours des dernières décennies par de nombreuses études concentrées sur l'évaluation des impacts du changement climatique sur les précipitations. Dans le cas des inondations, qui représentent un

cas de précipitations extrêmes, il n'a pas encore été possible d'identifier avec précision les changements dans les tendances historiques des inondations et leur attribution au changement climatique (Hirabayashi et al., 2009 ; Dankers et Feyen, 2009). Le nombre d'inondations a augmenté au cours des dernières décennies, 70 % des inondations se produisant après 1950. Il a également été estimé que 62 % de ces inondations catastrophiques ont été causées par des précipitations extrêmes (Brooks et al., 2001 ; Gaur, 2013).

De ces études, on peut conclure qu'il existe une proportion significative de preuves que les précipitations extrêmes devraient principalement augmenter, à la fois en fréquence et en intensité, dans le contexte du réchauffement climatique (Christensen et Christensen, 2007 ; Nikulin et al., 2011 ; Pendergrass et Hartmann, 2014 ; Ojeda et al., 2022). Il est fort probable que depuis 1950, des changements dans les précipitations extrêmes aient été détectés à l'échelle mondiale. Il a été prévu que vers la fin du 21^e siècle, une période de retour de 1 sur 20 ans pour les précipitations journalières maximales annuelles se transformera en une période de retour de 1 sur 5 à 1 sur 15 ans. Des changements dans la fréquence des inondations et des sécheresses ont également été signalés (IPCC, 2012).

I.5. Statistiques des précipitations extrêmes (PJMA)

Les précipitations journalières maximales annuelles (PJMA) sont des événements météorologiques et climatiques extrêmes dont la probabilité d'occurrence est très faible (Li, 2024). Les événements climatiques extrêmes, en particulier, représentent l'état moyen de nombreux événements météorologiques extrêmes sur une certaine période. Cet état moyen est considéré comme extrême par rapport à l'état climatique moyen de phénomènes météorologiques similaires (Easterling et al., 2000 ; Guan et al., 2015 ; Wang, 2017).

Par définition, les événements extrêmes sont rares, ce qui entraîne un nombre limité d'occurrences dans les données disponibles. Cependant, grâce à l'utilisation de méthodes statistiques, nous pouvons extrapoler les données au-delà de la période d'observation disponible. Toutefois, il est nécessaire d'appliquer ces méthodes statistiques à de longues séries de données pour obtenir des marges d'incertitude acceptables (Gründemann, 2023).

Le fondement de la théorie des valeurs extrêmes en hydrologie peut être attribué aux travaux pionniers d'Emil Gumbel durant les années 1940 et 1950 (Gumbel, 1941, 1958). Bien que cette théorie ait été initialement introduite par Maurice Fréchet (1927), la loi de distribution GEV a été largement reconnue en hydrologie grâce aux contributions de Gumbel, ainsi qu'à celles d'autres statisticiens tels que Hosking et Wallis (e.g., Hosking, 1985; Hosking et al., 1985; Hosking et Wallis, 1993). En s'appuyant sur les travaux de Gumbel, la distribution des valeurs extrêmes généralisées (GEV) a émergé comme un modèle statistique plus flexible pour analyser

les événements extrêmes en hydrologie, tels que les maxima annuels (PJMA), en incorporant un paramètre supplémentaire (forme).

Les contributions de Gumbel ont révolutionné l'hydrologie en fournissant un cadre statistique décrivant et quantifiant l'occurrence des phénomènes extrêmes à l'aide de périodes de retour. La mise en place de la distribution de Gumbel a jeté les bases » des avancées ultérieures dans la théorie des valeurs extrêmes et est devenue une pierre angulaire dans le domaine de l'hydrologie (Gründemann, 2023).

I.6. Hypothèses de l'Analyse fréquentielle : Indépendance, Stationnarité et Homogénéité

L'objectif fondamental de l'analyse fréquentielle est d'établir un lien entre l'intensité des événements extrêmes et à leur fréquence d'occurrence grâce à l'utilisation des fonctions de distributions de probabilité (Chow et al., 1988). En pratique, la véritable distribution de probabilité des données sur un site ou une région est souvent inconnue. L'hypothèse selon laquelle les données d'un système donné proviennent d'une distribution unique peut être remise en question lorsque les données de grands bassins versants sont analysées. Dans de tels cas, plus d'un type de pluie peut contribuer à des événements extrêmes dans une région. Cependant, pour que l'analyse soit d'une utilité pratique, des distributions plus simples sont souvent utilisées pour caractériser la relation entre les magnitudes des crues et leurs fréquences. La performance de ces distributions est évaluée à l'aide de différents tests statistiques. Très souvent, de nombreuses hypothèses formulées dans l'analyse de la fréquence des crues peuvent être invalides. Quoi qu'il en soit, ces hypothèses ont été discutées en profondeur (Hamed and Rao, 2000).

Pour l'application de l'analyse fréquentielle aux données observées sur une longue période, il est essentiel de vérifier certaines hypothèses, à savoir : l'indépendance, la stationnarité et l'homogénéité. Les données sont considérées comme stochastiques et peuvent même être supposées indépendantes de l'espace et du temps. De plus, on suppose que ces données n'ont pas été affectées par des changements naturels ou anthropiques dans le régime hydrologique du système (Hamed and Rao, 2000).

Avant toute analyse statistique des séries chronologiques, il est crucial de vérifier que les observations sont homogènes et indépendantes, ce qui garantit leur distribution identique. La stationnarité de la série, une hypothèse clé, doit être évaluée avec soin, car l'absence de stationnarité peut entraîner des conclusions biaisées ou invalides. En résumé, ces vérifications sont essentielles pour assurer la validité des résultats obtenus lors de l'inférence statistique.

L'indépendance, la stationnarité et l'homogénéité des observations sont cruciales pour l'inférence statistique sur des données collectées au fil du temps. Les tests statistiques associés sont essentiels, car leurs résultats influencent des décisions majeures concernant ces données. Lors de ces tests, l'hypothèse nulle suppose que les observations sont homogènes pour les tests d'homogénéité, stationnaires pour les tests de stationnarité, et indépendantes pour les tests d'indépendance (Ondo et al., 1997).

I.7. Tests d'ajustement

Une distribution de probabilité est une fonction représentant la probabilité d'occurrence d'une variable aléatoire. En ajustant une distribution à un ensemble de données hydrologiques, une grande partie des informations probabilistes de l'échantillon peuvent être résumées de manière compacte dans la fonction et ses paramètres associés (Chow, 1988).

La qualité d'ajustement d'un modèle statistique indique à quel point il correspond aux données observées des PJMA. Les mesures de la qualité de l'ajustement résument généralement l'écart entre les données observées et les valeurs prédites dans le cadre du modèle théorique en question. De plus, il est possible de tester si les données provenant de différentes stations météorologiques, situées dans une même région climatique, suivent une distribution identique des PJMA. Enfin, il est également important de déterminer si les fréquences des événements extrêmes suivent une distribution spécifique, souvent utilisée pour modéliser les maxima d'une série temporelle (Maity, 2018).

I.8. Analyse Fréquentielle, Historique et Application

L'outil statistique couramment utilisé pour évaluer les événements hydrologiques extrêmes est l'analyse fréquentielle (Stedinger et al., 1993). L'objectif principal de l'analyse fréquentielle est de relier l'ampleur des événements extrêmes à leur fréquence d'occurrence grâce à l'utilisation de distributions de probabilité (Chow et al., 1988). Cette technique a initialement été appliquée à l'étude des crues (par exemple, Dalrymple, 1960 ; Benson, 1968 ; Slack et al., 1975). Connue sous le nom de méthode d'analyse fréquentielle des inondations (Flood Frequency Analysis), elle a débuté vers 1914 et s'est développée selon des lignes divergentes, entraînant une non-uniformité des méthodes d'analyse et, par conséquent, des résultats. Cet état de l'art est tel qu'aucun consensus général n'a été atteint concernant les techniques préférables, et aucune norme n'a été établie pour les besoins de conception, contrairement à d'autres branches de l'ingénierie (Benson, 1968).

Aux États-Unis, les agences gouvernementales ont été actives dans le développement

de l'analyse fréquentielle. De nombreuses agences ont développé des méthodes spécifiques pour la fréquence des débits, conduisant parfois à des valeurs contradictoires pour la même situation, ce qui a causé confusion et remise en question des résultats. L'absence de consensus général sur les techniques préférables continue de poser des défis pour la normalisation et l'application uniforme. Il était dans l'intérêt public qu'une méthode fiable d'analyse de la fréquence des inondations soit utilisée et qu'une approche cohérente soit adoptée afin que les coûts et les avantages puissent être évalués sur une base uniforme (Kirby et Moss, 1987). Ces circonstances ont été reconnues par un groupe de travail sur la politique fédérale de contrôle des inondations, qui, en août 1966, a transmis un rapport au Président intitulé "*Un programme national uniforme pour la gestion des pertes dues aux inondations*". Ce rapport a été soumis au Congrès pendant la même année et inclut les déclarations suivantes relatives aux méthodes fréquentielle des crues : "Les techniques de détermination de la fréquence des crues utilisées par les différentes agences fédérales ne sont pas actuellement sous une forme cohérente..." (Benson, 1968).

Les années 1980 se sont révélées être des années importantes pour l'analyse fréquentielle, avec de nombreuses contributions significatives de chercheurs tels que par Kuczera (1982), Greis (1983), Potter (1987), Kirby et Moss (1987), et Cunnane (1987). « Ces recherches ont pour objectif de définir la distribution de probabilité des débits de pointe et des volumes de crues, constituant la base des stratégies de réduction des inondations, y compris la conception des infrastructures de contrôle des crues » (Bobée et Rasmussen, 1995; Chen et al., 2010, 2011 ; George et Mudelsee, 2018). Dans l'analyse fréquentielle d'un tel événement, les valeurs associés à un intervalle de récurrence donné T ont été estimées à partir de la série annuelle de la variable en question en utilisant diverses distributions théoriques (Zhang et al., 2021).

I.9. Notion de la période de retour

La période de retour, également appelée intervalle de récurrence moyen ou intervalle de répétition, est un concept fondamental dans l'analyse des risques et des incertitudes dans les études hydroclimatiques, en particulier dans le contexte d'événements extrêmes tels que les inondations, les précipitations et d'autres phénomènes hydrologiques. Elle est définie comme la durée moyenne nécessaire pour qu'un événement d'une ampleur donnée soit égalé ou dépassé au sens statistique (Maity, 2018). Ce concept repose sur une mesure statistique, basée sur des données historiques, qui indique la fréquence moyenne à laquelle un événement se reproduit sur une longue période.

Les phénomènes extrêmes, tel que les PJMA, se caractérisent par de longues périodes

de retour, tandis que les événements moins intenses sont associés à des courtes périodes de retour (Cunnane, 1989). Bien que la définition de la période de retour n'inclue pas nécessairement une référence directe à la probabilité, une relation entre la probabilité d'occurrence et sa période de retour peut être établie (Hamed et Rao, 2000 ; Gao et al., 2016).

Dans le contexte des tendances, en particulier dans le cas du changement climatique, la période de retour peut varier en fonction des changements observés dans le climat. Par exemple, en l'absence de tendance, le nombre attendu d'événements extrêmes par décennie reste constant. En revanche, si une tendance est présente, indiquant une augmentation de la fréquence des événements extrêmes, on observerait une diminution significative des périodes de retour au fil du temps, traduisant un déplacement vers des valeurs plus faibles dans l'ensemble de la distribution des temps de première apparition (Olsen et al., 1998 ; Wigley, 2009).

I.10. Méthodes d'Interpolation Spatiale

Pour une zone à grande échelle avec plusieurs bassins versants, la variation spatiale des précipitations à travers ces bassins versants doit être prise en compte, plutôt que d'utiliser les précipitations moyennes régionales comme données d'entrée pour les modèles de distribution (Ly et al., 2013). Un réseau de pluviomètres très dense est essentiel pour une estimation précise des précipitations. Même avec un tel réseau, des techniques d'interpolation sont nécessaires pour estimer les magnitudes des précipitations à des endroits non jaugés pour différentes durées et fréquences. L'interpolation nécessite une analyse fréquentielle ponctuelle pour obtenir une surface continue représentant les profondeurs de précipitations sous différentes périodes de retour dans une région. Diverses méthodes d'interpolation, notamment la régression linéaire multiple, la régression pondérée géographiquement, la pondération inverse de la distance (IDW) et le krigeage, ont été appliquées à l'analyse spatiale des précipitations dans la littérature (Tabios III et Salas 1985 ; Tosunoglu et al., 2019).

Un défi important dans le choix de la méthode d'interpolation la plus appropriée est la disponibilité des données sur les précipitations. Bien que les données puissent être enregistrées en continu, les pluviomètres peuvent être trop dispersés, en particulier dans les zones montagneuses où la topographie complexe et les grandes plans d'eau comme les lacs compliquent la prévision des précipitations. Ce problème est également courant dans les pays en développement et les régions où les réseaux de surveillance des précipitations sont sous-développés (Buytaert et al., 2006).

Plusieurs techniques d'interpolation spatiale couramment utilisées reproduisent la

continuité spatiale des réseaux d'observation de précipitations en fonction des mesures des pluviomètres. Ces méthodes sont généralement classées en deux groupes principaux : les méthodes déterministes et les méthodes géostatistiques. Des études ont comparé les deux types pour interpoler les données de précipitations. Dirks et al. (1998) ont évalué les performances de l>IDW, du polygone de Thiessen (THI) et du krigeage dans l'interpolation des données de précipitations d'un réseau de treize pluviomètres sur l'île Norfolk sur différentes échelles temporelles (heure, jour, mois et année). Leurs résultats les ont amenés à recommander l>IDW pour les interpolations dans les réseaux de pluviomètres spatialement denses. La plupart des études se concentrent sur des pas de temps journaliers, mensuels ou annuels pour l'interpolation des précipitations.

Les méthodes déterministes les plus fréquemment utilisées pour mesurer les précipitations sont le THI et l>IDW. Ces méthodes reposent sur la localisation des stations mesurées et des valeurs observées, la prévision de valeur régionalisée prenant généralement en compte la moyenne pondérée de ces valeurs observées. L>IDW, en particulier, est basée sur des distances inverses, où les pondérations sont définies par l'inverse de la distance et normalisées de sorte que leur somme soit égale à un. Les pondérations diminuent à mesure que la distance augmente, et la méthode permet des ajustements en sélectionnant la puissance de la fonction de distance inverse avant d'effectuer l'interpolation. Une puissance réduite donne plus de poids aux valeurs de précipitations provenant de pluviomètres éloignés, se rapprochant de la méthode de la moyenne surfacique lorsque la puissance se rapproche de zéro, tandis que des niveaux de puissance plus élevés sont également possibles (Dirks et al., 1998).

I.11. La Régionalisation

Les fonctions de distributions permettent d'effectuer une analyse fréquentielle sur un ensemble de données observées ou calculées. L'utilisation de l'une ou l'autre de ces techniques permet de déterminer l'ampleur d'un événement correspondant à une probabilité d'occurrence donnée. Cette ampleur ne s'applique toutefois qu'à l'emplacement exact où les observations initiales ont été effectuées. En hydrologie, il est souvent nécessaire d'estimer l'ampleur d'un événement sur des sites où aucune observation n'a été effectuée (**sites non jaugés**). L'analyse fréquentielle pose problème en hydrologie, car on dispose rarement d'informations suffisantes sur un site pour déterminer correctement la fréquence d'événements rares. Sur certains sites, aucune information n'est disponible. Les techniques d'analyse régionale permettent de combiner les enregistrements de plusieurs stations de mesure. Cela présente le double avantage de réduire les erreurs des estimations sur les sites jaugés et de permettre la préparation d'estimations pour les sites non jaugés. Étant donné que les données disponibles sur le site d'intérêt sont rarement

suffisantes, il est judicieux d'utiliser des données hydrologiques provenant de sites proches et similaires. On remplace le temps par de l'espace en utilisant des informations hydrologiques sur différents sites pour compenser la brièveté des enregistrements sur un même site. Cette méthode est plus facile à mettre en œuvre pour les précipitations, qui, dans les régions sans relief marqué, devraient présenter des caractéristiques relativement uniformes sur de vastes zones. Elle est plus difficile pour les crues, et particulièrement pour les étiages, en raison des effets de la topographie et de la géologie du bassin versant. Un exemple réussi de régionalisation est la méthode de l'indice de crue. Ces méthodes sont particulièrement utiles pour les sites non jaugés. Lorsque les crues d'un site à faible enregistrement sont fortement corrélées à celles d'un site à enregistrement plus long, les procédures d'augmentation de chronique peuvent être utilisées. Ces deux méthodes permettent d'exploiter les informations hydrologiques régionales (Kite, 1977 ; Maidment, 1992).

I.12. Analyses fréquentielles régionales

Les préoccupations concernant l'adéquation des données se sont maintenues jusqu'à aujourd'hui en raison de la nécessité de données hydrologiques plus précises pour des sites non jaugés et des sites confrontés à des défis croissants en matière de mesure. Les méthodes d'analyse régionale ont été initialement appliquées à l'estimation des crues par Dalrymple (1960). Ces méthodes de régionalisation, décrites par Benson (1962) et Hardison (1969), sont couramment utilisées pour développer des informations sur la fréquence des crues et évaluer leur précision sur les nombreux sites où aucune donnée mesurée n'est disponible. Potter et Walker (1981) soutiennent que les erreurs de mesure des crues extraordinaires sont disproportionnellement plus importantes que celles des crues plus modérées et montrent comment cette erreur de mesure discontinue peut fausser la forme apparente de la distribution de fréquence des crues (Kirby et Moss, 1987).

Diverses procédures d'ajustement ont été introduites par la suite, permettant un examen rigoureux des hypothèses de distribution alternatives. Par exemple, Greis et Wood (1981) ont appliqué la méthode des moments de probabilité pondérés pour avoir des estimations régionalisées des périodes de retour des inondations. Hosking et al. (1985) et Hosking (1990) expliquent l'utilisation des diagrammes de L-moments, tandis que Vogel et Kroll (1989, 1992) décrivent l'application des procédures d'ajustement des diagrammes de probabilité uniforme régionale. De plus, Chowdhury et al. (1991) comparent plusieurs procédures régionales d'ajustement pour tester l'adéquation de différentes familles de distributions aux échantillons régionaux. Les procédures régionales d'ajustement sont attrayantes car elles peuvent être

utilisées pour comparer l'ajustement d'une large classe de distributions aux échantillons régionaux. Malheureusement, la plupart des procédures régionales d'ajustement sont basées sur des tests locaux qui manquent généralement de puissance pour distinguer des hypothèses de distribution très similaires pour les petites tailles d'échantillons disponibles dans la plupart des situations. L'analyse fréquentielle régionale permet d'exprimer les estimations des quantiles des crues pour tout site dans une région en termes de données enregistrées à tous les sites de mesure de cette région, y compris celles du site spécifique si de telles données sont disponibles. Certaines méthodes supposent qu'une région est un ensemble de sites de jaugeage dont le comportement de fréquence est homogène d'une manière quantifiable. L'analyse fréquentielle régionale (AFR) exploite cette homogénéité pour produire des estimations quantiles qui, dans la plupart des cas, sont plus fiables que celles obtenues à partir des données locales seules. En général, il est attendu que plus une région est homogène, plus le gain est important en utilisant l'estimation régionale plutôt que locale (Cunnane, 1988).

L'analyse fréquentielle régionale utilise habituellement les méthodes paramétriques dans les trois étapes de l'analyse régionale, à savoir : l'analyse de la fréquence à une station est effectuée, les régions homogènes sont délimitées, et les relations régionales sont développées. Étant donné que les méthodes paramétriques nécessitent un certain nombre d'hypothèses, les méthodes non paramétriques ont été étudiées comme méthodes alternatives. En utilisant ces dernières, il a été montré que des améliorations sont possibles en termes d'analyse de station unique (Gingras et Adamowski, 1992), de délimitation des régions homogènes (Gingras et Adamowski, 1993), et de développement des relations régionales (Gingras et al., 1995).

Il est depuis longtemps reconnu que les techniques d'analyse régionale ont la capacité de réduire significativement les incertitudes dans les estimations des quantiles par rapport à celles inhérentes à l'approche à site unique (Lettenmaier et al., 1987 ; Pilon et Adamowski, 1992). Les procédures de régionalisation peuvent également être considérées comme équivalentes à l'extension du réseau de mesure et fournir aux planificateurs et aux concepteurs une meilleure alternative pour l'estimation des crues de projet sur des sites non jaugés que les cartes de fréquence des précipitations actuellement utilisées (Alila, 1999). Il est important de distinguer les méthodes d'interpolation spatiale, qui estiment les valeurs ponctuelles à des emplacements spécifiques, de l'analyse régionale, qui établit des quantiles régionaux (St-Hilaire et al., 2203).

I.13. L-moments pour la Régionalisation

Les approches de régionalisation hydrologique pour identifier des régions homogènes,

ont d'abord été élaborées pour les crues avant d'être appliquées aux précipitations. En effet, les champs de précipitation présentent souvent une cohérence spatiale meilleur que les débits, ce qui permet de délimiter géographiquement les régions homogènes (St-Hilaire et Ouarda, 2003).

Les L-moments sont un outil statistique puissant pour la régionalisation des événements extrêmes, en particulier dans l'étude des précipitations extrêmes. Introduits par Wallis (1988) et expliqués en détail par Hosking (1990) dans son article de recherche fondateur et largement cité, ils sont devenus populaires pour résoudre divers défis associés à l'estimation des paramètres, à l'identification de la distribution et à la régionalisation. Par la suite, de nombreuses études ont adopté et développé la méthodologie de Hosking, affinant l'utilisation des L-moments pour améliorer la compréhension et la modélisation des événements hydrologiques extrêmes. Parmi les contributions notables, citons les travaux de Vogel et McMartin (1991), Chowdhury et al. (1991), Adamowski (2000), Adamowski et Bougadis (2003), Norbiato et al. (2007), Yang et al. (2010), Malekinezhad et al. (2014), Khan et al. (2017), Nanjgowda et Parambath (2022) et Markovič et Faško (2024).

L'attrait des estimateurs des L-moments réside dans leur linéarité, qui garantit qu'ils sont pratiquement sans biais et présentent une variance d'échantillonnage relativement faible. Comparés aux moments traditionnels, tels que l'asymétrie et l'aplatissement, les estimateurs de ratio de L-moments présentent un biais et une variance réduits, en particulier en présence de valeurs aberrantes, ce qui en fait un choix robuste pour l'estimation des paramètres. Cependant, il est essentiel d'aborder leur utilisation avec prudence. L'intérêt réside dans l'estimation d'un quantile donné, et non dans les L-moments eux-mêmes. Bien que les L-moments puissent avoir des propriétés d'échantillonnage souhaitables, cela ne s'applique pas nécessairement à une fonction de ceux-ci, telle qu'un estimateur de quantile. En effet, plusieurs études de simulation ont montré que pour certaines distributions, des méthodes d'estimation alternatives pourraient surpasser les L-moments en termes d'erreurs quadratiques moyennes dans l'estimation des quantiles (Hosking et Wallis, 1987 ; Rosbjerg et al, 1992).

La robustesse des estimateurs L-moments face aux valeurs aberrantes est l'un de leurs principaux atouts, notamment par rapport à la méthode classique des moments. Néanmoins, il existe un inconvénient potentiel : les estimateurs peuvent être « trop robustes », ce qui signifie que les valeurs extrêmes de l'échantillon, qui fournissent des informations cruciales sur les queues de la distribution mère, peuvent être sous-pondérées dans le processus d'estimation (Bobée et Rasmussen, 1995).

I.14. Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons exploré les différents facteurs qui influencent les événements de précipitations extrêmes pour mieux comprendre leur comportement. Un aperçu complet de l'histoire des précipitations et de leurs méthodes de mesure a permis d'introduire le concept de PJMA. Ce survol a également souligné l'importance du changement climatique dans la formation de ces événements au fil du temps.

L'analyse fréquentielle régionale, particulièrement à travers l'utilisation de la technique du L-moment avec plusieurs fonctions de distribution statistique, s'avère indispensable pour analyser les précipitations extrêmes. Les L-moments, qui sont des paramètres statistiques robustes, permettent une estimation plus précise des distributions pour des données extrêmes. De plus, pour représenter avec précision la variabilité spatiale, il est essentiel de choisir une méthode fiable et adaptée aux conditions spécifiques de chaque région. Cela garantit que les résultats obtenus soient robustes et significatifs, offrant ainsi une meilleure compréhension des phénomènes climatiques extrêmes.

Chapitre II

Chapitre II :

Présentation de la zone d'étude

II.1. Introduction

L'Algérie, avec des ressources naturelles diversifiées, est le plus grand pays d'Afrique par sa superficie et aspire à un fort développement démographique et économique (Negm et al., 2020). Face à cette situation complexe, en particulier dans le secteur hydraulique, de grands défis se posent, qui consistent à résoudre et à gérer de sérieux problèmes de ressources en eau, surtout face aux changements climatiques (Benaini et al., 2023).

Ce chapitre caractérise le cadre physique du Nord-Est de l'Algérie en décrivant tous les éléments définissant cette région, à savoir : la situation géographique, géomorphologique, hydrologique, climatique, etc. Cette présentation constitue un élément essentiel pour la compréhension et l'interprétation des phénomènes naturels hydrologiques, tels que la PJMA traitée dans cette étude.

II.2. Situation Géographique et Administratif

La région d'étude, située au nord-est de l'Algérie, couvre près de la moitié du nord du pays, soit une superficie de 83 377 km², d'après les données de l'Agence Nationale des Ressources en Eau (ANRH, 2005). Cette région se subdivise en huit grands bassins versants, à savoir : Côtiers Algérois, Côtiers Constantinois, Chott El-Hodna, Soummam, Hauts Plateaux Constantinois, Kébir Rhumel, Seybouse et le bassin versant de la Medjerdah.

D'un point de vue géographique, la région d'étude s'étend entre les longitudes 03°12' E et 08°39' E, et entre les latitudes 37°05' N et 34°23' N. Elle est délimitée au nord par la mer Méditerranée, au sud par le bassin du Chott Melrhir, à l'ouest par les bassins de l'Isser, du Chélif et du Zahrez, et à l'est par la frontière algéro-tunisienne (Fig. II.1).

Elle couvre entièrement ou partiellement plusieurs wilayas, notamment : Boumerdès, Tizi Ouzou, Béjaïa, Bordj Bou Arréridj, M'sila, Djelfa, Annaba, Skikda, Constantine, Mila, Guelma, Souk Ahras, El Tarf, Jijel, Sétif, Batna, Oum El Bouaghi, Khenchela, Tébessa. Cette position lui confère un rôle de carrefour entre la Méditerranée et les zones intérieures steppiques et présahariennes.

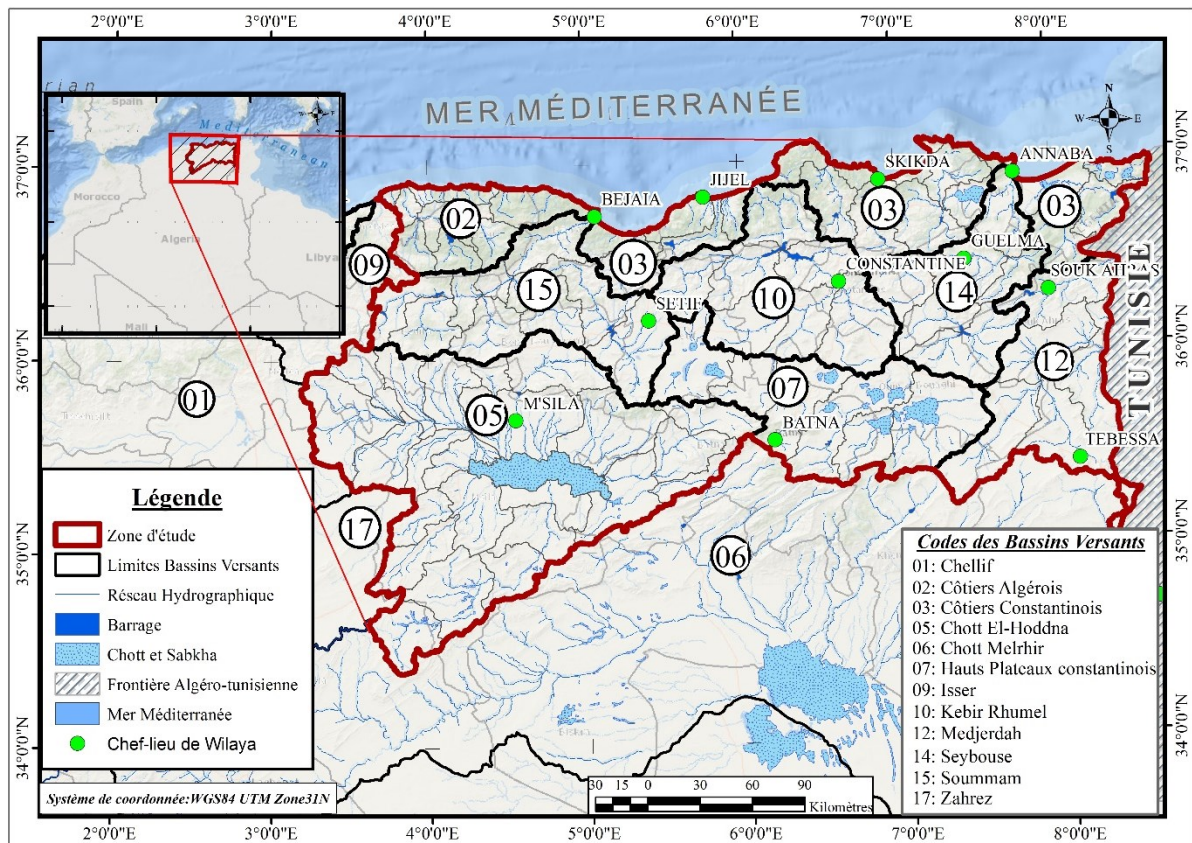


Fig. II.1. Localisation de la zone d'étude sur la carte du bassin versant du nord-est de l'Algérie

II.3. Morphologie de la région d'étude

Du nord au sud, le relief de l'Algérie orientale est caractérisé par la disposition parallèle de deux chaînes de montagnes principales. Au nord, l'Atlas Tellien constitue la première barrière hydrologique aux masses nuageuses génératrices de pluies. Les massifs maritimes isolent les plaines côtières en plusieurs sous-régions de largeur variable (80 à 190 km), qui se succèdent d'est en ouest. Plus au sud, la seconde chaîne de montagnes, l'Atlas Saharien, rend le climat plus sec qu'au nord, où de vastes plaines s'étendent à perte de vue. Les deux Atlas se rapprochent vers l'est de l'Algérie et tendent à se confondre (Fig. II.2). De vastes plaines et hauts plateaux s'intercalent entre l'Atlas Tellien et l'Atlas Saharien. L'altitude moyenne dans la région des Hauts Plateaux varie entre 1000 et 1200 m, sauf dans le bassin versant du Chott El Hodna, où l'altitude diminue jusqu'à environ 400 m (Beaudet et Marre, 1988 ; Laborde, 1998 ; Mebarki, 2005 ; Meddi et Toumi, 2015).

La délimitation des bassins versant et leurs sous-bassins s'appuie sur l'analyse hydrologique et géomorphologique, comme s'est présenté dans carte de la Fig. II.2. Le détail des codes et des surfaces des sous bassins, retenus dans cette étude, est récapitulé dans le tableau II.1.

Tableau II.1. Codification ANRH et superficies associées des bassins versants et sous-bassins hydrographiques de l'Est Algérien

Bassin	Code	Sous Bassin	S (Km ²)	Bassin	Code	Sous Bassin	S (Km ²)
COTIERS ALGEROIS (Partie Est)	02 07	Cotiers Cap Djinet	98	CHOTT EL HODNA	05 01	O. Ham	795
	02 08	Cotiers Tiggirt	427		05 02	O. Sbisseb	1858
	02 09	Cotiers Cap Sigli	921		05 03	O. Guernini	1057
	02 15	O. Sebaou Amont	534		05 04	O. Djenane	847
	02 16	O. Sebaou Rabta	431		05 05	O. Targa	1039
	02 17	O. Aissi	466		05 06	O. El Karsa	567
	02 18	O. Sebaou Sebt	305		05 07	O. Leham	635
	02 19	O. Bougdoura	531		05 08	O. Lougmane	336
	02 20	O. Sebaou Maritime	229		05 09	O. Ksob	1470
COTIERS CONSTANTINOIS	03 01	O. Djemaa	384		05 10	O. Msila	2157
	03 02	O. Agrioun	936		05 11	O. Soubella	1762
	03 03	Cotiers Jijel	565		05 12	O. barika Amont	886
	03 04	O. Djendjen	528		05 13	O. Barika Aval	1004
	03 05	O. Nil	360		05 14	O. Berrich	503
	03 06	Cotiers Cap Bougaroun	497		05 15	O. Bitambarika	1406
	03 07	O. Guebli	988		05 16	O. Maiter Amont	659
	03 08	O. Bibi	203		05 17	O. Bou Saada	1019
	03 09	O. Saf Saf	1165		05 18	O. Maiter Aval	1268
	03 10	Cotiers Filfila	134		05 19	O. Ain Rich	1112
	03 11	O. Kebir-Hammam	1128		05 20	O. Chair Amont	1578
	03 12	O. Kebir-Magroun	721		05 21	O. Chair Aval	880
	03 13	Lac Fetzara	509		05 22	O. Chair Amont	924
	03 14	Cotiers Herbillon	206		05 23	O. Msif Aval	797
	03 15	O. Bounamoussa	928		05 24	Chot Hodna	1240
	03 16	O. Kebir Est	1073	KEBIR RHUMEL	10 01	O. Dehamecha	1061
	03 17	O. Mafragh	804		10 02	O. Kebir-Endia	1098
	03 18	Cotiers Lac Calle	437		10 03	O. Rhumel Amont	1220
SEYBOUSE	14 01	O. Cherf Amont	1739		10 04	O. Rhumel Segun	1162
	14 02	O. Cherf Aval	1193		10 05	O. Boumerzoug	1865
	14 03	O. Bouhamdane	1108		10 06	O. RhumelSmendou	1089
	14 04	O. Seybouse Moyenne	817		10 07	O. Kebir Maritime	1320
	14 05	O. Melah	552	MEDJERDAH	12 01	O. Medjerdah	1500
	14 06	O. Seybouse Maritime	1066		12 02	O. Meskiana	1843
SOUMMAM	15 01	O. Eddous	911,4		12 03	O. Chabro	1566
	15 02	O. Zaiane	1007		12 04	O. Mellegue Amont	1500
	15 03	O. Sahel Amont	431,5		12 05	O. Mellegue Aval	1376
	15 04	O. Azerou	1068	HAUTS PLATEAUX CONSTANTINOIS	07 01	O. Beida	1596
	15 05	O. Sahel Aval	323,1		07 02	Merdia Zana	1036
	15 06	O. Bou Sellam Amont	1785		07 03	Sebkhet Ezzmoul	1560
	15 07	O. Sellam Moyen	1234		07 04	O. Chemorah	764
	15 08	O. Main	930		07 05	Gareat Annk Djemel	1232
	15 09	O. Bousellam Aval	1061		07 06	O. Boulefreis	960
	15 10	O. Soummam Maritime	1064		07 07	Gareat El Tarf	2430

II.4. Hydrographie

Le réseau hydrographique du nord de l'Algérie est composé d'oueds permanents et denses à l'est, tandis qu'à l'ouest, la semi-aridité domine, et au sud, caractérisé par un climat

saharien, les oueds sont souvent temporaires et endoréiques (Fig. II.2). Les écoulements se produisent souvent dans les bassins endoréiques de l'intérieur, convergeant vers des zones de basse altitude pour former des lacs salés appelés « chott » ou « sebkha ». On peut citer comme exemples le bassin versant du Chott El Hodna et celui des Hauts Plateaux constantinois, où les zones de faiblesse au centre sont marquées par un chapelet de chotts et de sebkhas, là où les oueds descendent des contreforts. Le réseau hydrographique méditerranéen s'étend largement dans les Hautes Plaines, notamment dans leurs marges septentrionales (oued Sebaou du bassin versant de l'Alger maritime, oued El Kebir du bassin versant du Kebir Rhumel), et surtout à l'est (oued Medjerdah) et à l'ouest (oued Boussellam, second affluent de l'oued Soummam) (Mebarki 2002, 2005 ; Benaini 2015).

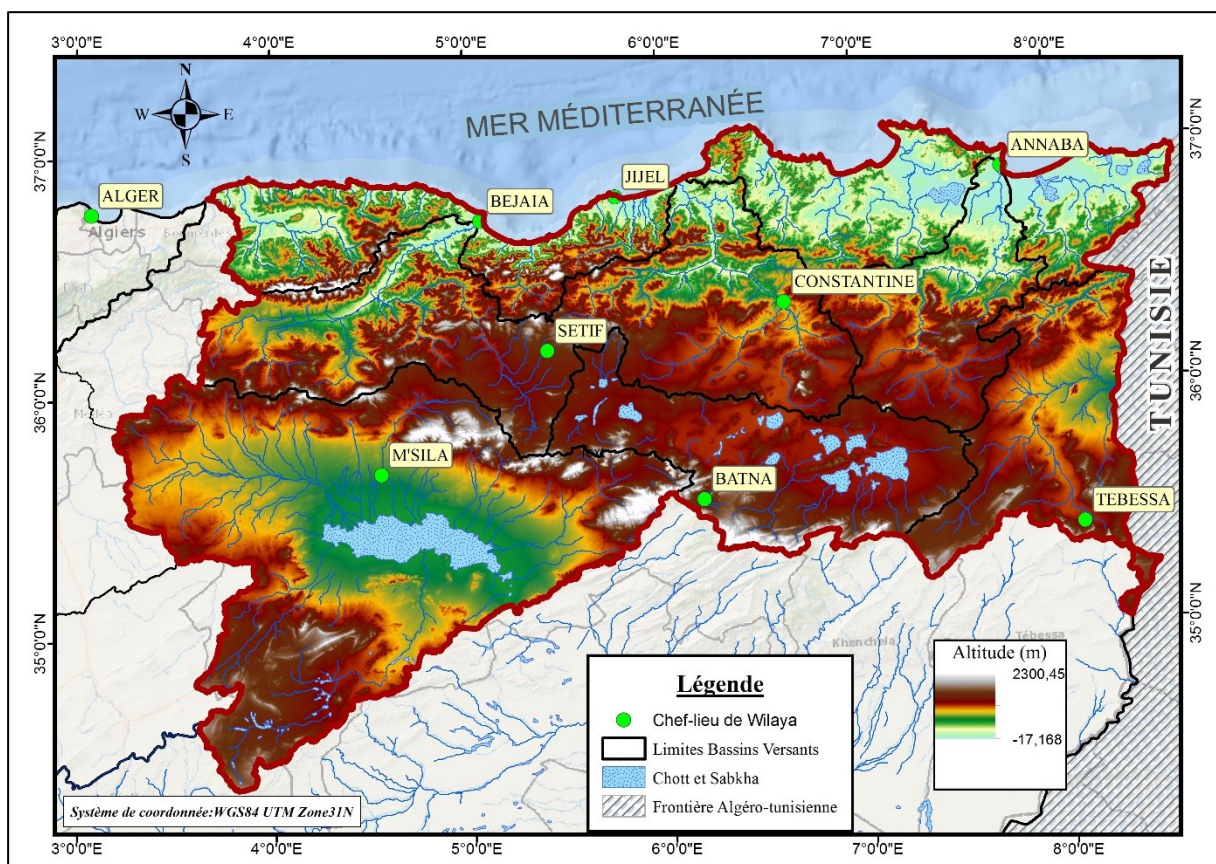


Fig. II.2. Orographie et hydrographie des bassins versants du nord-est de l'Algérie

La zone d'étude est structurée par des systèmes hydrographiques appartenant à deux grands types :

II.4.1. Bassins exoréiques

Dont les cours d'eau rejoignent la mer Méditerranée. Ils drainent principalement l'Atlas Tellien et les plaines côtières. Dans notre zone, il s'agit des bassins : Seybouse, Soummam, Kébir Rhumel, Medjerdah (partie algérienne), Côtiers Constantinois, Côtiers Algérois (partie Est : le Sebaou) (Probst & Suchet, 1992).

II.4.2. Bassins endoréiques ou aréiques

Où les eaux ne rejoignent pas la mer et s'accumulent dans des dépressions fermées (chotts, sebkhas), où elles s'évaporent ou s'infiltrent. Dans notre zone, cela concerne : Chott El Hodna et Hauts Plateaux Constantinois.

II.5. La Géologie

La structure géologique du Nord-Est algérien est largement héritée de l'orogénèse alpine, qui a résulté de la convergence entre les plaques africaine et eurasiatique (Vila, 1980 ; Durand-Delga, 1969). On distingue schématiquement plusieurs grands domaines structuraux :

II.5.1. Le domaine Tellien (Nord)

Il correspond à l'Atlas Tellien et est caractérisé par une tectonique de nappes complexes (chevauchements, plis couchés). Les terrains sont majoritairement sédimentaires, allant du Crétacé au Miocène (marnes, calcaires, flyschs numidiens gréseux). On y trouve également des intrusions magmatiques (granites et roches volcaniques miocènes, par exemple dans le massif de l'Edough ou près de Skikda) et quelques affleurements de socle métamorphique ancien (Kabylies).

II.5.2. Le domaine des Hauts Plateaux (Centre)

Zone relativement plus stable (avant-pays Sud-Alpin), recouverte de séries sédimentaires moins déformées datant principalement du Mésozoïque (Crétacé notamment, avec des calcaires et des marnes) et du Cénozoïque (formations continentales Plio-Quaternaires). La tectonique y est surtout cassante (failles normales).

II.5.3. Le domaine de l'Atlas Saharien (bordure Sud, influençant le Hodna)

Bien que majoritairement hors zone d'étude, ses structures plissées (grands anticlinaux jurassiques et crétacés) influencent le cadre géologique méridional.

II.5.4. Les bassins néogènes et quaternaires

Les plaines côtières et les vallées sont comblées par des sédiments détritiques récents (alluvions, colluvions) issus de l'érosion des reliefs environnants. Les dépressions fermées (chotts) accumulent des dépôts évaporitiques et argilo-limoneux.

Tableau II.2. Synthèse de la lithostratigraphie des formations géologiques Nord-Est de l'Algérie

<i>Système</i>	<i>Série</i>	<i>Description</i>
quaternaire		Argiles, graviers, sables argileux, grès alluvionnaires, galets, conglomérats, généralement des dépôts continentaux avec du sel et du gypse.
Néogène	Pliocène	Conglomérats, argiles, calcaires, grès lacustre
	Miocène	Marnes, des conglomérats et des calcaires. Des conglomérats, grès, calcaires, marnes, sable argileux
Paléogène	Oligocène	Marnes bitumineuses, calcaires, argiles, des grès quartzitiques, des conglomérats.
	Eocène	Marnes à gypses, argiles, calcaires et sel
		Calcaires marneux à silices
Paléocène	Grès, argiles, dolomies	
Crétacé	Supérieur	Marnes noires, calcaires argileux
		Marnes, calcaires, calcaires argileux
		Dolomies, calcaires, calcaires argileux, marnes, calcaires cristallins
		Marnes, calcaires, des conglomérats, argiles, calcaires à coquilles
	Inférieur	Schistes, quartzites, calcaires, grès, marnes
		Schistes, grès, calcaires, dolomies, calcaires récifaux
		Schistes argileux, dolomies, calcaires, marnes
		Calcaires argileux et gréseux
Jurassique	Malm	Roches argileuses carbonatées (argiles, calcaires, conglomérats, grès)
	Dogger	Roches carbonatées (calcaires, dolomies, marnes)
	Lias	Roches carbonatées (calcaires, dolomies, marnes), série A ₃ - calcaires, massif noirs dolomitiques
Trias	Supérieur	Formation d'argiles-sel-gypses
	Moyen	Sables quartzitiques, calcaires argileux, marnes, dolomies à faunes
	inférieur	▪ série A ₁ - argiles colorées, marnes, calcaires ▪ série A ₂ - schistes, grès
Permien		Conglomérats rouges et grès
Carbonifère		Séquences de schistes sableux
Dévonien		Calcaires roses et gris-bleue
silurien		calcaires bréchiqes avec faune du Silurien supérieur schiste gris avec des cailloux, siltstones avec brèches, graptolites du silurien inférieur (Llandoveryien)
Cambro-ordovicien		Micas schistes avec biotites et muscovites, calcaire dolomitique et schistes (série supérieure schisteuse). Affleurement de minces plagioclases gneissiques avec des lentilles et des lots détritiques séparés et des roches carbonatées (série inférieur des gneiss). Des veines basiques et ultrabasiqes mises en œuvre en intrusion et en lits.

La lithologie est donc très variée, caractérisée par de nombreuses unités empilées au cours de phases tectoniques successives, allant des roches métamorphiques et magmatiques aux roches sédimentaires (calcaires, marnes, grès, conglomérats) et aux formations superficielles meubles. Elles sont caractérisées par la complexité et la diversité des styles, mais aussi par la nature différenciée des matériaux qui les composent. Cette diversité influence directement la géomorphologie, les sols et les ressources en eau. Le tableau II.2 organise et synthétise la stratigraphie, ses subdivisions et la composition lithologique des formations géologiques de la

région d'étude selon les systèmes géologiques, et les types de roches associés. Il s'agit d'une classification chronostratigraphique détaillant les matériaux dominants dans chaque période géologique (Mebarki, 1984 et 2005).

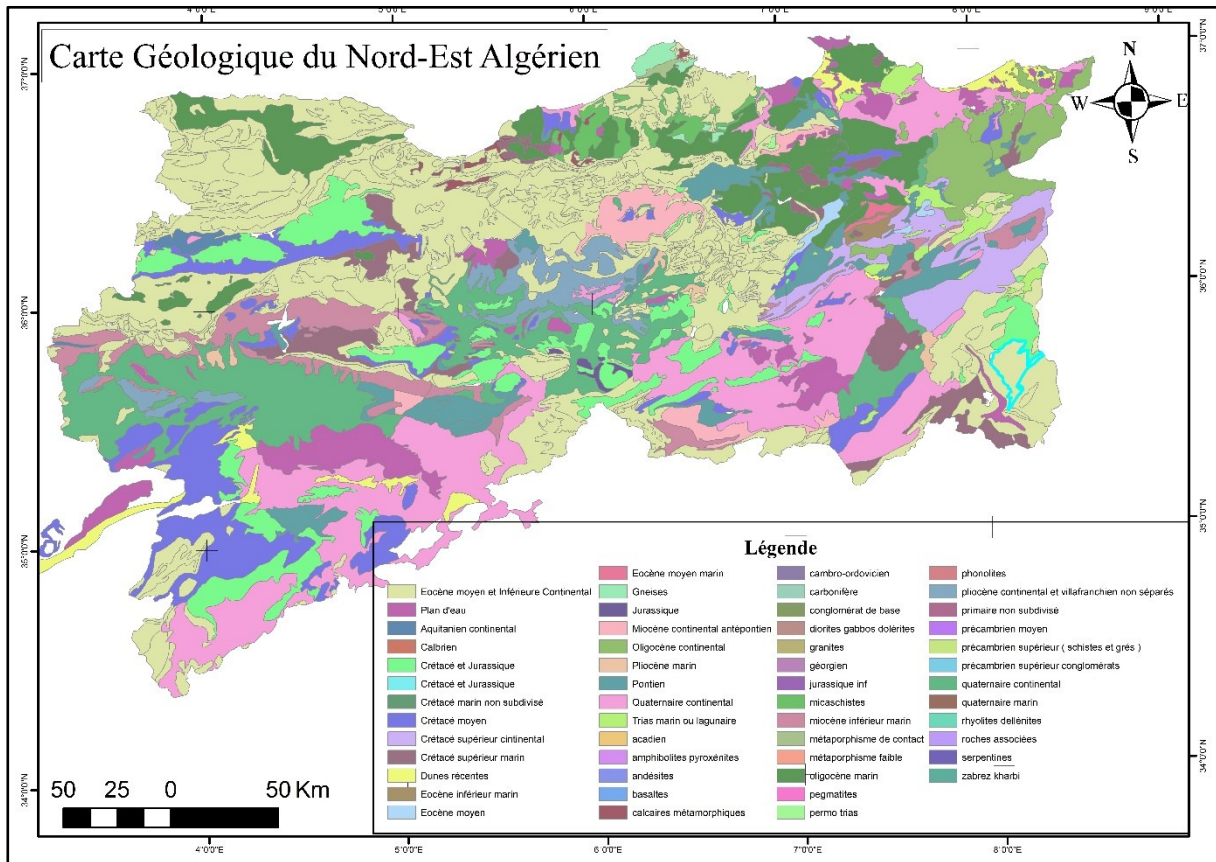


Fig. II.3. Carte géologique des bassins versants du nord-est de l'Algérie

II.6. Hydrogéologie

La diversité de la structure géologique influe directement sur l'hydrogéologie (Castany, 1982). C'est le cas du Nord-Est algérien, région qui abrite une variété de systèmes aquifères, allant des aquifères karstiques productifs de l'Atlas Tellien aux systèmes multicouches des Hauts Plateaux et aux aquifères alluviaux des plaines et vallées (Mebarki, 2005). Ces systèmes présentent des caractéristiques distinctes qui conditionnent la disponibilité et la dynamique des eaux souterraines, essentielles pour les besoins régionaux. On peut distinguer plusieurs grands types de systèmes aquifères dans la zone d'étude :

II.6.1. Aquifères Karstiques et Fissurés des Formations Carbonatées (Atlas Tellien et bordures des Hauts Plateaux)

Les formations calcaires et dolomitiques du Jurassique, du Crétacé (notamment le Néocomien, l'Aptien, le Cénomanién-Turonien) et parfois du Tertiaire (Éocène, Miocène

calcaire) constituent des réservoirs karstiques et fissurés majeurs. Ces aquifères sont particulièrement développés dans l'Atlas Tellien (par exemple, massifs du Djurdjura oriental, des Babors, de l'Aurès septentrional influençant le Hodna, zones calcaires du Constantinois). La perméabilité de ces systèmes est principalement liée à un réseau de fractures, de diaclases et de conduits karstiques développés par la dissolution. La recharge s'effectue par infiltration directe des précipitations (pluie et neige) sur les affleurements. Le transit est souvent rapide et les écoulements peuvent être très hétérogènes, concentrés le long de drains karstiques. Ils alimentent d'importantes sources (par exemple, sources de la Soummam, sources alimentant la Seybouse) et contribuent au débit de base des oueds. Ces aquifères sont souvent très productifs mais également très vulnérables à la pollution en raison de la rapidité des transferts et du faible pouvoir épurateur du milieu karstique (Djebbar et al., 2004 ; Demdoum et Djebbar, 2009 ; Bellouche, 2016).

II.6.2. Aquifères des Formations Gréseuses et Conglomératiques (Flyschs, Numidien, Continental Intercalaire partiel, Mio-Pliocène)

Les grès du Flysch numidien (Oligocène-Miocène inférieur) dans le Tell, les formations gréseuses du Crétacé inférieur (Continental Intercalaire) en bordure sud de la zone, et les dépôts détritiques du Mio-Pliocène continental sur les Hauts Plateaux et dans certaines cuvettes peuvent former des aquifères généralisés, mais souvent moins productifs que les systèmes karstiques. La perméabilité y est intergranulaire et de fissure. La recharge est également dépendante des affleurements et des précipitations. Les écoulements sont plus diffus. Certains niveaux gréseux du Constantinois et des formations du "Continental Terminal" sur les Hauts Plateaux en sont des exemples (Issaadi 1996 ; Boudoukha et Athamena 2012).

II.6.3. Aquifères Multicouches des Hauts Plateaux Constantinois et du Hodna

Ces vastes étendues sont caractérisées par une succession de formations sédimentaires (Crétacé, Éocène, Mio-Pliocène, Quaternaire) où alternent des niveaux perméables (calcaires, sables, grès) et des niveaux semi-perméables à imperméables (marnes, argiles). Cela donne naissance à des systèmes aquifères multicouches, souvent avec des nappes libres superficielles et des nappes captives plus profondes. Concernant la "Nappe du Constantinois", il s'agit souvent d'un complexe aquifère important, capté en profondeur, logé dans les calcaires du Crétacé et/ou de l'Éocène, sous une couverture marneuse. Les aquifères du Plio-Quaternaire, composés de formations superficielles (sables, limons, croûtes calcaires), peuvent abriter des nappes phréatiques importantes, surtout pour l'agriculture locale, mais souvent discontinues et sensibles à la sécheresse et à la surexploitation. La recharge des nappes profondes est plus

limitée, souvent sur les bordures des bassins ou par drainance verticale lente. Les nappes phréatiques sont rechargées localement. Les écoulements convergent généralement vers les zones de dépression (chotts, sebkhas) (Benmarce et al., 2021 ; Nicod, 2000).

II.6.4. Aquifères Alluviaux (Plaines Côtières et Vallées des Oueds)

Les plaines côtières (Annaba, Skikda, Bejaia-Soummam) et les vallées des principaux oueds (Seybouse, Soummam, Kébir Rhumel, Medjerda, affluents du Hodna) sont comblées par des dépôts alluviaux quaternaires (sables, graviers, limons) qui constituent des aquifères phréatiques productifs et facilement accessibles. Ces nappes sont en relation directe avec les cours d'eau (recharge par infiltration des crues, alimentation des cours d'eau en période d'étiage). Elles sont rechargées par les précipitations directes et les écoulements latéraux depuis les versants. Ce sont des ressources stratégiques pour l'alimentation en eau potable des villes et pour l'irrigation, bien qu'elles soient vulnérables à la pollution (agricole, industrielle, urbaine) et à la surexploitation (rabattement, intrusion saline en zone côtière) (Menani 2001 ; Semar & Mesbah 2009 ; Kessasra et Mesbah 2014 ; Khedidja et Boudoukha 2016).

La dynamique de recharge et d'écoulement varie significativement à travers la région d'étude. Dans les zones de l'Atlas Tellien, les taux de recharge sont relativement plus élevés en raison des précipitations plus abondantes. Sur les Hauts Plateaux et dans la région du Hodna, la recharge est plus faible et plus erratique, rendant les aquifères plus sensibles aux variations climatiques et à la surexploitation. Les écoulements souterrains sont gouvernés par les gradients hydrauliques, la transmissivité des formations et les structures géologiques (failles, plis) (Kessasra et Mesbah 2014 ; Selmane 2022 ; Ferhati et al., 2023).

- Dans l'Atlas Tellien, les écoulements sont dirigés des zones de recharge en altitude vers les exutoires (sources, oueds, mer). Les failles peuvent jouer un rôle de drain ou de barrière.
- Sur les Hauts Plateaux, les écoulements dans les nappes profondes suivent souvent les grandes structures synclinales et convergent vers les zones de dépression ou les exutoires lointains. Les nappes phréatiques suivent la topographie locale et s'écoulent vers les chotts ou les oueds.
- Dans le bassin du Hodna, les écoulements souterrains convergent vers le centre de la dépression du chott.

II.7. Pédologie

La diversité des facteurs pédogénétiques (roche-mère, climat, relief, végétation, temps) dans le Nord-Est algérien génère une grande variété de sols (Halitim, 1988). Selon les

référentiels CPCS (Commission de Pédologie et de Cartographie des Sols) et WRB (World Reference Base for Soil Resources), la distribution s'étend des sols peu évolués aux formations calcimagnésiques.

II.7.1. Les reliefs calcaires de l'Atlas Tellien

On trouve des sols peu évolués (rendzines) et des sols bruns calcaires ou calciques, souvent caillouteux et sensibles à l'érosion. Ces sols caractérisent les zones montagneuses et les piémonts calcaires des bassins de l'Atlas Tellien (Bock 1983). Ils sont présents de manière significative dans :

- Les bassins des Côtiers Constantinois et la partie nord du bassin du Kébir Rhumel (reliefs des wilayas de Skikda, Jijel, et montagnes du Constantinois : Constantine, Mila).
- Les secteurs montagneux des bassins de la Seybouse et de la Medjerdah (partie algérienne), touchant les monts de Guelma, Souk Ahras (monts de la Medjerda), et les contreforts calcaires du massif de l'Edough (Annaba).
- Les bassins de la Soummam et la partie Est des Côtiers Algérois, en particulier sur les versants calcaires des Babors et du Djurdjura oriental (Bejaia, nord de Sétif, nord de Bordj Bou Arréridj).

II.7.2. Les roches marneuses et les flyschs

Les sols bruns (souvent argileux) et les vertisols (sols gonflants riches en argiles montmorillonitiques) sont fréquents. Ces sols, souvent lourds et difficiles à travailler en conditions humides ou sèches, présentent toutefois un bon potentiel de fertilité chimique. Ils dominent dans les zones de collines et les dépressions à substrat marneux ou flyschöide, notamment dans les bassins exoréiques de l'Atlas Tellien (Côtiers Constantinois, Kébir Rhumel, Seybouse, Soummam, Medjerdah, Côtiers Algérois - Est). On les retrouve notamment dans les wilayas de Constantine, Mila, Guelma, Sétif, Bejaia et Bordj Bou Arréridj, ainsi que localement sur les affleurements marneux des Hauts Plateaux Constantinois (e.g., plaines d'Oum El Bouaghi, Sétif) (Guidoum 2017).

II.7.3. Les grès (Numidien notamment) et les roches siliceuses/métamorphiques

Des sols acides, de type bruns acides ou tendant vers des sols podzoliques (lessivés), peuvent se développer sous couvert forestier dense (chênaies acidiphiles, pinèdes) ou maquis. Souvent pauvres en éléments nutritifs, ces sols sont typiques :

- Des massifs gréseux numidiens des bassins des Côtiers Constantinois et du nord du Kébir Rhumel (wilayas de Jijel, nord de Skikda).

- Des massifs kabyles (Babors) dans les bassins de la Soummam et des Côtiers Algérois (Est), notamment Bejaia et l'est de Tizi Ouzou.
- Du massif cristallophyllien de l'Edough, influençant le bassin de la Seybouse (Annaba, El Tarf), où ces sols se développent sur roches métamorphiques et granitiques.

II.7.3.1. Les Hauts Plateaux

Les sols isohumiques (sols bruns steppiques, kastanozems) sont caractéristiques. Ils présentent souvent un horizon d'accumulation de calcaire (encroûtement calcaire) ou de gypse en profondeur, sous un climat semi-aride. La salinisation est fréquente en périphérie des chotts et sebkhas, engendrant des sols salins (solontchaks) et sodiques (solonetz). Ces sols dominent le bassin des Hauts Plateaux Constantinois et celui du Chott El Hodna, couvrant de vastes étendues dans les wilayas de M'sila, Sétif, Bordj Bou Arréridj, Batna, Oum El Bouaghi, Khenchela et Tébessa. Les zones de transition sud des bassins de la Seybouse, du Kébir Rhumel et de la Medjerdah présentent aussi ces types de sols (ex. : sud de Constantine, Guelma, Souk Ahras).

II.7.3.2. Les plaines alluviales et les vallées

Les fluvisols (sols alluviaux) dominent. Ce sont des sols jeunes, peu évolués, profonds et généralement fertiles, mais susceptibles à l'hydromorphie dans les zones mal drainées. On les retrouve dans :

- La plaine de la Seybouse (Annaba, El Tarf, Guelma) et la vallée du Chéria.
- La plaine de la Soummam (Bejaia) et les vallées de ses affluents (Oued Sahel, Oued Bou Sellam dans Sétif et Bordj Bou Arréridj).
- La vallée du Kébir Rhumel et de ses affluents (Constantine, Mila), y compris la plaine de Grarem.
- Les plaines côtières des Côtiers Constantinois (ex. : plaine de Skikda, vallée du Safsaf à Skikda).
- Les plaines des Côtiers Algérois (Est), notamment Boumerdes.
- Le long des oueds se jetant dans le Chott El Hodna (ex. : Oued Ksob, Oued Barika à M'sila).
- La vallée de la Medjerdah (partie algérienne) et ses affluents (Souk Ahras, Guelma).
- Les Hauts Plateaux Constantinois, le long des oueds temporaires.

La dégradation des sols par érosion hydrique constitue un problème majeur dans la région, aggravé par la déforestation, le surpâturage et certaines pratiques agricoles sur pentes (Demmak, 1982 ; Arabi, 2006). Cette érosion affecte particulièrement les sols sur pentes des

bassins de l'Atlas Tellien (Seybouse, Soummam, Kébir Rhumel, etc.) et les sols limoneux des Hauts Plateaux. La conservation des sols est donc un enjeu crucial pour la durabilité des agroécosystèmes de l'ensemble de la zone d'étude.

II.8. Couvert Végétal

Le couvert végétal du Nord-Est algérien reflète étroitement le gradient climatique Nord-Sud et l'étagement altitudinal (Quézel & Santa, 2015 ; Médail & Quézel, 1997).

II.8.1. Étage thermoméditerranéen (littoral et basse altitude)

Initialement couvert de forêts de chêne-liège (*Quercus suber*) et d'olivier sauvage (*Olea europaea*), cet étage est aujourd'hui souvent dégradé en maquis hauts (lentisque, arbousier, bruyère) ou garrigues basses (cistes, romarin, diss). Les pinèdes de pin d'Alep (*Pinus halepensis*) sont également très présentes, souvent issues de reboisements ou colonisant des zones incendiées.

II.8.2. Étage mésoméditerranéen (moyenne altitude)

Domaines du chêne vert (*Quercus ilex*), du chêne zéen (*Quercus canariensis*) dans les zones plus humides (Kabylies, Edough), et toujours du pin d'Alep. Les cédraies (*Cedrus atlantica*) apparaissent localement sur certains massifs (Babor).

II.8.3. Étage supraméditerranéen (haute altitude)

Dans les massifs les plus élevés (Babor), on peut trouver des reliques de cédraies ou des formations de chêne pubescent (*Quercus pubescens*).

II.8.4. Hauts Plateaux et zones sub-arides

La végétation naturelle est une steppe à base d'alfa (*Stipa tenacissima*), d'armoise blanche (*Artemisia herba-alba*) et d'autres espèces adaptées à la sécheresse. Près des chotts, une végétation halophile (adaptée au sel) se développe (*Salicornia*, *Salsola*, *Atriplex*).

Le couvert végétal actuel est fortement marqué par l'action anthropique : défrichements pour l'agriculture, coupes de bois, incendies fréquents et surpâturage ont conduit à une forte régression des forêts et à une extension des formations dégradées (maquis, garrigues, steppes dégradées). Les programmes de reboisement (souvent en pin d'Alep) tentent de lutter contre l'érosion et la désertification (Bord 1981 ; Meddour 2010).

II.9. Description climatique

Le Nord-Est algérien appartient au Nord de l'Afrique, où le climat est de type

méditerranéen, caractérisé par sa vulnérabilité aux changements climatiques, notamment au cours des dernières décennies, comme l'ont confirmé plusieurs études (Boudiaf et al., 2021 ; Zerouali et al., 2020). L'importance de la zone d'étude induit une variabilité climatique remarquable, allant du climat aride saharien au sud à un climat méditerranéen humide au nord (Mebarki, 2005). C'est dans ce contexte que la caractérisation climatique, tant à l'échelle spatiale que temporelle, est réalisée à partir de six stations climatiques de l'ONM, sur les principaux paramètres climatiques, à savoir: la précipitation, la température, l'humidité et la vitesse du vent. Ces stations (Tableau II.3) sont réparties uniformément sur la zone d'étude pour une période d'observation allant de 1990 à 2016.

Tableau II.3. Stations météorologiques

<i>Code</i>	<i>Station</i>	<i>Longitude</i>	<i>Latitude</i>	<i>Altitude (m)</i>	<i>Période d'Obs</i>
360	Annaba	07°48 E	36°50 N	3	1990-2016
402	Béjaïa Aéroport	05°04 E	36°43 N	2	1990-2016
419	Constantine	06°37 E	36°17 N	693	1990-2016
467	M'sila	04°30 E	35°40 N	441	1995-2016
468	Batna	06°19 E	35°45 N	822	1990-2016
475	Tebessa	08°07 E	35°25 N	821	1990-2016

Source (ONM, Alger)

II.9.1. Précipitations

À l'échelle du bassin versant, les précipitations mensuelles interannuelles moyennes dans le nord-est algérien (Fig. II.4) révèlent une variabilité mensuelle marquée, pouvant atteindre près de 70 mm durant les mois de décembre et janvier, correspondant à la saison hivernale la plus pluvieuse. Cette quantité diminue nettement pendant la saison sèche, « été », atteignant un minimum saisonnier en juin, avec une valeur minimale de 8 mm/mois. Cette variabilité, à l'échelle de chaque station (Annexe 01), est différente. Les stations côtières, telles que Béjaïa et Annaba, enregistrent les précipitations les plus importantes tout au long de l'année. En hiver, les précipitations y dépassent les 100 mm/mois durant les mois de décembre et janvier, voire parfois en novembre et février. En été, elles ne dépassent pas 20 mm/mois, tandis que pour les mois de mars, avril, septembre et octobre, elles varient entre 40 et 80 mm/mois. La station de Constantine, située loin des côtes, présente une variabilité mensuelle similaire à celle des stations côtières, mais avec des précipitations moins importantes, ne dépassant pas 70 mm/mois durant les mois de décembre et janvier. La période sèche s'étend également de juin à août, avec des précipitations variant entre 5 et 19 mm/mois.

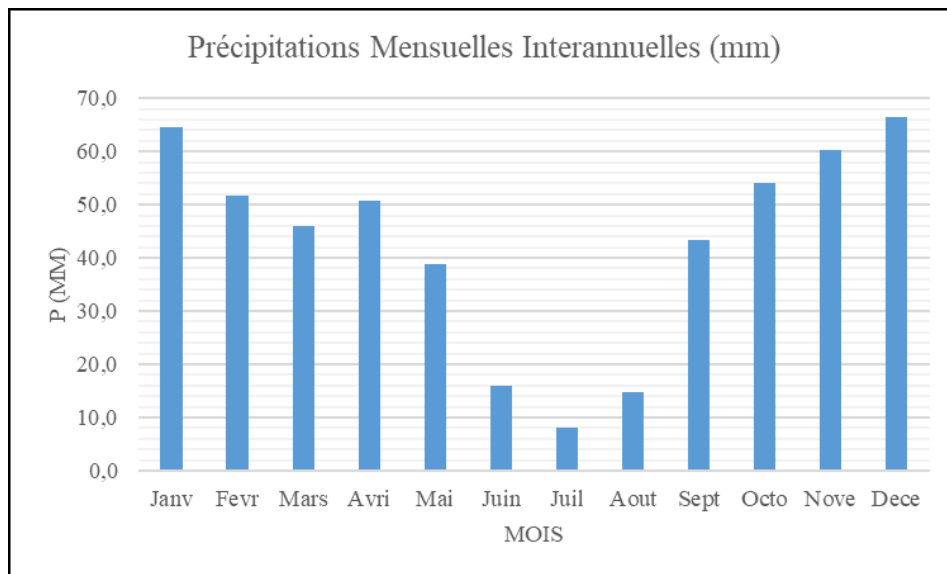


Fig. II.4. Précipitations moyennes mensuelles interannuelles des stations météorologiques d'Annaba, Béjaïa-Aéroport, Constantine, M'sila, Batna et Tébessa (1981–2010).

Quant aux stations situées au sud de la zone d'étude, comme M'sila, Batna et Tébessa, elles présentent un comportement mensuel et saisonnier différent. Les stations de M'sila et Tébessa enregistrent leurs mois les plus pluvieux en octobre, novembre, et parfois au printemps. À Tébessa, les précipitations atteignent 47 mm et 71 mm en septembre et octobre respectivement, contre 40 mm et 44 mm pour les mêmes mois à M'sila. La saison sèche y est également marquée en été, entre juin et août, avec des précipitations très faibles à M'sila : 8 mm en juin, 2,5 mm en juillet et 5 mm en août. À Tébessa, les valeurs pour cette même période sont légèrement plus élevées : 24 mm en juin, 12 mm en juillet et 5 mm en août. La station de Batna présente une autre configuration, avec les mois d'avril et mai comme les plus pluvieux (40 mm et 45 mm/mois respectivement), suivis du mois de septembre avec 37 mm/mois, et du mois de janvier avec 33 mm/mois. La période sèche, entre juin et août, affiche des précipitations variant entre 6 et 18 mm/mois.

II.9.2. Température

La température moyenne mensuelle interannuelle sur l'ensemble de la région d'étude (Fig. II.5) montre un contraste saisonnier net, avec des valeurs plus élevées en hiver, relatives à la saison humide, et d'autres plus faibles pendant l'été, correspondant à la saison sèche. Elle présente des tendances à la hausse et à la baisse pendant le printemps et l'automne successivement, ce qui reflète l'influence du climat méditerranéen de la région. La saison chaude « été » commence à partir du mois de mai et peut durer jusqu'aux mois de septembre et octobre, en dépassant 20 °C. La valeur maximale moyenne peut atteindre 33 °C pendant le mois d'août, alors que la

température minimale moyenne peut atteindre 7 °C pendant l'hiver, qui commence au mois de décembre et se prolonge jusqu'à février.

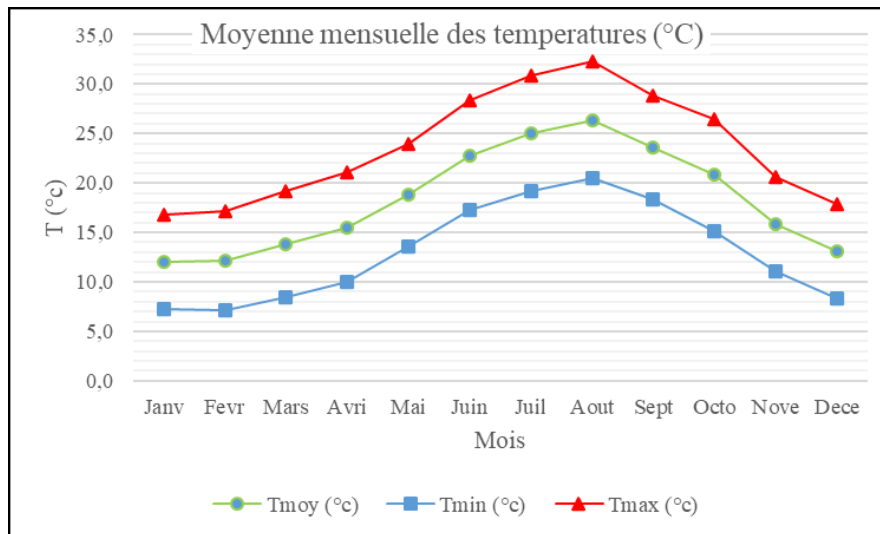


Fig. II.5. Répartition mensuelle interannuelle des températures moyennes, minimales et maximales des stations météorologiques d'Annaba, Béjaïa-Aéroport, Constantine, M'sila, Batna et Tébessa (1981–2010).

De même que les précipitations, les températures minimales, moyennes et maximales interannuelles mensuelles (Annexe 02) présentent la même variabilité spatiale, selon le climat de chaque station. Les stations situées dans la partie côtière, régions au climat le plus humide de la zone d'étude, ont les températures maximales les plus faibles. À titre d'exemple, la température maximale mensuelle interannuelle enregistrée pendant le même mois, « août », est de l'ordre de 31 °C et 32 °C pour les stations de Béjaïa et Annaba respectivement, alors que pour les stations intérieures, elle est d'environ 35 °C pendant le mois de juillet, comme à Constantine, Batna et Tébessa, et atteint 39 °C à la station de M'sila pendant le mois de juillet. Pour ces stations, l'hiver est plus dur ('froid'), où la température minimale peut descendre jusqu'à 0 °C à la station de Batna pendant les mois de janvier et février, considérée comme la station la plus froide pendant l'hiver parmi les autres stations, tandis que la température moyenne minimale mensuelle interannuelle varie entre 3 °C et 5 °C pour les stations de M'sila, Constantine et Tébessa, et elle est de l'ordre de 7 °C dans les stations côtières de Béjaïa et Annaba.

II.9.3. Humidité relative

La variabilité mensuelle de l'humidité interannuelle (Fig. II.6) dans la région d'étude montre une allure cyclique, avec une augmentation progressive pendant les mois de septembre (64 %) et octobre (67 %) de la saison d'automne, pour atteindre les valeurs maximales pendant

la saison d'hiver : décembre et janvier (76 %), et février (73 %). Cela est dû principalement aux conditions climatiques de l'hiver : baisse de la température et augmentation de la fréquence des précipitations, favorisant une saturation accrue de l'air en vapeur d'eau. La diminution de l'humidité pendant les mois de mars (69 %) et avril (67 %) est due à la diminution des conditions favorables, liée à l'augmentation de la température et à la transition vers la saison sèche. Cette diminution continue pour atteindre des valeurs minimales pendant les mois de juin (56 %), juillet (52 %) et août (55 %).

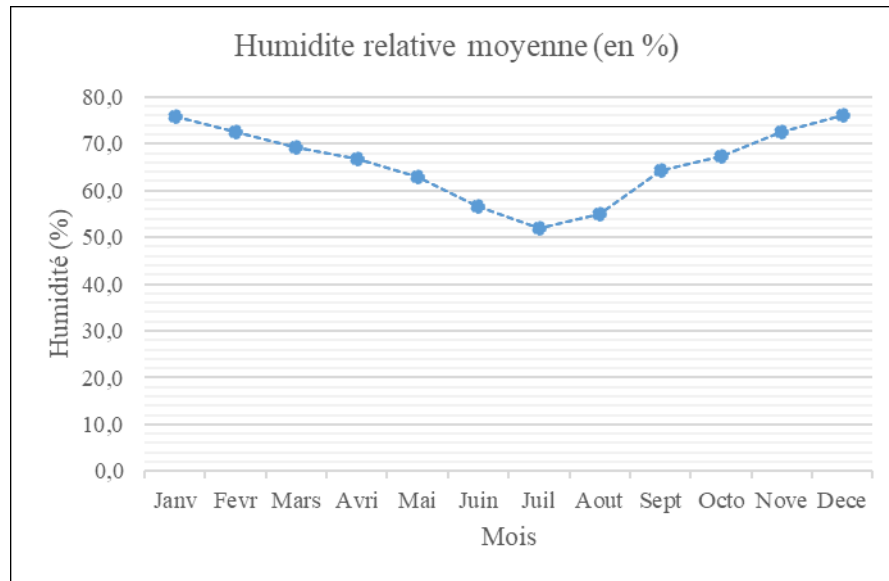


Fig. II.6. Répartition mensuelle interannuelle de l'humidité relative moyenne des stations météorologiques d'Annaba, Béjaïa-Aéroport, Constantine, M'sila, Batna et Tébessa (1981–2010)

La variabilité mensuelle de l'humidité interannuelle présente la même allure pour toutes les stations (Annexe 03), avec une hausse pendant l'hiver et une baisse progressive jusqu'aux mois d'été : juin, juillet et août. Cependant, les valeurs sont différentes d'une station à une autre, notamment dans la région côtière, représentée par les stations de Annaba et Béjaïa, où l'humidité atteint des valeurs maximales, dues à l'apport constant de vapeur d'eau en provenance de la mer Méditerranée. La fluctuation mensuelle y est très faible, et l'amplitude entre les fortes valeurs hivernales et les faibles valeurs estivales est également réduite. Pour les stations de Annaba et Béjaïa, les valeurs maximales sont presque identiques, avec 76 % enregistrés pendant les mois de janvier et février respectivement. Les valeurs les plus faibles sont observées pendant le mois d'août, avec 70 % pour Annaba et 73 % pour Béjaïa. Ainsi, l'amplitude maximale de l'humidité pour les stations côtières est de 6 %.

Pour les autres stations situées dans les bassins versants intérieurs, l'humidité maximale

varie entre 73 % et 77 % pendant les mois d'hiver, généralement en décembre ou janvier, sauf pour la station de Constantine, où elle atteint 80 %. En revanche, les valeurs minimales pendant le mois de juillet varient entre 37 % et 43 % pour les stations de M'sila, Tébessa et Batna, et atteignent 48 % pour Constantine, avec une amplitude avoisinant 34 % pour l'ensemble de ces stations.

II.9.4. Vitesse de vent

La vitesse du vent moyenne mensuelle interannuelle dans le nord-est de l'Algérie varie entre 2,9 et 3,7 m/s (Fig. II.7). La fluctuation mensuelle est faible et ne montre pas une grande variabilité, sachant que les vitesses les plus importantes sont enregistrées à partir du mois de février jusqu'au mois de juin, avec des vitesses moyennes mensuelles supérieures à 3,5 m/s. Les faibles vitesses sont enregistrées pendant la période d'août à octobre, avoisinant 3 m/s.

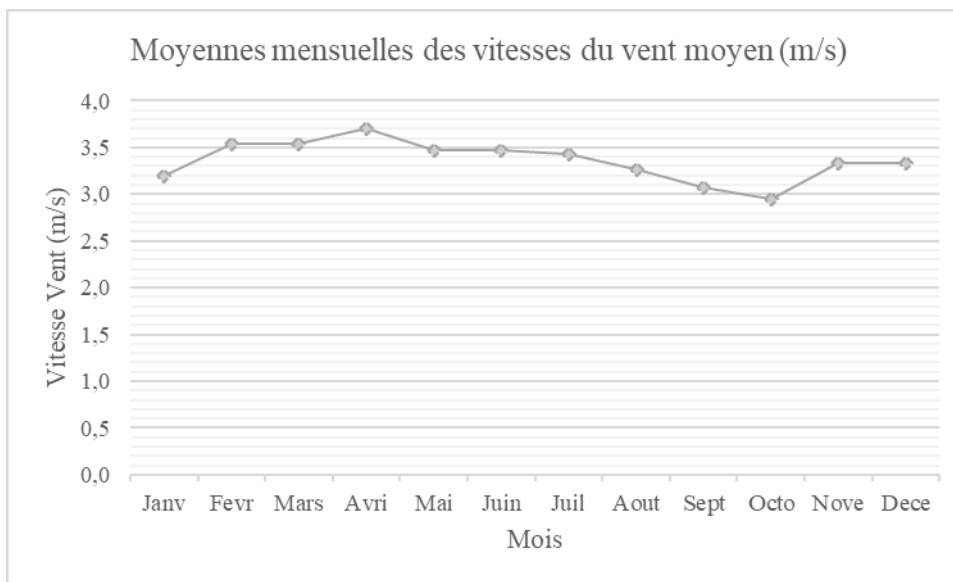


Fig. II.7. Répartition mensuelle interannuelle de la vitesse moyenne du vent des stations météorologiques d'Annaba, Béjaïa-Aéroport, Constantine, M'sila, Batna et Tébessa (1981–2010).

D'après les graphes de la variabilité mensuelle de la vitesse du vent des stations (Annexe 04), on remarque que les plus grandes valeurs dans les stations intérieures sont enregistrées pendant le printemps, et notamment le mois d'avril, avec une vitesse maximale atteignant 5 m/s dans la station de Msila, 4 m/s pour Batna et Tébessa, et 2,7 m/s pour Constantine, qui enregistre des vents faibles durant tous les mois par rapport aux autres stations. Les plus faibles vents sont observés durant l'automne, pendant le mois d'octobre, avec des vitesses variant entre 2 m/s à Constantine, 2,5 m/s à Tébessa, 3,2 m/s et 3,4 m/s pour Batna et M'sila respectivement. La vitesse est importante pour ces dernières stations en raison de leur position géographique,

situées sur les Hauts Plateaux, avec des altitudes élevées, ce qui les rend plus exposées aux vents.

Dans les stations côtières, on observe une légère variation, où les plus faibles vents sont enregistrés pendant le mois de mai avec 2,6 m/s, et les valeurs maximales sont relevées pendant les mois de novembre et décembre dans la station de Béjaïa, avec 3,4 m/s. Cela est dû aux perturbations météorologiques fréquentes en cette saison. Pour la station de Annaba, la vitesse du vent présente un comportement différent par rapport aux autres, avec des fluctuations mensuelles considérables, marquées par deux pics de vitesse maximale pendant les mois de février et juillet, avec 4,1 m/s, tandis que la plus faible vitesse est enregistrée pendant le mois d'octobre avec 3,5 m/s.

II.10. Conclusion

Les descriptions du nord-est algérien présentées dans ce chapitre ont révélé une diversité notable dans ses caractéristiques, à savoir la situation géographique, hydrologique, géologique, hydrogéologique, pédologique, le couvert végétal, ainsi que les paramètres climatiques tels que la précipitation, la température, l'humidité relative et la vitesse du vent, qui présentent des comportements différents entre les stations météorologiques, selon leur position et le bassin versant auquel elles appartiennent, reflétant une hétérogénéité climatique et morphologique de la région. Cela est dû à la grande étendue superficielle de la zone, qui couvre environ 83 377 km², influençant directement la réponse des systèmes naturels aux aléas climatiques et anthropiques. Elle impose donc une analyse détaillée et différenciée de chaque bassin versant, afin de mieux comprendre les réponses hydrologiques et leurs évolutions futures.

Chapitre III

Chapitre : III

Matériels et Méthodes

III.1. Introduction

Ce chapitre est consacré aux différentes approches statistiques employées pour le traitement et l'analyse des PJMA pour avoir des résultats satisfaisants. L'approche de l'analyse fréquentielle régionale des valeurs extrêmes des précipitations fournit une base rigoureuse pour estimer ces probabilités. La période de retour, souvent exprimée comme un événement "centennal", est un indicateur clé pour quantifier le risque. Cette étude repose sur des défis statistiques majeurs, notamment la contrainte des données disponibles pour l'ajustement des modèles, mais aussi la nécessité d'évaluer des probabilités pour des événements non encore observés.

III.2. Analyse fréquentielle

L'analyse fréquentielle consiste à estimer les quantiles d'événements hydrologiques extrêmes, tels que les débits, les inondations et les PJMA, qui sont l'objet de cette étude. L'objectif principal est de sélectionner une distribution statistique appropriée pour modéliser les données de la série des PJMA, afin d'obtenir des estimations de risque précises et fiables pour les problématiques en question (Stedinger et al. 1993 ; Coles 2001 ; Gado et al. 2021).

Avant de procéder à l'analyse et pour garantir que les modèles statistiques choisis sont adaptés, il est essentiel de s'assurer que les données de la série chronologique répondent aux hypothèses d'indépendance, de stationnarité et d'homogénéité. Ces conditions ont été vérifiées à l'aide de tests statistiques établis, notamment le test de Wald-Wolfowitz pour l'indépendance, le test de Kendall pour la stationnarité et le test de Wilcoxon pour l'homogénéité (Ondo et al. 1997 ; Hamed et Rao 2000 ; Yang et al. 2010).

III.3. Hypothèses Fondamentales de Analyse fréquentielle

III.3.1. Analyse d'indépendance, de stationnarité et d'homogénéité

Les hypothèses de base dans une analyse fréquentielle sont l'indépendance, la stationnarité et l'homogénéité des séries de données, c'est-à-dire que les données proviennent d'une même distribution. Ces hypothèses sont cruciales pour garantir la validité des résultats de l'analyse, et doivent être vérifiées à l'aide de tests statistiques appropriés.

Ces tests sont acceptés au seuil de signification de 5 %, ce qui signifie que les hypothèses sont rejetées si les résultats statistiques présentent une probabilité inférieure à 5 % de survenir par hasard. Les tests statistiques couramment utilisés pour évaluer ces hypothèses incluent :

III.3.1.1. Test d'indépendance de Wald-Wolfowitz

Le test de Wald-Wolfowitz (1943), appliqué à un échantillon de taille N , permet d'évaluer le caractère aléatoire et l'indépendance des observations. Après dichotomisation des données (au-dessus et au-dessous de la médiane), on calcule le nombre total de séquences R (Douglas et al., 2000; Yang et al., 2010). Sous l'hypothèse d'indépendance, l'espérance et la variance de R sont données par :

$$E(R) = \frac{2n_1n_2}{n_1+n_2} + 1 \quad (\text{III.1})$$

$$Var(R) = \frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1)} \quad (\text{III.2})$$

$$Z = \frac{R - E(R)}{\sqrt{Var(R)}} \quad (\text{III.3})$$

Avec $N = n_1 + n_2$, où :

- n_1 : nombre d'observations positives (ou au-dessus de la médiane)
- n_2 : nombre d'observations négatives
- R : nombre total de runs

Pour des échantillons de taille suffisante, la statistique Z suit approximativement une loi normale centrée réduite. Si $|Z| < 1,96$ ($\alpha = 5\%$), l'hypothèse d'indépendance n'est pas rejetée.

III.3.1.2. Test de Stationnarité de Kendall

L'Organisation météorologique mondiale recommande la méthode de Mann-Kendall pour détecter la présence ou l'absence de tendance monotone dans une série hydrologique, car elle ne requiert aucune hypothèse sur la distribution des données et possède une puissance comparable à celle des tests paramétriques (Mann, 1945 ; Kendall, 1948). Dans ce test, l'hypothèse nulle (H_0) stipule que les données désaisonnalisées (x_1, \dots, x_n) constituent un échantillon de n variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées, c'est-à-dire sans tendance monotone. L'hypothèse alternative (H_1), dans un test bilatéral, correspond à la présence d'une tendance monotone croissante ou décroissante (Kahya et Kalayci, 2004 ; Yang et al., 2010). La statistique S est définie par :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (\text{III.4})$$

Où $\text{sgn}(\theta)$ est la fonction signe. En l'absence d'ex-æquo, la variance de S est donnée par :

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (III.5)$$

La statistique standardisée Z_{MK} est alors calculée comme suit :

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & si \theta > 0 \\ 0 & si \theta = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & si \theta < 0 \end{cases} \quad (III.6)$$

Si $|Z_{MK}| < 1.96$ ($\alpha = 5\%$), l'hypothèse d'absence de tendance n'est pas rejetée, ce qui permet de considérer la série comme stationnaire au sens de l'absence de tendance monotone.

III.3.1.3. Test d'Homogénéité de Wilcoxon

Plusieurs tests statistiques permettent de vérifier l'homogénéité d'une série temporelle. Dans cette étude, le test non paramétrique de Wilcoxon (ou test de Mann-Whitney) est utilisé afin d'examiner si deux sous-échantillons proviennent de la même population (Jean *et al.*, 1997).

En analyse hydrologique, il est essentiel de vérifier l'hypothèse selon laquelle les observations d'une chronique sont identiquement distribuées, c'est-à-dire homogènes. Ainsi, dans cette étude, l'hypothèse nulle (H_0) stipule que les deux sous-échantillons proviennent de la même population (absence de rupture d'homogénéité). Tandis que l'hypothèse alternative (H_1) indique que les deux sous-échantillons proviennent de populations différentes (présence d'une rupture).

Si l'échantillon total de taille n est divisé en deux groupes de tailles n_1 et n_2 , la statistique U est donnée par :

$$U = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1 \quad (III.7)$$

Où R_1 est la somme des rangs du premier groupe. Pour des tailles d'échantillons suffisantes ($n_1, n_2 > 10$), la statistique standardisée suit approximativement une loi normale centrée réduite :

$$Z = \frac{U - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \quad (III.8)$$

Si $|Z| < 1.96$ ($\alpha = 5\%$), l'hypothèse d'homogénéité n'est pas rejetée.

III.4. Loïs de distribution

Les hydrologues rencontrent souvent un défi majeur pour identifier les véritables distributions de probabilité des phénomènes hydrologiques extrêmes, qui sont généralement inconnues. Même si elles l'étaient, leur complexité les rendrait difficilement utilisables en pratique. Le défi consiste à choisir une distribution simple et raisonnable, à en estimer les paramètres et à en

déduire des estimations de risque suffisamment précises. L'analyse fréquentielle, telle qu'appliquée aux PJMA, s'appuie sur la « loi des grands nombres », qui régit la distribution des valeurs extrêmes à mesure que la taille des échantillons augmente (Stedinger et al., 1993 ; Shao et al., 2015).

Tableau III.1. Fonctions de densité de probabilité (PDF)

PDF	Equation	Variate and parameter ranges
GEV	$F_X(x) = \exp \left\{ - \left[1 - \frac{k(x-u)}{\alpha} \right]^{1/k} \right\}$	$\alpha > 0$ $u + \frac{\alpha}{k} \leq x \leq \infty$ if $k < 0$ $\infty < x \leq u + \frac{\alpha}{k}$ if $k > 0$
GM	$F(x) = \exp \left\{ - \exp \left(- \frac{x-u}{\alpha} \right) \right\}$	$-\infty < x < \infty, \alpha > 0$
LN2	$F(x) = \frac{1}{ax\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{1}{2} \left[\frac{\ln(x) - b}{a} \right]^2 \right\}$	$X > 0$
LN3	$F(x) = \frac{1}{(x-m)a\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{[\ln(x-y) - b]}{2a} \right\}$	$m < x$
P3	$F(x) = \frac{\left(\frac{x-m}{a}\right)^{b-1}}{ a \Gamma(b)} \exp \left[- \frac{x-m}{a} \right]$	$m \leq x$ if $x > 0$ $x \leq m$ if $a < 0$

Plusieurs fonctions de distribution peuvent être utilisées pour l'analyse fréquentielle des événements hydrologiques extrêmes, souvent sans tenir compte du processus physique des événements (Singh et Strupczewski 2002 ; El Adlouni et al. 2008). Stedinger et al. (1993) ainsi que Hamed et Rao (2000) ont évalué les fonctions de distribution de probabilité largement employées (Tableau III.1) pour les événements hydrologiques extrêmes (PJMA), telles que Gumbel (GM) (Salinas et al. 2014), la loi log-normale à deux paramètres (LN2) (Yuan et al. 2018), la log-normale à trois paramètres (LN3) (Malamud et Turcotte 2006) et la distribution de Pearson de type 3 (P3) (Alam et al. 2018). La distribution des valeurs extrêmes généralisées (GEV) est couramment adoptée pour modéliser les données de précipitations extrêmes, car elle s'est avérée offrir un ajustement de qualité dans diverses régions du monde. Parmi les exemples notables, on peut citer la Grèce (Koutsoyiannis et Baloutsos 2000), le Panama (Shamir et al. 2013), la Malaisie (Zakaria et Shabri 2013), la République tchèque (Rulfová et al. 2016), l'Inde (Bajirao 2021), le Mexique (Flowers-Cano et Ortiz-Gómez 2021), le Qatar (Mamoon et Rahman 2016) et la Tunisie (Merzougui et Zghibi 2020). Dans cet article, nous avons appliqué la distribution GEV à nos données et évalué la qualité de l'ajustement à l'aide de tests conventionnels, incluant le test du chi-deux (χ^2), le test de Kolmogorov-Smirnov (KS) et le test d'Anderson-Darling (AD). Nous avons également utilisé des critères d'ajustement afin de

trouver un équilibre entre la complexité du modèle et la qualité de l'ajustement. Les paramètres de toutes les fonctions de distribution ont été estimés par la méthode du maximum de vraisemblance (MLE).

III.5. Test d'ajustement

Pour évaluer la qualité de l'ajustement entre nos séries de données PJMA et les fonctions de distribution théoriques, nous avons appliqué les tests les plus couramment utilisés, notamment les tests du Khi-deux (χ^2), de Kolmogorov-Smirnov (KS) et d'Anderson-Darling (AD). Ces tests ont été effectués avec un intervalle de confiance de 5%, en posant comme hypothèse nulle (H_0) que la série de données PJMA suit la distribution spécifiée, et comme hypothèse alternative (H_1) qu'elle ne la suit pas (Cunnane 1989 ; Haan 1994 ; Kumar et al. 2017 ; Bajirao 2021 ; Maity 2022). En utilisant plusieurs tests d'ajustement, nous avons pu mieux évaluer la pertinence des différentes fonctions de distribution pour la modélisation des PJMA sous divers régimes climatiques.

III.5.1. Test du Khi-deux (χ^2)

Le test du Khi-deux (χ^2) est l'un des tests d'ajustement les plus couramment utilisés pour évaluer l'ajustement des précipitations extrêmes. Il est conçu pour mesurer le niveau de concordance entre une distribution de probabilité théorique et une distribution empirique basée sur un échantillon aléatoire (Melesse et al. 2010 ; Maity 2022 ; Rizwan et al. 2023). Le χ^2 pour une variable aléatoire est défini comme suit

$$\chi^2 = \sum \frac{(X_0 - X_E)^2}{X_E} \quad (\text{III.9})$$

où X_0 représente la valeur observée (PJMA) et X_E est la valeur estimée par différentes fonctions de distribution. En règle générale, la loi de distribution qui donne la valeur la plus faible de χ^2 est considérée comme la loi de distribution la plus adaptée aux données observées (Kumar et al. 2017 ; Sabarish et al. 2017 ; Yuan et al. 2018 ; Bajirao 2021).

L'hypothèse nulle est acceptée si le χ^2 calculé est inférieur à la valeur critique χ^2_{α} . Cette valeur critique χ^2_{α} est déterminée selon un niveau de confiance $\alpha=0,05$ et le degré de liberté $\nu = m - p - 1$, sachant que p est le nombre de paramètres utilisés pour ajuster la distribution.

III.5.2. Test de Kolmogorov-Smirnov (KS)

Le test de Kolmogorov-Smirnov est l'une des classes de tests d'ajustement les plus importantes et les plus efficaces basées sur la fonction de distribution empirique d'un échantillon aléatoire. Il s'agit d'un test non paramétrique utilisé pour déterminer la différence absolue maximale entre

un échantillon donné (x_1, x_2, \dots, x_n) et une fonction de distribution théorique spécifique F (Slakter 1965 ; Justel et al. 1997 ; Zhang et Wu 2002 ; Schervish et DeGroot, 2012). Défini comme :

$$D_n = \max |F_n(x) - F(x)| \quad (\text{III.10})$$

L'hypothèse nulle est acceptée si la différence absolue maximale (D_{\max}) est inférieure à la valeur critique D_{α} . où la valeur critique D_{α} de notre étude est de 0,2027 pour $\alpha=0,05$.

III.5.3. Anderson–Darling test (AD)

Le test d'ajustement d'Anderson-Darling, introduit par Anderson et Darling (1952), est une version améliorée du test de Kolmogorov-Smirnov (KS), conçu pour réduire les erreurs de processus stochastiques et accorder une plus grande importance aux queues de la distribution par rapport au test KS. Ce test utilise une distribution spécifique pour déterminer les valeurs critiques et compare l'ajustement entre une fonction de distribution cumulative observée et une fonction de distribution théorique, notée F . Ici, X_i fait référence aux points de données ordonnés (Stephens 1974 ; Laio 2004 ; Melesse et al. 2010 ; Shin et al. 2012 ; Maity 2022). La statistique d'Anderson-Darling A^2 est calculée à l'aide de l'équation (3) :

$$A^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (2i-1) [\ln F(X_i) + \ln(1-F(X_{n-i+1}))]}{n} - n \quad (\text{III.11})$$

L'hypothèse nulle est acceptée si la valeur calculée de A^2 ne dépasse pas la valeur critique qui est de 2,4922 à $\alpha = 0,05$.

III.5.4. Critères d'ajustement

Afin de choisir le meilleur ajustement, différentes approches facilitent la validation du choix d'un modèle parmi plusieurs modèles similaires qui s'ajustent mieux à nos données (Hebal et Remini 2011). Les critères d'information Bayésien (BIC ; Schwarz 1978) et d'Akaike (AIC ; Akaike 1974) ont été utilisés en complément du test χ^2 et de l'examen visuel des graphiques pour fournir une mesure relative de l'ajustement des modèles. Ces critères sont utilisés pour sélectionner entre deux ou plusieurs fonctions de distribution présentant un χ^2 égal pour une seule série de données. Une légère préférence a été accordée à la commodité dans le choix du modèle préféré. Les deux critères permettent de construire une classification des modèles statistiques en tenant compte du principe de parcimonie (Sienz et al. 2010 ; Bella et al. 2020 ; Flowers-Cano et Ortiz-Gómez 2021). Si $\hat{\ell}$ est la logarithme-vraisemblance maximisée pour un modèle contenant p paramètres et n la taille de l'échantillon, les critères sont définis comme suit :

$$BIC = -2\hat{\ell} + p \log(n) \quad (\text{III.12})$$

$$AIC = -2\hat{\ell} + 2p \quad (\text{III.13})$$

L'AIC est conçue pour être efficace dans la sélection du « moins mauvais » modèle dans une liste qui ne contient pas le vrai modèle. En revanche, le BIC est connu pour sélectionner des modèles (éventuellement sous-ajustés) avec une dimension inférieure à celle de l'AIC. L'ajustement le plus précis pour chacun des deux critères correspond à la valeur la plus faible de son coefficient ([Anderson et Burnham 2004](#) ; [Bousquet et Bernardara 2021](#)).

III.6. Régionalisation

III.6.1. L-moments

D'après Hosking et Wallis (1997), les moments conventionnels ne sont pas toujours satisfaisants pour deux raisons principales : ils n'apportent pas systématiquement d'informations facilement interprétables sur la forme d'une distribution, et les estimations de paramètres fondées sur ces moments sont souvent moins fiables que celles obtenues par d'autres méthodes, telles que l'estimation par le maximum de vraisemblance. En revanche, les L-moments constituent une alternative aux moments conventionnels et s'obtiennent par des combinaisons linéaires de statistiques d'ordre. Les L-moments présentent l'avantage théorique, par rapport aux moments conventionnels, de pouvoir caractériser une gamme plus large de distributions et, lorsqu'elles sont estimées à partir d'un échantillon, d'être plus robustes face aux valeurs aberrantes dans les données. Comparées aux moments conventionnels, les L-moments sont moins sujettes aux biais d'estimation et peuvent mieux approcher leur distribution normale asymptotique en échantillons finis ([Hamed et Rao, 2000](#)).

Le « L » signifie linéaire, soulignant ainsi que les L-moments sont des fonctions linéaires des statistiques d'ordre ([Hosking, 1990](#) ; [Shao et al., 2015](#)). Introduite par Hosking en 1990, l'approche par L-moments couvre la caractérisation des lois de probabilité, le résumé statistique des données, l'ajustement des lois aux données et le test d'hypothèses sur la forme de la distribution. Cette linéarité offre l'avantage d'une insensibilité accrue aux valeurs extrêmes ([Vogel et al., 1993](#)). Les L-moments découlent d'une modification de la méthode des moments pondérés de probabilité, permettant de décrire la forme d'une distribution à l'aide de l'asymétrie (L-skewness) et de l'aplatissement (L-kurtosis). Les quatre premiers L-moments, définis comme combinaisons linéaires de ces moments pondérés, correspondent respectivement à la L-moyenne, la L-échelle, la L-skewness et la L-kurtosis ([Hosking, 1990](#) ; [Hosking et Wallis, 1997](#) ; [Yang et al., 2010](#)). Enfin, Hosking et Wallis (1997) recommandent l'algorithme régional des

L-moments comme un outil efficace pour étudier les propriétés de procédures statistiques complexes.

Pour un échantillon ordonné $x_{1:n} < x_{2:n}, < \dots < x_{n:n}$, les moments pondérés par la probabilité sont estimés par Hosking et Wallis (1997) :

$$\begin{aligned}\beta_0 &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{j:n} \\ \beta_1 &= \frac{1}{n} \sum_{j=2}^n \frac{j-1}{n-1} x_{j:n} \\ \beta_2 &= \frac{1}{n} \sum_{j=3}^n \frac{(j-1)(j-2)}{(n-1)(n-2)} x_{j:n} \\ \beta_3 &= \frac{1}{n} \sum_{j=4}^n \frac{(j-1)(j-2)(j-3)}{(n-1)(n-2)(n-3)} x_{j:n}\end{aligned}\quad (\text{III.14})$$

Les quatre premiers L-moments se déduisent linéairement de ces moments pondérés :

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= \beta_0 \\ \lambda_2 &= 2\beta_1 - \beta_0 \\ \lambda_3 &= 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \\ \lambda_4 &= 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0\end{aligned}\quad (\text{III.15})$$

Le premier L-moment (λ_1) correspond à la L-moyenne (équivalent de la moyenne), et λ_2 à L-échelle (équivalent de l'écart-type). On définit les rapports de L-moments, sans unité, par :

L-Coefficient de variation, LCv : $t = \lambda_2/\lambda_1$

L-Skewness, LSkew : $t_3 = \lambda_3/\lambda_2$

L-Kurtosis, LKurt : $t_4 = \lambda_4/\lambda_2$

III.6.2. Analyse de cluster

En général, le clustering est considéré comme une tâche d'apprentissage non supervisée (Kriegel et al., 2011). L'analyse de cluster fait référence à une large gamme de techniques permettant de regrouper et de trouver des sous-groupes d'observations dans un ensemble de données. Dans l'analyse de cluster, l'objectif est de maximiser la similarité des données au sein d'un groupe tout en maximisant la dissimilarité entre les groupes. Comme la méthode DBSCAN (Density-Based Spatial Clustering of Applications with Noise), l'analyse de cluster est également une méthode non supervisée, car elle permet de trouver la relation entre les observations sans avoir recours à aucune variable de réponse. DBSCAN identifie les clusters en fonction de la densité locale des points. Cela signifie que DBSCAN peut créer des clusters

de formes arbitraires, et qu'il est particulièrement efficace pour traiter des données qui contiennent des zones de bruit (points isolés par rapport aux clusters). Cette méthode est largement utilisée en hydrologie (Farsadnia et al., 2014 ; Li et al., 2023 ; Ahmed et al., 2024).

III.6.2.1. Regroupement spatial basé sur la densité de points denses avec détection de bruit (DBSCAN)

DBSCAN est un algorithme de clustering basé sur la densité qui vise à identifier le bruit et les clusters de forme irrégulière, à l'aide de deux paramètres : ϵ , le seuil de distance ; et MinPts, le nombre minimal de points. Ces paramètres définissent les clusters en fonction de la densité de points, il n'est donc pas nécessaire de pré-spécifier leur nombre. Pour comprendre comment la densité du réseau peut influencer notre régionalisation, nous avons donc utilisé cet algorithme, Density Based Clustering of Applications with Noise (DBSCAN) (Ester et al., 1996), et nous observons une relation entre les groupes (clusters) formés et ceux identifiés par Saunders (2018).

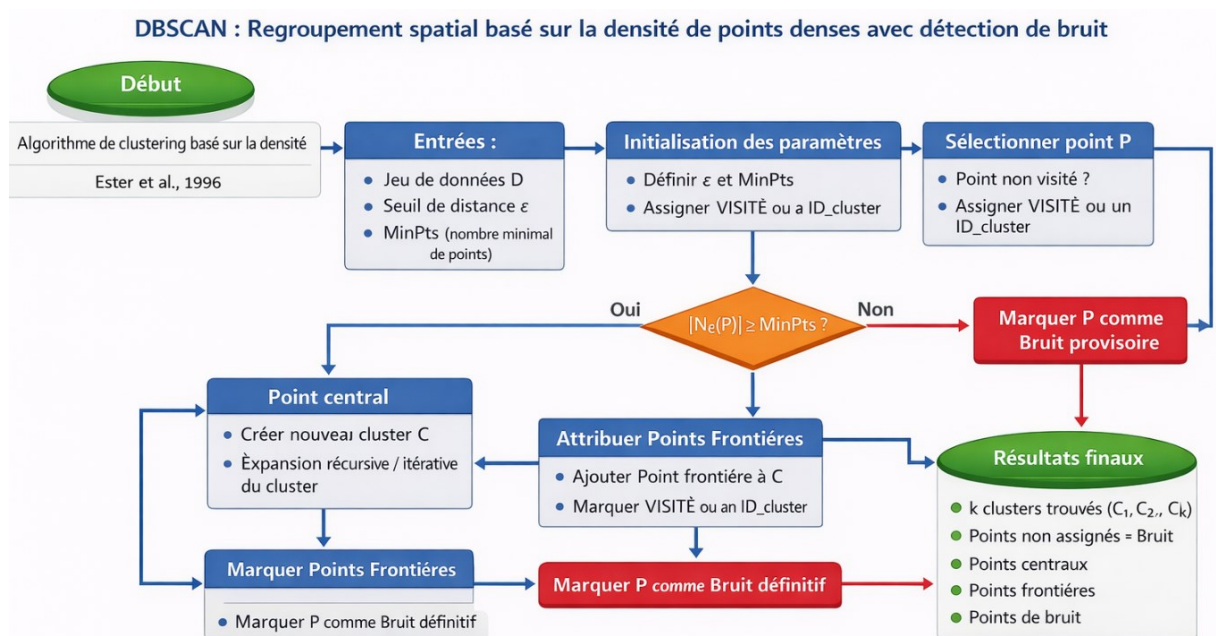


Fig. III.1. Organigramme de l'algorithme de clustering DBSCAN

Le fonctionnement de DBSCAN est régi par deux paramètres principaux : epsilon (ϵ) et MinPts (Fig. III.1). Epsilon (ϵ), également désigné par Eps, définit le rayon autour de chaque point de données pour former un voisinage ; ce paramètre contrôle la dimension locale pour l'évaluation de la densité. MinPts (nombre minimum de points) spécifie le nombre minimal de points requis dans le voisinage défini par ϵ pour qu'un point soit considéré comme un point central. Il représente un seuil de densité : seules les régions contenant au moins cette valeur de MinPts sont considérées comme des clusters. La détermination de la valeur de MinPts dépend

directement de la dimension des données : pour les données bidimensionnelles, une valeur de 4 par défaut est recommandée, tandis que pour plus de deux dimensions, on suggère $\text{MinPts} \geq \text{dimensionnalité} + 1$ (Ester et al., 1996 ; Gan et al., 2020).

Dans DBSCAN, chaque point est classé selon trois types : un point central, qui possède au moins MinPts autres points à une distance ε ; un point frontière, qui possède moins de MinPts points à une distance ε mais se situe à ε d'au moins un point central ; ou un point de bruit, qui n'est ni un point central ni un point frontière. Les clusters sont formés en regroupant les points centraux dont les ε -voisinages se croisent, et les points frontières sont ajoutés au cluster de tout point central voisin ; si un point frontière est voisin de points centraux de plusieurs clusters, il est assigné aléatoirement à l'un d'eux (Hahsler and Piekenbrock, 2018 ; Saunders, 2018).

Le choix d'une valeur adéquate pour le paramètre ε est essentiel pour assurer l'efficacité de l'algorithme : une valeur trop petite peut entraîner une fragmentation excessive des clusters et un nombre élevé de points de bruit, tandis qu'une valeur trop grande peut fusionner des clusters distincts, conduisant à une représentation inexacte de la structure des données. La sensibilité de DBSCAN à ε souligne la nécessité d'une approche systématique pour sa sélection (Reddy, 2018), et l'estimation préliminaire de ces paramètres constitue un point de départ indispensable avant d'appliquer DBSCAN.

III.6.2.2. Méthode du Coude

Également connue sous le nom de la méthode du *graphe des k-distances*, cette technique est couramment utilisée et largement recommandée pour estimer une valeur appropriée pour le paramètre epsilon (ε) dans l'algorithme DBSCAN. Dans le domaine de l'hydrologie et de la climatologie, DBSCAN, avec epsilon déterminé par le graphe des k-distances pourrait être utilisé pour la régionalisation d'événements extrêmes tels que les précipitations. Cette méthode repose sur l'analyse des distances entre chaque point de données et ses k voisins les plus proches. Étant donné que le paramètre k dans le graphique de distance k-N est généralement lié au paramètre MinPts dans DBSCAN, souvent égal à la valeur de MinPts . Elle consiste à créer un graphique où les distances triées sont représentées dans l'ordre croissant. L'examen visuel du graphe des k-distances permet de localiser le point où la courbe se plie brusquement, ressemblant à un "coude". L'ordonnée (y) de ce point de coude représente la valeur de la distance recherchée ε (Sander et al., 1998 ; Shah, 2012 ; Ester et al., 2016 ; Ozkok et Celik, 2017 ; Ester, 2018).

III.6.2.3. Données Utilisées pour le Clustering DBSCAN

Le clustering de densité DBSCAN a été appliqué en prenant en compte le risque et la vulnérabilité comme dimensions d'analyse. Dans l'algorithme DBSCAN, la combinaison des paramètres Eps (ϵ) et MinPts détermine l'efficacité du regroupement en fonction de la densité. Une plage spécifique de valeurs pour ϵ et MinPts doit être sélectionnée afin d'ajuster ces paramètres de manière conjointe en fonction des caractéristiques de l'ensemble de données considéré (Li et al., 2023).

Les données utilisées doivent répondre à plusieurs critères fondamentaux. D'une part, la représentativité des séries de précipitations journalières maximales annuelles (PJMA) doit être assurée par leur caractérisation statistique, notamment à travers l'utilisation des L-moments (L-CV, L-skewness et L-kurtosis), qui permettent de résumer la variabilité, l'asymétrie et la concentration des distributions. D'autre part, la disposition spatiale des stations pluviométriques doit être caractérisée par l'intégration des coordonnées géographiques, qui servent également de base au calcul des distances (ϵ) entre les stations : la longitude (Long) et la latitude (Lat). En outre, étant donné l'étendue spatiale de la zone d'étude, il est pertinent d'introduire un indicateur climatique supplémentaire afin de mieux saisir la variabilité régionale. Cette approche est en accord avec plusieurs travaux antérieurs, notamment ceux d'Alila (1999), d'Onibon et al. (2004), de Yurekli (2005), de Pujol et al. (2007) et de Meddi & Toumi (2015), qui ont intégré des variables climatiques ou géographiques pour renforcer la pertinence de la régionalisation hydrologique.

III.6.2.4. Normalisation des données Z-score

Les variables utilisées pour la régionalisation étant mesurées dans des unités différentes, elles présentent des échelles de variation distinctes. Afin d'assurer une comparabilité optimale et d'éviter que certaines variables n'aient une influence disproportionnée, nous avons procédé à une standardisation par Z-score. Cette transformation centre les données sur une moyenne nulle et les réduit à une variance unitaire, garantissant ainsi une échelle uniforme entre les variables et évitant qu'une variable ne domine le calcul des distances utilisées par DBSCAN (Ahmed et al., 2024). La normalisation adoptée dans notre analyse est la suivante :

$$Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_i} \quad (\text{III.8})$$

Où Z_{ij} est la valeur normalisée de la $j^{\text{ème}}$ observation de la $i^{\text{ème}}$ valeur indépendante, x_{ij} est la valeur originale de la variable indépendante correspondante, \bar{X}_i et σ_i représentent respectivement la moyenne et l'écart type de la $i^{\text{ème}}$ variable indépendante.

III.6.2.5. Validation des régions homogènes

La validation du clustering, qui évalue la qualité des résultats, est depuis longtemps reconnue comme l'un des aspects essentiels au succès des applications de clustering (Xie et al., 1991 ; Zhou et al., 2009). Pour examiner le nombre optimal de clusters et la qualité des clusters formés, des indices de validité de cluster sont utilisés. Étant donné que différentes mesures de validation peuvent être appropriées pour différents algorithmes de clustering, il est nécessaire de fournir une étude ciblée des mesures de validation de cluster pour des algorithmes de clustering spécifiques (Rao et Srinivas, 2006 ; Goyal et Gupta, 2014). En l'absence d'informations externes, les mesures de validation internes sont cruciales pour évaluer la qualité d'une structure de clustering. Parmi les tests couramment utilisés, l'indice Silhouette, qui valide les résultats en se basant uniquement sur la différence par paires entre les distances intra- et inter-cluster de tous les points de données (Aggarwal et Reddy, 2014), ainsi que le test de Davies–Bouldin, qui analyse la séparation et la compacité entre les clusters et leur nombre en fonction de la quantité et de la proximité (Ashari et al., 2023).

III.6.2.6. Indice de Silhouette

L'indice de silhouette (S) évalue les performances du clustering en fonction de la différence de distances entre les clusters et au sein de ceux-ci. De plus, le nombre optimal de clusters est déterminé en maximisant la valeur de cet indice. Ceci est formulé en considérant les distances intra- et inter-clusters. Pour un point x_i donné, on calcule d'abord la moyenne des distances à tous les points du même cluster. Cette valeur est fixée à a_i . Ensuite, pour chaque cluster ne contenant pas x_i , on calcule la distance moyenne de x_i à tous les points de données de ce cluster. Cette valeur est fixée à b_i . À partir de ces deux valeurs, le coefficient de silhouette du point est estimé. La moyenne de toutes les silhouettes du jeu de données est appelée largeur moyenne de silhouette pour tous les points du jeu de données. Pour évaluer la qualité d'un clustering, on peut calculer le coefficient de silhouette moyen de tous les points (Rousseeuw, 1987 ; Aggarwal et Reddy, 2014).

$$S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{b_i - a_i}{\max(a_i, b_i)} \quad (\text{III.8})$$

III.6.2.7. Indice de Davies Bouldin

Introduit par Davies et Bouldin (1979), cet indice (DB) est calculé comme suit : pour chaque cluster C_i , les similarités entre C_i et tous les autres clusters sont calculées, et la valeur la plus élevée est attribuée à C_i comme sa similarité maximale. Ensuite, l'indice DB est obtenu en faisant la moyenne de toutes ces similarités. Plus l'indice est faible, meilleur est le résultat du

clustering. En minimisant cet indice, les clusters deviennent plus distincts les uns des autres et permettent ainsi d'obtenir une meilleure partition (Aggarwal et Reddy, 2014).

$$DBI = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \max_{j \neq i} \left(\frac{S_i + S_j}{d(c_i, c_j)} \right) \quad (\text{III.9})$$

Où :

- k : Nombre total de clusters.
- S_i : Dispersion intra-cluster pour le cluster i , généralement calculée comme la moyenne des distances entre chaque point du cluster et son centre.
- S_j : Dispersion intra-cluster pour le cluster j .
- $d(c_i, c_j)$: Distance entre les centres des clusters i et j .
- $\max_{j \neq i}$: Représente le maximum parmi tous les clusters j différents de i .

III.6.3. Évaluation de la discordance et de l'homogénéité

III.6.3.1. Mesure de discordance (D_i)

Après constitution des régions, il convient non seulement d'évaluer leur homogénéité mais aussi de détecter les stations qui pourraient ne pas appartenir à la même population statistique. La mesure de discordance, D_i , permet d'identifier les stations dont les L-moments échantillon s'écartent significativement du groupe régional (Hosking et Wallis, 1993). Définit à partir du vecteur des ratios de L-moments en chaque site :

$$u_i = \begin{bmatrix} t_2^i \\ t_3^i \\ t_4^i \end{bmatrix} \quad (\text{III.10})$$

Où t_2 , t_3 et t_4 sont respectivement le L-CV, la L-skewness et la L-kurtosis.

On calcule d'abord la moyenne régionale de groupe et la covariance d'échantillon de ces vecteurs :

$$\bar{u} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_i \quad (\text{III.11})$$

$$S = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (\text{III.12})$$

La mesure de discordance pour la station i s'écrit :

$$D_i = \frac{(u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u})}{3} \quad (\text{III.13})$$

Le facteur $1/3$ normalise la distance de Mahalanobis en fonction de la dimension du vecteur u_i (trois ratios de L-moments).

Selon Hosking et Wallis (1993), une station est considérée comme discordante si $D_i \geq 3,00$, et doit être examinée pour détecter d'éventuelles erreurs de données ou réaffectation de la station à autre région.

III.6.3.2. Test d'homogénéité régionale de Hosking et Wallis

Pour identifier des régions homogènes, il est essentiel de vérifier si une région proposée peut être considérée comme suffisamment homogène. Cela se fait en calculant des statistiques de synthèse des données sur site et en comparant la variabilité entre sites de ces statistiques à celle attendue sous l'hypothèse d'homogénéité régionale. Hosking et Wallis (1993) ont introduit une mesure d'hétérogénéité, notée H , qui effectue cette évaluation à partir des L-moments de l'échantillons.

Lorsque la dispersion entre sites est importante, cela peut indiquer que les sites n'appartiennent pas à une même population. Cette hypothèse se teste alors à l'aide des tests d'hétérogénéité basés sur les L-moments (Adamowski, 2000). L'homogénéité régionale est ensuite évaluée à l'aide des indices H_1 , H_2 et H_3 basées respectivement sur les ratios de L-moments : L-CV (t_2), L-skewness (t_3) et L-kurtosis (t_4) (Viglione et al., 2007 ; Ahmed et al., 2024).

Les statistiques V_1 , V_2 et V_3 correspondantes, qui mesurent la variabilité inter-sites des L-moments, sont définies par :

$$\begin{aligned} V_1 &= \sum_{i=1}^N n_i [(t_2^i - t_2^R)^2 / \sum_{i=1}^N n_i]^{1/2} \\ V_2 &= \sum_{i=1}^N n_i [(t_2^i - t_2^R)^2 + (t_3^i - t_3^R)^2]^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \\ V_3 &= \sum_{i=1}^N n_i [(t_3^i - t_3^R)^2 + (t_4^i - t_4^R)^2]^{1/2} / \sum_{i=1}^N n_i \end{aligned} \quad (\text{III.14})$$

Avec :

- N : nombre de stations dans la région,
- n_i : longueur du record à la station i ,
- t_2^i, t_3^i, t_4^i : L-CV, L-skewness et L-kurtosis échantillonnaux à la station i ,
- t_2^R, t_3^R, t_4^R : moyennes régionales correspondantes de ces L-moments.

Les indices d'hétérogénéité sont ensuite calculés par standardisation de ces mesures de dispersion :

$$H_j = \frac{V_j - \mu_{V_j}}{\sigma_{V_j}} \quad (\text{III.15})$$

Où μV_j et σV_j sont des paramètres empiriques fixés a priori, comme cela est fait dans certaines adaptations pratiques de la méthode (Viglione et al., 2007 ; Ahmed et al., 2024)

L'interprétation de H est la suivante :

- $H < 1$: la région est considérée comme acceptablement homogène,
- $1 \leq H < 2$: la région est potentiellement hétérogène,
- $H \geq 2$: la région est clairement hétérogène.

Toutefois, Hosking et Wallis (1993) ont montré que H_2 et H_3 manquaient de puissance discriminante par rapport à H_1 , basé sur la L-CV. Par conséquent, H_1 est recommandé comme indicateur principal d'homogénéité régionale (Farsadnia et al., 2014).

III.7. Estimation et cartographie des quantiles

Après avoir choisi, pour chaque série de PJMA, la loi d'ajustement la plus appropriée, les quantiles (c'est-à-dire les valeurs correspondant à des probabilités données) sont calculés à partir de la distribution ajustée. L'estimation et l'interprétation des modèles de valeurs extrêmes en termes de quantiles ou de niveaux de retour sont souvent plus pertinentes que l'examen isolé des paramètres (Gumbel 1941 ; Hosking et Wallis 1987 ; Hamed et Rao 2019 ; Coles 2001 ; Katz et al. 2002).

Pour caractériser le comportement de la queue supérieure d'une loi F commune à une série de variables aléatoires indépendantes x_1, x_2, \dots, x_n , le quantile p de la distribution maximale annuelle se calcule par la formule suivante (III.15):

$$q_p = \mu + \sigma \left[\{-\log(1 - p)\}^{-\xi} - 1 \right] / \xi \quad (\text{III.15})$$

Où μ , $\sigma (> 0)$ et ξ sont les paramètres liés au comportement de la queue de F . En ingénierie, cette formule sert fréquemment à déterminer le niveau de retour associé à une période de retour de $\{-\log(1 - p)\}^{-1}$ années (Coles et Tawn 1996).

Les valeurs du maximum journalier de précipitation (PJMA) calculées pour chaque période de retour ont ensuite été réparties spatialement sur l'ensemble de la zone d'étude à l'aide de la méthode d'Interpolation par pondération inverse de la distance (IDW), couramment employée pour l'interpolation spatiale. Dirks et al. (1998) ont comparé l'IDW à d'autres méthodes et ont montré que son erreur d'estimation était plus faible (Ly et al. 2011). Ils recommandent l'IDW pour les réseaux de mesures à forte densité spatiale. De plus, cette méthode donne de bons résultats lorsque les données présentent une corrélation spatiale et des tendances régulières,

comme l'ont démontré Szolgay et al. (2009), Rahman et al. (2013) et Yang et al. (2015) pour l'estimation des précipitations sur des sites non jaugés.

III.8. Choix et distribution des données

Selon l'Agence nationale des ressources hydriques (ANRH), l'Algérie compte 17 grands bassins versants surveillés par un réseau de stations réparties sur tout le territoire national pour l'observation et la collecte des données hydrométéorologiques (ANRH, 2005). Les données des PJMA sélectionnées ont été obtenues à partir des archives de l'ANRH. La période d'étude retenue (1970-2014) correspond à une série cohérente pour la plupart des stations de précipitations et est suffisamment longue pour un traitement statistique. La description des stations pluviométriques par bassin versant est fournie dans le tableau III.2. La répartition des stations (Fig. III.2) est relativement uniforme et couvre l'ensemble de la zone d'étude, avec au moins deux stations par sous-bassin, à l'exception de quelques endroits isolés.

La répartition des stations pluviométriques sur la zone d'étude montre une densité élevée dans la partie côtière, notamment au niveau des bassins versants des Côtiers Algérois et des Côtiers Constantinois, ainsi que dans les parties côtières des bassins exoréiques Kebir Rhumel, Seybouse et Soummam. Cette concentration devient moins importante dans les bassins de l'intérieur, où la densité démographique diminue, en raison de l'activité réduite de la population, du potentiel agricole limité et de l'accessibilité moins favorable par rapport au littoral. Ces régions côtières présentent également un intérêt historique, les plaines ayant été parmi les premières zones mises en valeur. En effet, les zones où le relief est plus accidenté, comme les montagnes et les Hauts Plateaux, présentent une couverture pluviométrique plus faible.

Afin de faciliter le traitement et l'interprétation des résultats relatifs aux 180 séries de PJMA, un code Si a été attribué à chaque station pluviométrique. La numérotation a été réalisée par sous bassin, en suivant un ordre croissant basé d'abord sur le code du bassin versant, allant du plus faible (02 pour le bassin versant des Côtiers Algérois) jusqu'au plus élevé (15 pour le bassin versant de la Soummam). À l'intérieur de chaque bassin, les stations ont été numérotées de manière séquentielle selon l'ordre des sous-bassins qu'ils contiennent. Cette méthode permet d'assurer une organisation cohérente des données spatiales et facilite leur exploitation statistique ultérieure.

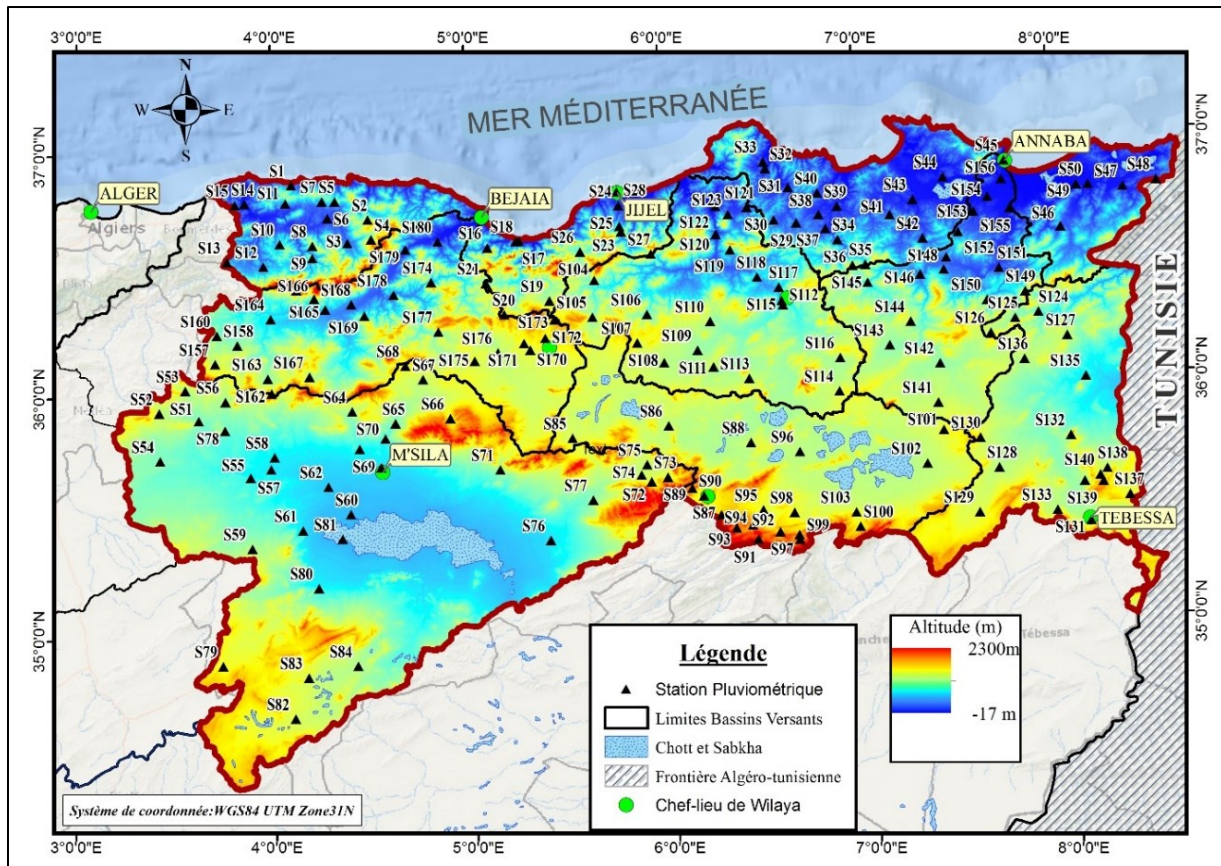


Fig. III.2. Répartition des stations pluviométriques sélectionnés sur le nord-est Algérien

Tableau III.2. Numérotation des stations pluviométriques par bassin versant

Bassin versant	Code	Superficie (km ²)	Nombre de sous-bassins	Nombre des stations	Numérotation des Stations
Côtières Algérois de l'Est	02	3 950	09	15	S1-S15
Côtières Constantinois	03	11 451	18	35	S16-S51
Chott El Hoddna	05	25 843	24	34	S52-S85
Constantine High Plateaus	07	9 578	07	19	S86-S104
Kebir Rhumel	10	8 815	07	20	S105-S124
Medjerdah	12	7 870	05	17	S125-S141
Seybouse	14	6 745	06	16	S142-S156
Soummam	15	9 125	10	24	S157-S180
Total		83 377	86	180	S1-S180

III.9. Conclusion

L'application rigoureuse de l'analyse fréquentielle régionale des PJMA repose sur la vérification préalable de plusieurs hypothèses fondamentales, à savoir : l'indépendance, la stationnarité et l'homogénéité des séries. Ce n'est qu'après cette étape que l'ajustement des données peut être effectué à l'aide des modèles statistiques les plus couramment utilisés dans la région, notamment : GEV, Gumbel, Log-Normale à deux et trois paramètres, ainsi que Pearson type III. Les tests d'ajustement χ^2 , Kolmogorov-Smirnov et Anderson-Darling, complétés par les critères d'information AIC et BIC, ont permis de confirmer la pertinence des distributions retenues.

Pour la régionalisation des PJMA à l'aide des L-moments, l'algorithme DBSCAN a été employé afin de regrouper les stations en régions homogènes. Ces regroupements ont été validés par les indices de Silhouette et de Davies-Bouldin, ainsi que par les tests classiques d'homogénéité et de discordance régionale.

Chapitre IV

Chapitre IV

Résultats et Discussion

IV.1. Introduction

L'étude des PJMA en termes d'occurrence, de distribution et de variation spatio-temporelle reste un défi majeur en hydrologie en raison de son caractère imprévisible. L'un des enjeux fondamentaux réside dans l'estimation des probabilités futures d'occurrence d'événements extrêmes à partir des enregistrements historiques. L'approche fréquentielle des PJMA, fondé sur des distributions de probabilité, offre un outil précieux pour optimiser la gouvernance des ressources hydriques, en fournissant des projections robustes adaptées à différents horizons temporels (Rizwan et al., 2023). Pour les régions non jaugées ou mal jaugées, l'analyse fréquentielle régionale (AFR) est largement employée. Elle repose sur la détermination de régions homogènes, qui est une étape essentielle permettant le transfert des caractéristiques statistiques des PJMA depuis les bassins jaugés vers d'autres non jaugés, selon le principe de l'homogénéité régionale (Ahmed et al., 2024 ; Aziz et al., 2017 ; Basu et Srinivas, 2016, Zalnezhad et al., 2022).

Dans cette étude, l'AFR est appliquée aux données historiques pour estimer l'occurrence des PJMA à différentes périodes de retour, afin d'évaluer la probabilité d'apparition des PJMA ainsi que leur régionalisation.

IV.2. Analyse statistique des données

L'analyse statistique des PJMA observées sur le réseau de 180 stations entre 1970 et 2014 fait l'objet d'une représentation visuelle dans les figures 3 et 4. La valeur maximale des PJMA, pour chaque série, varie généralement entre 60 et 150 mm. Pour la région à climat aride, notamment dans le sud du bassin versant de Chott El Hoddna, les PJMA étaient particulièrement très faibles, comprises entre 25 et 55 mm. En revanche, dans les régions à fortes précipitations, comme le bassin versant côtier Constantinois, les PJMA dépassent fréquemment 150 mm et peuvent même excéder 200 mm. De plus, les valeurs minimales des PJMA dans les régions à climat humide restent systématiquement supérieures à celles observées dans les zones à climat semi-aride ou aride.

Les valeurs moyennes des PJMA permettent d'appréhender la variation des PJMA entre les différentes stations (Fig. IV.1). Les bassins versants côtiers : Côtier Constantinois, la partie Est

du Côtier Algérois et la partie côtière des autres bassins versants exoréiques : Soummam (S179-S180), Kebir Rhumel (S119-S123) et Seybouse (S152-S156) présentent systématiquement des PJMA moyens plus élevés (50–100 mm) que les bassins versants intérieurs, comme : Chott El Hoddna, Hauts Plateaux Constantinois et Medjerdah, où les PJMA moyennes sont inférieures à 50 mm.

La variabilité des PJMA montre un net déclin dans les régions arides du sud : bassin versant du Chott El Hoddna (Fig. IV.1). Cette diminution de la variabilité statistique résulte de la diminution des PJMA, conduisant à une distribution plus resserrée autour des valeurs moyennes. Les valeurs de l'écart type varient considérablement d'une station à l'autre en raison des conditions météorologiques distinctes entre les bassins versants.

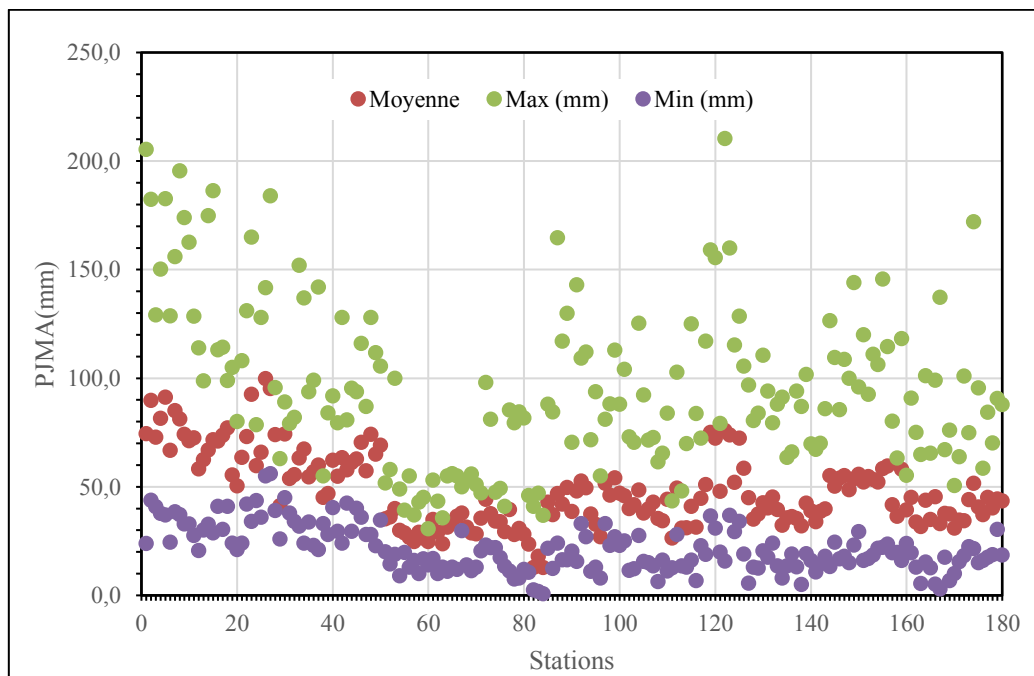


Fig. IV.1. Valeurs moyennes, maximales et minimales des PJMA (1970-2014)

Le coefficient d'asymétrie pour la plupart des séries des PJMA (90%) était positif, ce qui signifie que la distribution s'étendait vers la droite pour ces séries (Fig. IV.2). Les valeurs élevées du coefficient de variation oscillant entre 1 et 2 confirmaient la grande variation des précipitations journalières maximales annuelles (Fig. IV.2).

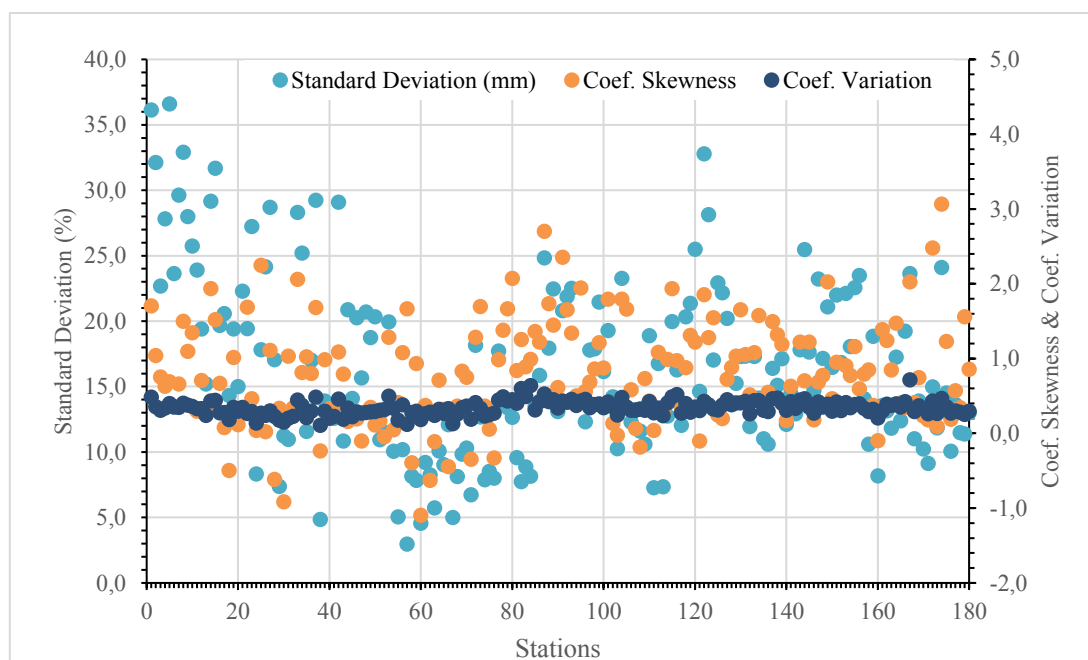


Fig. IV.2. Écart type, coefficient d'asymétrie et coefficient de variation des PJMA (1970-2014)

IV.3. Indépendance, Stationnarité et Homogénéité

L'évaluation des propriétés statistiques fondamentales des séries de PJMA, à savoir : l'indépendance, stationnarité et l'homogénéité pour différents seuils de probabilité (P), fait l'objet du tableau IV.1. Les résultats indiquent que la majorité des séries (84,44 %) étaient indépendantes, 83,33 % étaient stationnaires et 87,22 % étaient homogènes au niveau de signification de 5 %. Les séries des PJMA restantes ont été confirmées comme indépendantes, stationnaires et homogènes au seuil de 1 %.

Ces résultats indiquent que la grande majorité des séries des PJMA respectent les conditions requises pour l'analyse fréquentielle, garantissant ainsi la fiabilité et la précision des calculs ultérieurs.

Tableau IV.1. Résultats de l'analyse de l'indépendance, de la stationnarité et de l'homogénéité

Tests	Indépendance		Stationnarité		Homogénéité	
	No.	(%)	No.	(%)	No.	(%)
P > 5	152	84.44	150	83.33	157	87.22
1 < P < 5	23	12.78	22	12.22	16	8.89
P < 1	5	2.78	8	4.44	7	3.89

IV.4. Analyse Fréquentielle

IV.4.1. Résultats d'ajustement : χ^2 , de D et de A²

L'identification des distributions optimales a reposé sur plusieurs tests statistiques d'adéquation pour mesurer la qualité d'ajustement avec les séries de PJMA (Annexe 05). L'analyse

comparative des statistiques des tests du χ^2 , de Kolmogorov–Smirnov (KS) et d’Anderson–Darling (AD), au seuil de signification $\alpha = 5 \%$, indique que les lois GM et P3 présentent des p-values faibles, traduisant un mauvais ajustement aux données observées et conduisant au rejet de l’hypothèse nulle. En revanche, les lois LN2 et LN3 tendent à surestimer les quantiles des PJMA, en particulier pour les périodes de retour élevées, comme l’indiquent les écarts observés lors de l’évaluation graphique et des tests d’ajustement. Cette analyse rigoureuse permet ainsi d’identifier la loi de probabilité offrant la meilleure représentation statistique des PJMA pour l’analyse fréquentielle.

La distribution GEV s’est révélée optimale pour 95 % des séries analysées. De plus, l’évaluation graphique a confirmé un ajustement avec la distribution GEV pour toutes les séries de PJMA, comme l’illustre l’ajustement pour les stations échantillons suivantes : Bouati Mahmoud (S42), Draa El Hadjar (S54), Baiou (S93) et Gastel (S138) (Fig. IV.3).

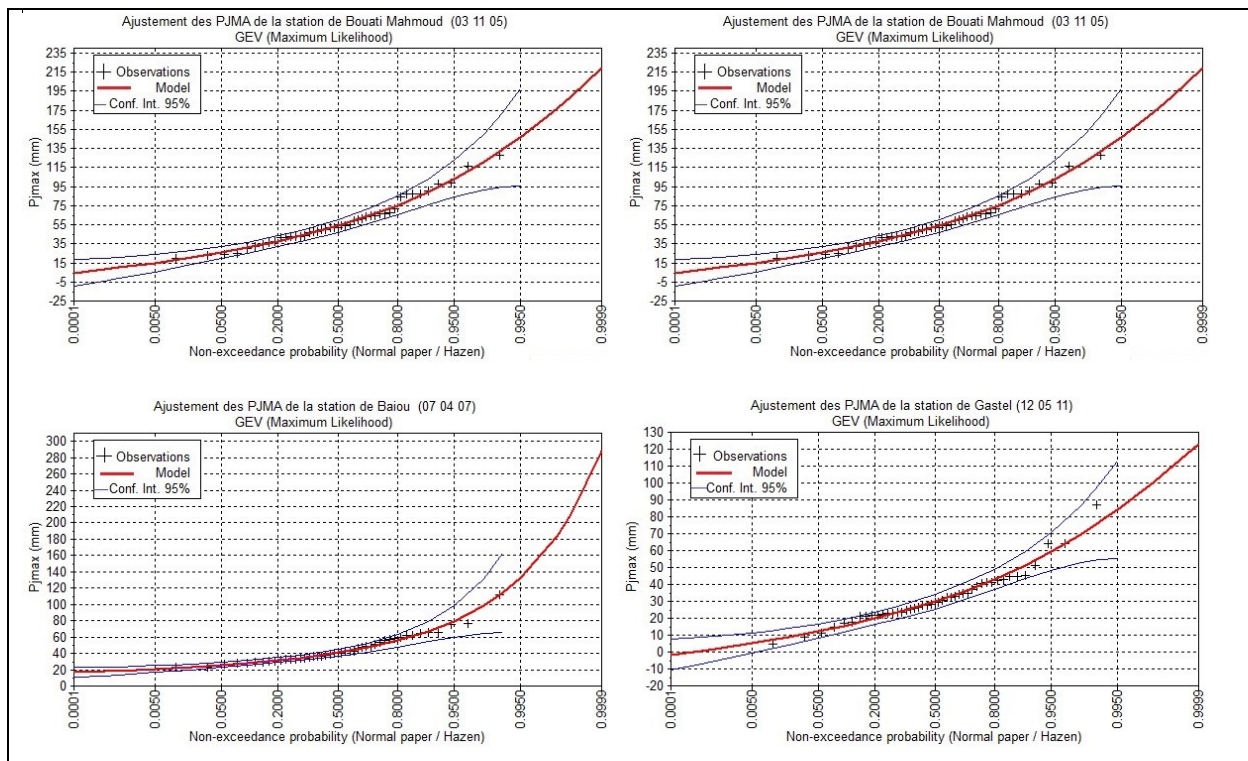


Fig. IV.3. Comparaison graphique des ajustements des séries de PJMA entre 1970 et 2014 avec la loi GEV pour les stations Bouati Mahmoud (S42), Draa El Hadjar (S54), Baiou (S93) et Gastel (S138).

Selon le graphique de la Fig. IV.3, la distribution GEV présente un bon ajustement, ce qui confirme les résultats des tests d’ajustement. Pour la station de Bouati Mahmoud (S42), les résultats du χ^2 , de D et de A^2 ont donné respectivement 1,2, 0,071 et 0,071, avec des probabilités associées de 0,95, 0,96 et 0,27. Pour la station de Gastel (S138), ces valeurs atteignent 2,0,

0,077 et 0,16, correspondant à des probabilités de 0,86, 0,94 et 0,092. L'ensemble des résultats statistiques pour toutes les séries de PJMA est disponible dans l'annexe 05.

Le tableau IV.2 présente les valeurs des critères d'information AIC et BIC obtenues pour l'ensemble des distributions testées sur les lois de distributions des stations sélectionnées. Afin de faciliter la discussion et la comparaison, les stations présentant des valeurs identiques de χ^2 pour deux ou trois fonctions de distribution ont été sélectionnées et présentées dans le tableau (Tableau IV.2). L'application des critères d'adéquation AIC et BIC à l'ensemble des séries confirme les conclusions tirées préalablement avec les test d'ajustement et l'évaluation graphique.

Le tableau IV.2 recense une station représentative de chaque bassin versant avec une valeur de χ^2 identique pour deux fonctions de distribution ou plus. La distribution GEV a montré une nette dominance par rapport aux autres distributions en raison de ses performances optimales selon les critères d'ajustement. Par exemple, la station de Boghni (S12) avait deux fonctions de distribution avec un χ^2 identique (2,8) pour deux lois de probabilités ; les critères AIC et BIC les plus bas, atteignant respectivement 401,9 et 396,4, ont été obtenus pour la distribution GEV. De même, pour la station d'Ouenza (S135), trois distributions avaient la même valeur de χ^2 (7,6), et les valeurs les plus faibles de AIC et BIC étaient respectivement de 452,6 et 347,2 enregistrées pour la distribution GEV.

Tableau IV.2. Critères AIC et BIC pour la classification des ajustements des fonctions

Code	Nom	χ^2	Loi	BIC	AIC
S12	Boghni	2.8	GEV	401.9	396.4
			LN3	401.9	396.5
S27	Col de Fedoules	9.6	GEV	438.7	435.5
			GM	441.9	436.5
S83	Ain Melh	6.8	GEV	324.8	321.2
			GM	328.5	323.1
			LN3	328.5	323.1
S85	Ain Azel	5.6	GEV	360.5	355.1
			LN3	360.9	355.5
S110	Boumalek M.C.	2.4	GEV	352.6	347.2
			LN3	352.7	347.2
			P3	352.7	347.2
S135	Ouenza	7.6	GEV	352.6	347.2
			LN3	352.7	347.2
			P3	352.7	347.3
S152	Nechmeya	5.6	GEV	391.5	386.1
			LN3	391.6	386.2
			P3	391.6	386.2
S177	Zemmorah	0.4	GEV	370.9	365.4
			LN3	370.9	365.5

IV.5. Estimation et cartographie des quantiles

Après avoir appliqué divers tests d'ajustement pour déterminer la meilleure fonction de distribution pour chaque série de données, les quantiles des PJMA ont été calculés et cartographiés à l'aide des distributions sélectionnées, notamment GEV, GM, LN2, LN3 et P3. Les variations spatiales des quantiles de PJMA ont révélé des schémas cohérents pour différentes périodes de retour, comme le montre la Fig. IV.4. La région septentrionale de la zone d'étude, en particulier la frange côtière le long de la mer Méditerranée, présentait des valeurs de quantiles plus élevées par rapport aux autres régions.

Parmi les stations qui se distinguent, Erraguene (S26) présentait les quantiles les plus élevées. Pour des périodes de retour de 5, 10, 20 et 50 ans, les valeurs des quantiles s'élevaient respectivement de 136 mm, 159 mm, 181 mm et 209 mm. Toutefois, pour des périodes de retour plus longues de 100 et 1000 ans, la station de Beni Aziz (S104) a enregistré les quantiles les plus élevés, mesurant respectivement 274 mm et 1094 mm.

Notamment, la région des hauts plateaux représente une zone intermédiaire où les quantiles évoluent progressivement, passant des valeurs élevées associées au climat humide du nord aux valeurs plus faibles caractéristiques du climat aride du sud. Les quantiles variaient selon les stations et les périodes de retour comme suit : la station de Bordj Bouarreridj (S67) a enregistré 42 mm pour une période de retour de 5 ans, la station de Timgad (S95) a atteint 50 mm pour 10 ans, Ain Azal (S85) a affiché 67 mm pour la période de retour de 20 ans, Tébessa (S131) a enregistré 85 mm pour 50 ans et Constantine (S112) a obtenu 118 mm et 174 mm pour des périodes de retour de 100 et 1000 ans, respectivement. En se dirigeant vers le sud, plus précisément dans l'extrême sud-ouest du bassin versant du Chott El Hoddna, les quantiles ont suivi le schéma climatique et ont diminué d'une manière constante pour toutes les périodes de retour. Les quantiles les plus bas ont été estimés pour les stations d'Oued Chair (S84) et d'Ain Rich (S82), situées à l'extrême sud du bassin versant d'El Hoddna, avec des valeurs allant de 18 mm pour une période de retour de 5 ans à 54 mm pour une période de retour de 1000 ans.

L'analyse de la répartition spatiale et temporelle des quantiles a révélé une hétérogénéité considérable, et cette complexité devrait s'intensifier en raison de l'interaction entre l'ampleur accrue des PJMA, qui sont l'origine des inondations, et les contraintes croissantes sur les ressources hydriques, exacerbées par les effets du changement climatique, notamment les modifications des régimes pluviométriques, la disponibilité des eaux de surface et souterraines, ainsi que les taux de recharge des aquifères.

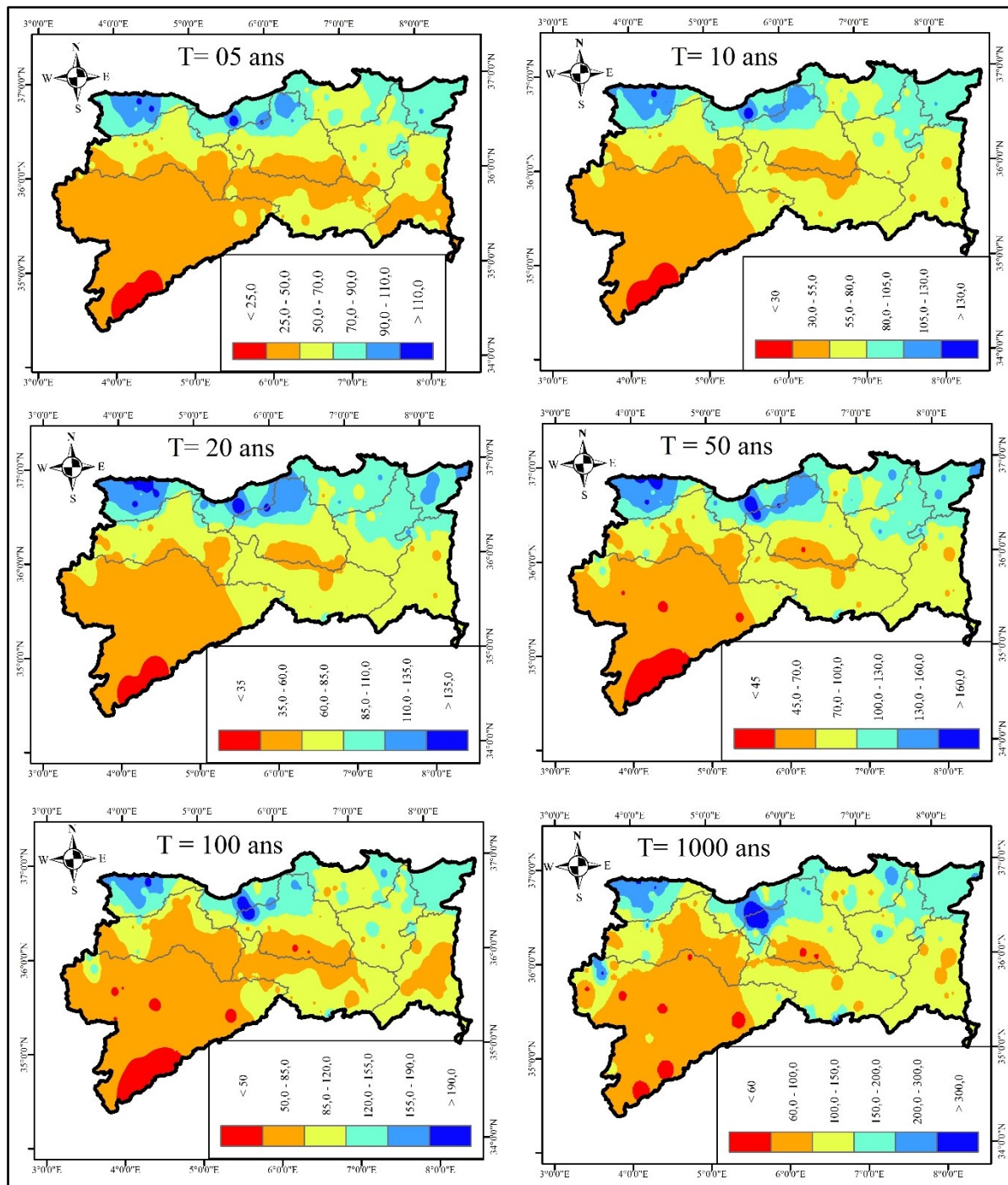


Fig. IV.4. Cartographie des quantiles des PJMA pour toutes les périodes de retour (T = 5, 10, 20, 50, 100 et 1000 ans) dans le Nord-Est algérien.

IV.6. La Régionalisation

IV.6.1. Diagrammes L-moment

Le diagramme Lskw en fonction de Lcv (Fig. IV.5) permet de visualiser la relation entre la variabilité et l'asymétrie des PJMA entre différents sites au sein d'une région. Ce diagramme permet de regrouper les PJMA présentant un comportement similaire, indiquant une

homogénéité au sein d'un même groupe en termes de dispersion (Lcv) et d'asymétrie (Lskw) (Stedinger et al., 1993 ; Rahman et al., 2022).

Certaines stations apparaissent comme clairement aberrantes dans le diagramme L-moments et ne semblent appartenir à aucun cluster principal. C'est le cas notamment de la station Meida (S58), caractérisée par des valeurs extrêmement faibles de L-CV et de L-skew. Cette anomalie peut être attribuée à plusieurs facteurs : erreurs de mesure, durée d'observation courte, ou une localisation dans une zone géographique où les précipitations sont particulièrement régulières (par exemple, en raison d'un facteur local atténuant les variations ou d'un environnement urbain modifiant le régime pluviométrique).

La deuxième catégorie de stations aberrantes est caractérisée par des valeurs extrêmement fortes de L-CV et de L-skew, comme observé pour les stations de Chellalat Adaoura (S52), Toufana (S99) et Beni Aziz (S105). Ceci pourrait indiquer des événements pluviométriques rares mais intenses. Cette variabilité extrême, potentiellement liée à des effets orographiques locaux amplifiant l'intensité des précipitations, est observée dans des zones arides ou montagneuses soumises à des épisodes pluvieux irréguliers.

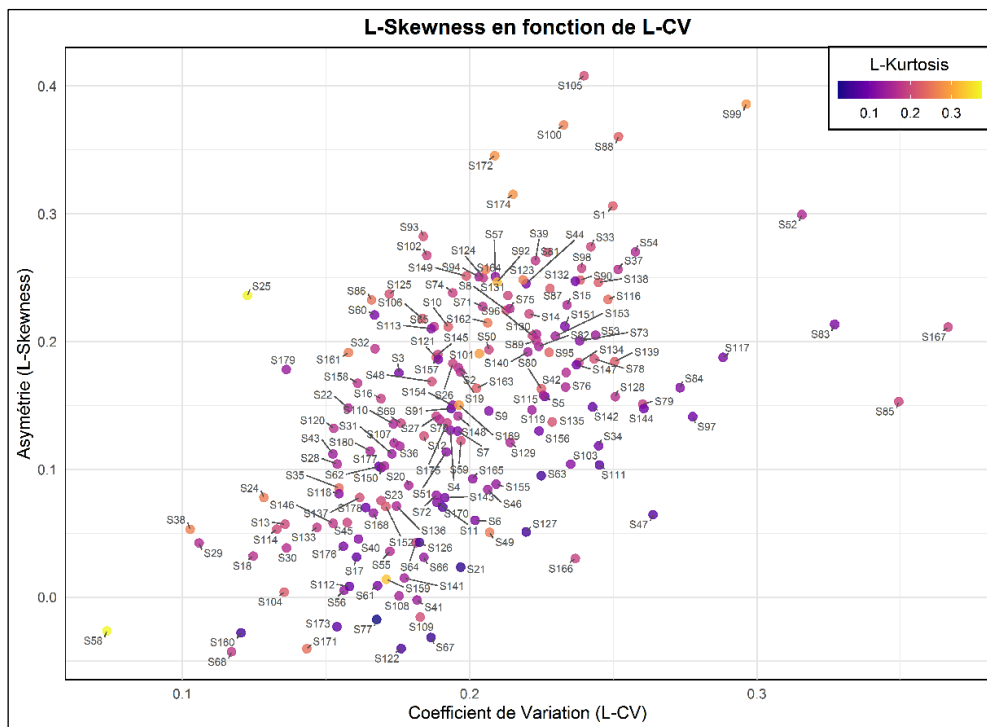


Fig. IV.5. Diagramme L-Skew vs L-CV des stations pluviométriques (n = 180)

La troisième catégorie est un regroupement de stations avec des valeurs moyennes de L-CV et de L-skew, variant autour de 1.5 et 2.5, qui pourraient former une région où les PJMA sont modérément variables et asymétriques, ce qui suggère une homogénéité statistique en termes

de comportement. Ces valeurs représentent une variabilité et une asymétrie typiques pour la région étudiée. Ces stations sont plus susceptibles de partager une distribution de probabilité régionale commune pour la modélisation des événements extrêmes. Les regroupements de stations avec des valeurs modérées de L-CV et de L-skew représentent probablement des zones où les contrôles climatologiques sur les précipitations extrêmes sont similaires, ce qui permet le développement de modèles régionaux robustes. La Figure IV.5 illustre l'évolution du L-CV par rapport au L-Skew des PJMA dans le nord-est de l'Algérie.

IV.6.2. Identification des régions homogènes

IV.6.2.1. Analyse des clusters

L'application de l'algorithme DBSCAN pour la régionalisation exige une sélection rigoureuse des données afin de garantir des résultats fiables. Le nombre de paramètres influençant les résultats de l'analyse est un facteur clé pour assurer la bonne délimitation des régions homogènes. Les données utilisées dans cette étude sont : les L-moments (L-CV, L-Skew, L-Kurt) des stations, représentant les caractéristiques statistiques des PJMA, les coordonnées géographiques : longitude (Long) et latitude (Lat), représentant la position géographique, et la précipitation moyenne interannuelle de chaque station pour la même période d'observation des PJMA (1970-2014).

L'utilisation de la méthode du Z-score pour normaliser les variables utilisées dans la régionalisation avec l'algorithme DBSCAN permet d'équilibrer les échelles des variables avec des unités et des échelles différentes afin qu'elles aient un poids égal dans l'analyse. Cependant, cette méthode ne diminue pas l'influence des valeurs aberrantes, car le Z-score repose sur la moyenne et l'écart-type, qui sont sensibles aux extrêmes.

IV.6.2.2. Méthode du graphe des k-distances (Méthode du Coude)

L'objectif de cette méthode est de déterminer une valeur optimale d'épsilon (ϵ) pour l'algorithme DBSCAN, qui définit le rayon maximal pour regrouper des points en clusters. D'après le graphe (Fig. IV.6) de la méthode du coude de la distance au 7^{ème} voisin le plus proche ($k = \text{MinPts} = 7$) en fonction des points triés par ordre croissant de distance, la valeur optimale de ϵ est de 2.28.

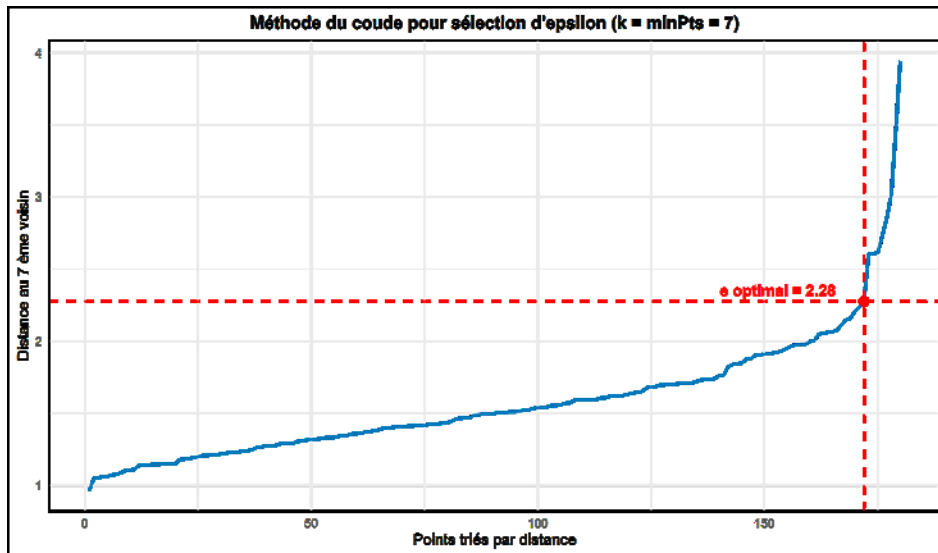


Fig. IV.6. Estimation de ϵ optimal pour DBSCAN par la méthode du coude

IV.6.3. Résultats du clustering DBSCAN

L'application du DBSCAN avec la valeur optimale de ϵ (2.28) déterminée par la méthode du coude a donné un seul cluster avec 176 stations et 4 stations aberrantes (bruit). Ce résultat implique que les PJMA sur la totalité du nord-est Algérien forment une seule région homogène, alors qu'une forte hétérogénéité est observée entre la zone côtière du nord, où les précipitations sont rares et de faible intensité. En revanche, cette variabilité est moins importante entre la partie est et la partie ouest de la région d'étude, comme le montrent les résultats de cartographie des quantiles des PJMA (Benaini et al., 2023). Cette situation se produit lorsque la valeur de ϵ (2.28) choisie dépasse la distance maximale entre des points éloignés et appartenant à des clusters distincts, forçant l'algorithme à regrouper toutes les données dans un même cluster, réduisant ainsi le nombre de points de bruit. Or, une valeur de ϵ plus petite implique que les points doivent être très proches les uns des autres pour former un cluster, ce qui génère de nombreux clusters plus serrés et plus compacts, tandis que certains points peuvent ne pas avoir suffisamment de voisins pour former un cluster, ce qui entraîne un grand nombre de points isolés (bruit). C'est pourquoi nous proposons de chercher une autre valeur optimale de ϵ pour obtenir des résultats pertinents pour la région d'étude, permettant d'assurer un équilibre entre les clusters définis et la réduction du nombre des points aberrants.

IV.6.3.1. Optimisation de la valeur d'epsilon

Pour comprendre la densité du réseau de stations pluviométriques dans chaque région, nous avons appliqué DBSCAN pour plusieurs valeurs d'epsilon (ϵ), avec un nombre minimal de

points (minPts) fixé à 7, afin d'éviter que de longues chaînes de points peu denses ne soient incluses entre les régions connectées. Les résultats sont présentés dans le tableau IV.3.

Tableau IV.3. Résultats du clustering DBSCAN (MinPts=7) avec variation de ϵ

	eps	0.9	0.95	1	1.05	1.1	1.15	1.2	1.25	1.3	1.35	1.4	1.45	1.5
Clusters	0	180	170	169	138	118	96	83	73	69	59	48	38	24
	1	0	10	11	18	7	7	8	8	9	9	132	142	156
	2	0	0	0	11	23	52	63	99	102	112	0	0	0
	3	0	0	0	6	16	25	26	0	0	0	0	0	0

D'après les clusters formés pour chaque valeur de ϵ , on remarque que pour les faibles valeurs de ϵ , il y a un nombre important de stations aberrantes; pour $\epsilon=0.9$, aucun cluster n'est formé, toutes les 180 stations sont considérées comme aberrantes. Puis un cluster se forme à $\epsilon=0.95$, et le deuxième cluster apparaît pour $1.05 \leq \epsilon \leq 1.35$ tandis que le troisième cluster existe pour $1.05 \leq \epsilon \leq 1.2$. L'augmentation de la valeur de ϵ entraîne une réduction des stations aberrantes. Lorsque $\epsilon \geq 1.4$, il ne reste plus qu'un seul cluster principal, et le nombre des stations aberrantes diminue pour atteindre 48 stations et continue de diminuer avec l'augmentation de ϵ .

Donc, la valeur ϵ qui donne des clusters pertinents pour la région d'étude et avec le minimum de stations aberrantes est 1.2; cette distribution correspond relativement à la distribution des quantiles des PJMA.

IV.6.4. Évaluation de la Qualité des Clusters : Indices de Silhouette et Davies-Bouldin

Pour l'évaluation et la validation de la qualité de la partition interne des régions homogènes formés par l'algorithme DBSCAN, les indices de Silhouette et de Davies-Bouldin mesurent la compacité des clusters et leur séparation successivement, pour la valeur de $\epsilon=1.2$ qui assure un certain équilibre entre les régions homogènes, les stations aberrantes de point de vu pertinence hydrologique (signification des clusters).

Pour évaluer et confirmer la robustesse des regroupements homogènes établis par l'algorithme DBSCAN, les indices de Silhouette et de Davies-Bouldin mesurent la compacité des clusters et leur séparation (Fig. IV.7). Ces indices sont particulièrement évalués pour la valeur de $\epsilon=1.2$, qui assure un certain équilibre entre les régions homogènes et les stations aberrantes, en tenant compte de leur cohérence hydrologique (signification des clusters).

Les résultats du test des scores de silhouette pour chaque station dans les trois clusters identifiés (Fig. IV.7) ne présentent pas de très bons résultats mais sont acceptables. La valeur moyenne de 0.27, pour la première région homogène (Cluster 01), présente une structure raisonnable mais faible avec une large distribution des scores et quelques stations qui ont des scores plus bas, proches de 0 ou négatifs ; ce qui signifie que certains points de ce cluster sont proches de

la limite avec d'autres clusters ou là où leurs caractéristiques se rapprochent de celles d'autres groupes. Tandis que la deuxième région homogène (Cluster 02) présente la plus faible valeur moyenne du score de Silhouette (0.21), ce qui indique qu'il est le moins bien défini ; il montre un nombre important de faibles valeurs proches de 0, comparativement aux autres clusters. Cela signifie qu'il y a des stations très proches de la limite d'un autre cluster ou probablement mal classées. Le risque de chevauchement avec d'autres clusters est également élevé pour ce groupe. Le Cluster 03 affiche la moyenne la plus élevée du score de silhouette (0.40), avec des valeurs majoritairement > 0.25 et concentrées vers des valeurs positives. Ainsi, les points de ce cluster sont en moyenne nettement plus distincts des autres clusters et mieux attribués à ce cluster.

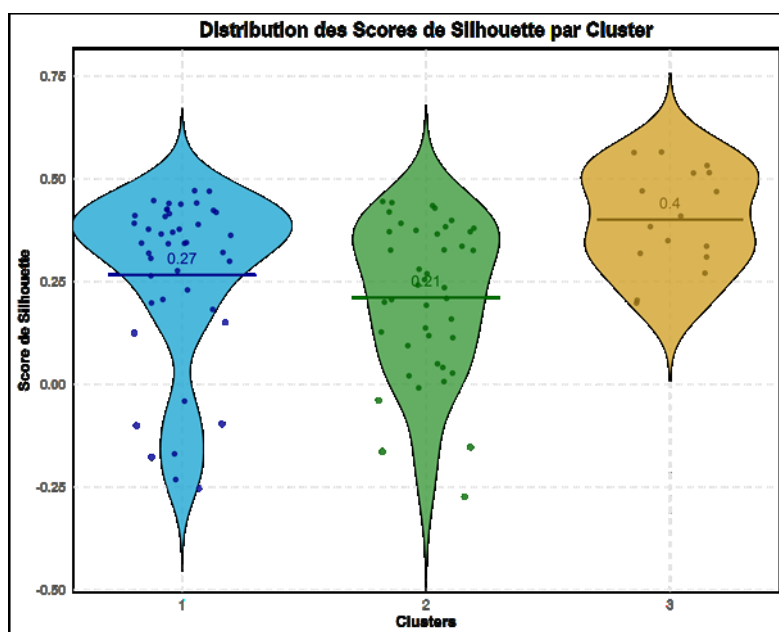


Fig. IV.7. Analyse de la cohérence interclasses via les scores de Silhouette : Distribution en diagrammes en violon

L'indice de Davies-Bouldin (DBI) est supérieur à 1 (valeur de 1.18), reflétant une séparation moyenne entre les clusters et suggérant qu'ils ne sont pas parfaitement distincts, comme l'indiquait également l'analyse des scores de silhouette. Cela signifie des chevauchements potentiels entre certains clusters et une dispersion intra-classe relativement élevée par rapport à la distance interclasse.

IV.6.5. Analyse Spatiale des régions homogènes Clusters par DBSCAN

Après plusieurs itérations pour la sélection des paramètres de la méthode DBSCAN, le résultat final indique que trois principales régions homogènes ont été identifiées (Fig. IV.8). La première région homogène (Cluster 01), composée de 8 stations, est valide et satisfait le critère de densité minimale (MinPts=7). Elle regroupe des stations situées dans cette partie est du bassin versant Côtier Algérois et se situe entièrement dans le territoire de la wilaya de Tizi

Ouzou. Elle inclut par exemple les stations Tagma Pepiniere (S2), Tighzart Nboubhir (S3), Freha (S6) et Larbaa Makouda (S9). Ce cluster correspond à une zone dense dans l'espace des caractéristiques, où les stations sont suffisamment proches les unes des autres pour former un groupe cohésif, chaque station (point noyau) ayant au moins 7 voisines (points noyau inclus) dans le rayon ε . La proximité de ces 8 stations dans l'espace des caractéristiques climatiques, renforcée par leur concentration géographique, révèle une homogénéité marquée dans leur comportement climatique. Cela pourrait refléter des conditions climatiques locales similaires.

La deuxième région homogène (Cluster 02) est principalement constituée au nord par les stations du bassin versant Côtier Constantinois. Elle est limitée au nord par la mer Méditerranée et inclut une petite partie du bassin versant Côtier Algérois à l'ouest, représentée par la station d'Ait Aicha (S4). Ce cluster couvre également la totalité du bassin versant Soummam jusqu'à son extrême limite ouest, avec les stations de Bouira (S164) et de MChedallah (S165) dans la wilaya de Bouira. De plus, il comprend quelques stations situées au nord du bassin versant de Chott El Hoddna et au sud-est de cette région homogène, notamment celles de Dirah Centre (S56) dans la wilaya de Bouira et de Medjez (S65) dans la wilaya de Bordj Bou Arreridj. À noter que ces dernières stations présentent les mêmes caractéristiques climatiques que le sud du bassin versant Soummam, bien qu'elles appartiennent au bassin versant de Chott El Hoddna. La limite sud de ce premier cluster franchit approximativement la chaîne montagneuse de l'Atlas Tellien, passant à proximité des monts Bibans (illustré par la station d'El Haourane (S64), wilaya de Bordj Bou Arreridj) et des Babors (wilaya de Sétif). Elle semble également atteindre les Monts du Hoddna un peu plus au sud (station de Medjez (S65)). Vers l'est, cette limite sud traverse la Chaîne Numidique Constantinoise et passe à proximité du massif de l'Edough, incluant la station de Bouchegouf (S151) dans la wilaya de Guelma. Enfin, elle atteint l'extrême est aux stations de Cheffia Barrage (S46) et de Bouteldja (S50), prenant une orientation nord-est, proche des frontières Algéro-Tunisiennes.

Cette deuxième région englobe également des stations de deux bassins versants exoréiques : celui de la Seybouse, s'étendant jusque dans ses zones intérieures (par exemple, les stations d'Ain Makhoul (S144) et Hammam Nbails (S150) dans la wilaya de Guelma), et celui du Kebir Rhumel (stations de Belaa (S108) et de Chelghoum Laid (S110)). Une exception notable est la station de Sidi Ouadah (S72), qui présente un positionnement atypique : bien que localisée géographiquement au milieu de la zone principale du Cluster 3, elle est intégrée à ce premier cluster (Cluster 01). Ce regroupement semble correspondre à la région caractérisée par des précipitations abondantes et un climat humide, avec une pluviométrie moyenne annuelle de 960mm.

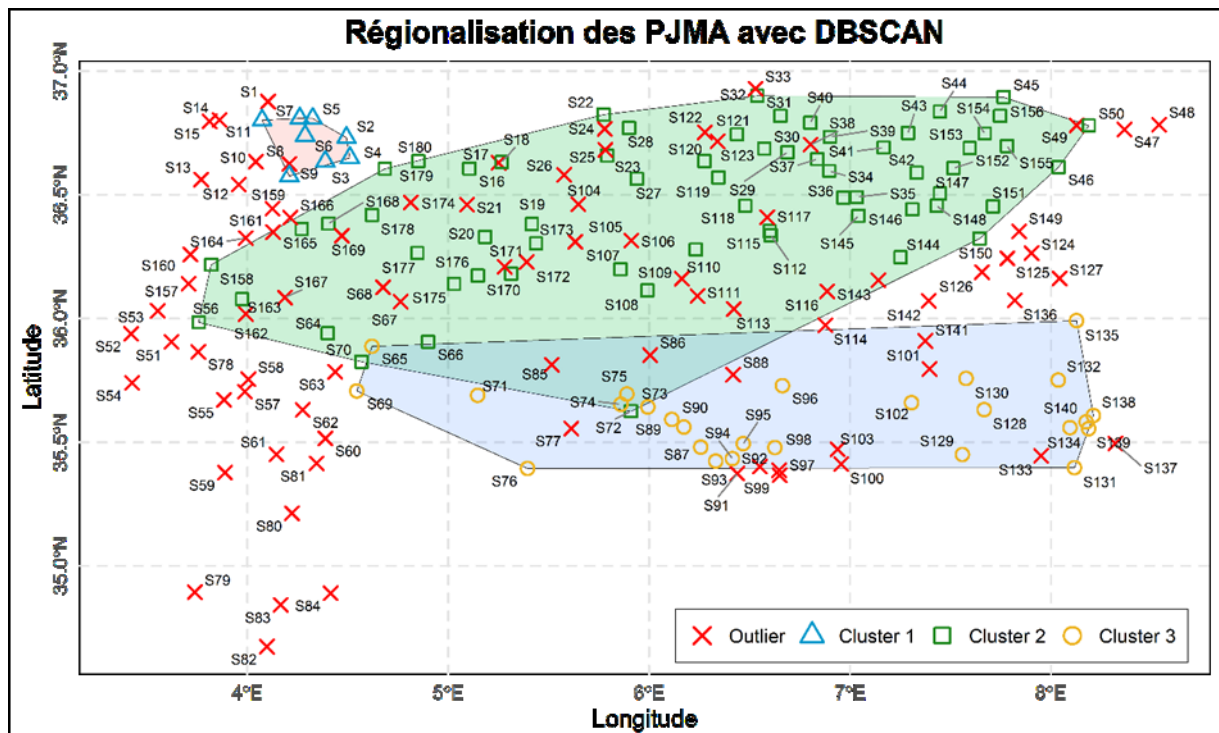


Fig. IV.8. Répartition géographique des clusters (PJMA) et des stations aberrantes par DBSCAN

La troisième région homogène (Cluster 03), située au sud du Cluster 02, est une région intérieure, sous forme d'une bande horizontale comprise entre les deux chaînes montagneuses de l'Atlas Tellien et l'Atlas Saharien, commençant à l'extrême est, depuis la frontière Algéro-tunisienne, du bassin versant Medjerda, avec les stations de Mechta Ouled Hamza (S135), El Kouif (S138) et Ain Sedjera (S131) dans la wilaya de Tébessa, jusqu'aux stations de Medjez (S65), M'SILA SAR (S69) et Djebel Haouara (S76), dans le bassin versant Chott El Hoddna et appartenant respectivement aux wilayas de Bordj Bou Arreridj (Sud), Msila et Batna. Cette bande couvre la totalité des stations du bassin versant Hauts Plateaux Constantinois, notamment Ain Beida (S102), Timgad (S96) et Ain Djasser (S87), etc. Ce cluster représente une zone de transition entre le climat humide du nord et le climat aride du sud, dont sa limite nord jouxtant le Cluster 02 et sa limite Sud composée de stations situées sur les monts de la chaîne montagneuse de l'Aurès de l'Atlas Saharien, comme les stations aberrantes de Chelia (S100) sur le mont de Chelia dans la wilaya de Khenchela, où le sommet peut dépasser 2000m d'altitude, et la station de Batna Ferme (S91) sur Djebel Ichmoul à 1650m d'altitude.

IV.7. Évaluation de la discordance et de l'homogénéité de Hosking et Wallis (1997)

IV.7.1. Test de discordance statistique des régions définies

Déclarer un site discordant si D_i est grand. La définition de « grand » dépend du nombre de sites du groupe. Nous suggérons qu'un site soit considéré comme discordant si sa valeur D (dépasse la valeur critique indiquée dans le tableau).

Une station est considérée comme discordante si la valeur D_i pour une station S_i est supérieure à la valeur critique, qui est déterminée en fonction du nombre de stations du cluster. Le seuil critique pour la première région homogène contenant 8 stations est 2.14 et pour les deux autres régions homogènes (Cluster 02 et Cluster 03) qui contiennent plus de 15 stations est 3.0 (Fig. IV.9).

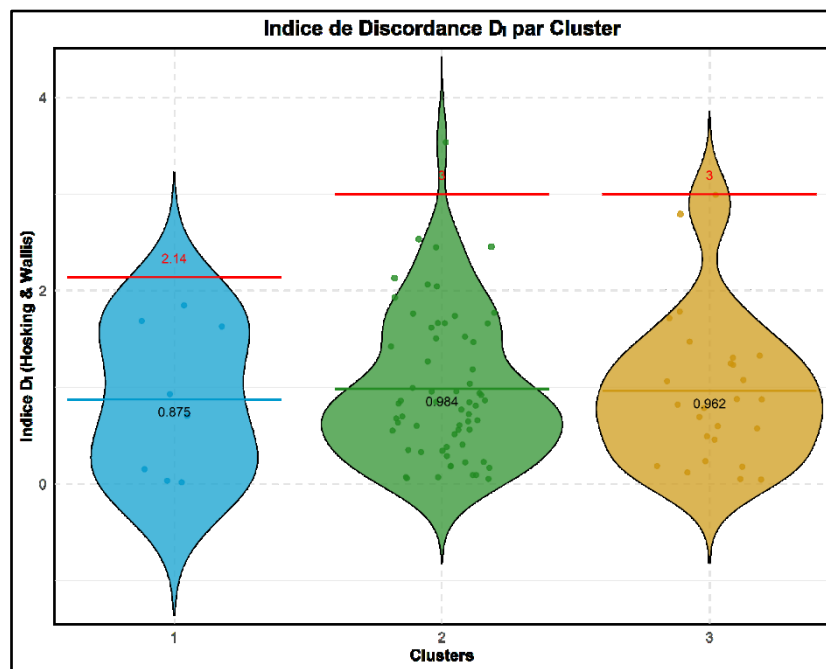


Fig. IV.9. Distribution de l'indice de discordance par cluster en diagrammes en violon

La première région homogène présente de bons résultats avec une absence totale de stations discordantes; toutes les valeurs D_i sont inférieures à la valeur critique de 2.14, avec une moyenne de 0.875, nettement inférieure à cette valeur critique. Pour la deuxième région homogène, la majorité des stations ont des valeurs D_i inférieures au seuil critique de 3.0, à l'exception d'une seule station discordante (S179). Il s'agit de la station de Sidi Aich qui a la plus grande valeur, $D_{179}=3.54$, dans ce Cluster 02. Toutes les valeurs de D_i des stations de la troisième région homogène sont inférieures au seuil critique de 3.0, bien qu'une station ait une valeur de D_i proche du seuil, elle reste en dessous.

Pour les trois Clusters, les valeurs moyennes D_i (0.875, 0.984 et 0.962, respectivement) sont faibles et considérablement inférieures aux seuils critiques, suggérant une homogénéité globale des Clusters.

IV.7.2. Le test d'homogénéité de Hosking & Wallis (1997)

L'évaluation de l'homogénéité par le test de Hosking & Wallis (1997) se fait en calculant la statistique H basée sur la dispersion du L-CV, pour comparer la variabilité observée entre les stations d'une région à celle attendue sous hypothèse d'homogénéité.

La valeur de H pour le premier cluster est de 0.007. Très proche de zéro et très nettement inférieure à 1, ce qui montre une homogénéité particulièrement forte. Cela indique que la variabilité du L-CV entre les stations de ce cluster est quasi identique à la variabilité d'échantillonnage attendue dans une région parfaitement homogène.

Pour le deuxième cluster, bien que la valeur de H soit plus élevée que pour les deux autres clusters ($H = 0.261$), indiquant une dispersion inter-stations légèrement plus marquée, elle est également nettement inférieure à 1, validant l'homogénéité de la région.

Avec une valeur proche de zéro et très nettement inférieure à 1 ($H = 0.038$), le troisième cluster est également jugé homogène; comme pour le Cluster 1, la faible valeur de H indique une forte homogénéité entre les stations de cette région.

Ces résultats indiquent que les trois clusters sont homogènes, avec des valeurs de H respectives de 0.007, 0.261 et 0.038, toutes inférieures au seuil critique de 1.0. La dispersion observée entre les stations au sein de chaque cluster n'est pas excessive, confirmant ainsi leur cohérence statistique interne.

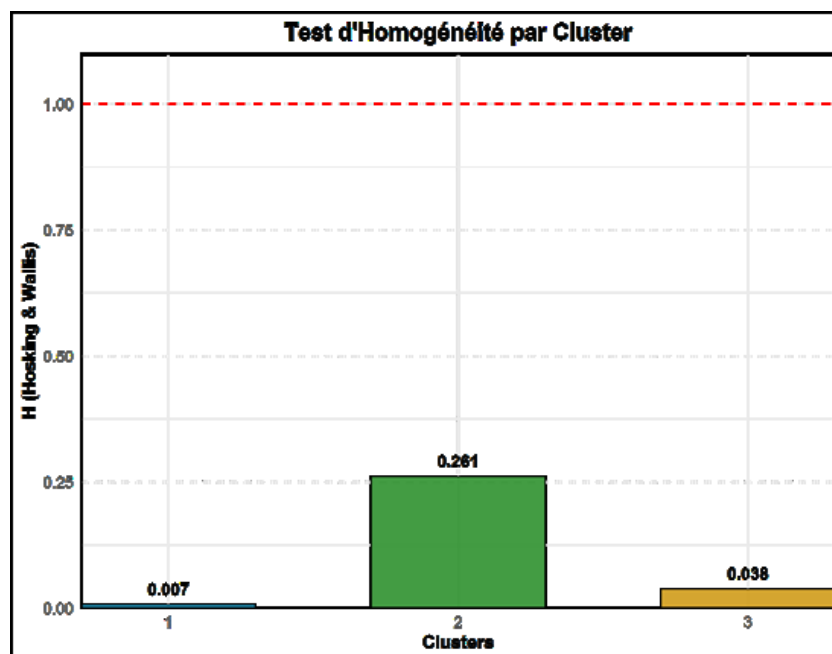


Fig. IV.10. Histogramme de la répartition des valeurs H par cluster du test d'homogénéité de Hosking et Wallis

IV.8. Recommandations

Sur la base des résultats de cette étude, il est essentiel de privilégier des investissements supplémentaires dans les infrastructures hydriques et dans la gestion intégrée des ressources en eau afin d'assurer la sécurité hydrique des différents secteurs, notamment l'agriculture et les besoins urbains. Relever ces défis sera particulièrement exigeant compte tenu de la croissance démographique prévue et de l'augmentation corrélative des besoins en eau et en production alimentaire. Une planification prospective, intégrant à la fois les projections climatiques et démographiques, s'impose donc pour répondre durablement à ces pressions croissantes.

Dans cette perspective, il convient de cibler prioritairement les zones exposées aux extrêmes pluviométriques pour orienter les investissements vers des infrastructures de stockage, de régulation et de protection adaptées, telles que les barrages, les ouvrages de rétention et les systèmes de drainage urbain, afin de réduire la vulnérabilité des territoires face aux risques hydrologiques. Parallèlement, l'amélioration continue des connaissances doit s'appuyer sur l'intégration de séries climatiques longues, récentes et homogénéisées, combinant données issues des stations au sol, observations satellitaires et produits de réanalyse validés, afin de renforcer la robustesse des analyses.

Il est également recommandé d'explorer des approches de modélisation non stationnaires, notamment à travers l'utilisation de distributions de valeurs extrêmes intégrant des covariables climatiques et physiographiques, pour mieux prendre en compte l'évolution des régimes pluviométriques dans un contexte de changement climatique. L'actualisation régulière des séries de précipitations journalières maximales annuelles, associée au couplage des méthodes statistiques classiques et des techniques d'apprentissage automatique, permettra d'affiner la régionalisation, d'améliorer la précision des estimations hydrologiques et de soutenir une planification territoriale plus adaptée. Enfin, le renforcement d'outils hydrologiques régionaux fiables et opérationnels contribuera à consolider l'aide à la décision et à promouvoir une gestion durable, résiliente et anticipative des ressources en eau.

IV.9. Conclusion

L'analyse fréquentielle régionale des PJMA sur le réseau de 180 stations pluviométriques, distribué d'une façon relativement uniforme sur le nord-est d'Algérie a permis d'avoir des résultats significatifs pour la compréhension des dynamiques pluviométriques régionales de ces dernières.

La variabilité spatiale des quantiles des PJMA pour les différentes périodes de retour, montre la même variabilité spatiale des précipitations moyennes annuelles qui elle-même conditionnée par le climat de la région d'étude, avec des valeurs élevées dans les zones côtières humides et des valeurs faibles dans les régions du sud, soulignent l'influence déterminante des conditions climatiques locales. La distribution GEV, identifiée comme optimale pour 95 % des séries, offre une modélisation robuste pour l'estimation des quantiles, révélant des tendances cohérentes pour différentes périodes de retour, notamment des valeurs extrêmes dans les bassins versants côtiers.

L'application de l'algorithme DBSCAN a permis d'identifier trois régions homogènes, confirmées par les tests de Hosking et Wallis, avec une forte cohérence statistique malgré quelques stations aberrantes. Ces regroupements reflètent des comportements pluviométriques distincts, influencés par la géographie et les facteurs orographiques. En outre, l'hétérogénéité des quantiles et la variabilité des PJMA mettent en évidence les défis croissants posés par le changement climatique, notamment pour la gestion des inondations et des ressources hydriques. Ces résultats constituent une base essentielle pour orienter les stratégies de planification hydrique et d'adaptation aux variations climatiques dans la région, en tenant compte des spécificités locales et des besoins futurs.

*CONCLUSION
GENERALE*

Conclusion Générale

Le Nord-est Algérien, situé en Afrique du Nord, fait partie du bassin méditerranéen, très vulnérable aux changements climatiques, notamment depuis plusieurs décennies où les événements hydrologiques extrêmes sont devenus plus fréquents et plus intenses. D'où l'importance de l'analyse du milieu physique, ainsi que des paramètres climatiques, tels que les précipitations, les températures, l'humidité, etc., montre une variabilité remarquable entre les différents bassins versants, avec une morphologie accidentée, un réseau hydrographique diversifié, une formation géologique complexe et variée, et un couvert végétal contrasté par des densités spatiales et saisonnières de son développement, influencées par les conditions climatiques locales distinctes, notamment entre les bassins versants côtiers humides et ceux du sud aride.

D'après les résultats de l'analyse fréquentielle complète des PJMA présentés dans cette étude, on peut conclure que la distribution des valeurs extrêmes généralisées (GEV) fournit un modèle bien ajusté pour environ 95 % des séries de données de PJMA dans le nord-est de l'Algérie. Les valeurs des PJMA variaient entre 60 et 150 mm, les valeurs les plus importantes ont été enregistrées dans les zones les plus pluvieuses au nord et les valeurs plus faibles dans les régions les plus sèches au sud. La majorité des séries de données, représentant plus de 83 %, sont indépendantes, stationnaires et homogènes, indiquant une qualité des données satisfaisante. Les résultats des tests d'ajustement utilisés, à savoir : du χ^2 , de KS et De AD, ainsi que l'analyse graphique, confirment la pertinence de la loi d'ajustement GEV pour la modélisation des PJMA dans le Nord-Est algérien. Pour les différentes périodes de retour, la variabilité spatiale des quantiles des PJMA a présenté des schémas cohérents, fournissant une représentation concordante avec les caractéristiques hydrologiques régionales. Cela indique que les valeurs des PJMA ont significativement été influencées par la variabilité climatique entre les bassins versants, où la fréquence et l'intensité des événements de précipitations extrêmes dans les régions humides sont plus élevées à l'avenir par rapport aux régions à un climat sec. Ces résultats soulignent l'importance de considérer le changement climatique comme un enjeu crucial pour les générations futures.

La régionalisation des PJMA avec l'algorithme DBSCAN, qui est l'une des méthodes d'apprentissage automatique non supervisées, a été suivie par les tests de discordance et d'homogénéité de Hosking and Wallis (1997), qui ont validé les trois régions (clusters) délimitées par DBSCAN, malgré quelques chevauchements dans les régions, causés par les

stations aberrantes, influencées principalement par le changement climatique, ainsi que par la géographie et les facteurs orographiques.

L'analyse fréquentielle régionale des PJMA constitue un outil précieux pour identifier les zones à risques hydrologiques et à orienter la planification, la construction et la maintenance des projets hydrauliques dans le nord-est de l'Algérie. Des mesures proactives, notamment une meilleure gestion des ressources en eau, le développement des infrastructures et des stratégies d'atténuation, sont essentielles pour relever les défis posés par le changement climatique et assurer la durabilité et la résilience à long terme des systèmes hydriques de la région. Grâce à ces mesures, le nord-est de l'Algérie pourra gérer efficacement ses ressources en eau, répondre aux besoins d'une population croissante et préserver les besoins agricoles et urbains.

REFERENCES
BIBLIOGRAPHIQUES

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adamowski, K. (2000). Regional analysis of annual maximum and partial duration flood data by nonparametric and L-moment methods. *Journal of Hydrology*, 229(3-4), 219-231. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(00\)00156-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(00)00156-6)
- Adamowski, K., & Bougadis, J. (2003). Detection of trends in annual extreme rainfall. *Hydrological Processes*, 17(18), 3547-3560. <https://doi.org/10.1002/hyp.1353>
- Alila, Y. (1999). A hierarchical approach for the regionalization of precipitation annual maxima in Canada. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 104(D24), 31645-31655. <https://doi.org/10.1029/1999JD900388>
- Arabi, M. (2006). *Érosion et conservation des eaux et des sols en Algérie du Nord* [Thèse de Doctorat d'État, Université de Constantine].
- Asadieh, B., & Krakauer, N. Y. (2015). Global trends in extreme precipitation: Climate models versus observations. *Hydrology and Earth System Sciences*, 19(2), 877-891. <https://doi.org/10.5194/hess-19-877-2015>
- Bellouche, M. A. (2016). Schéma hydrogéologique possible de la mine de Kerzet Youssef (Nord-Est Algérien). *Sciences & Technologie. D, Sciences de la Terre*, 73-80.
- Benabdesselam, T., & Amarchi, H. (2013). *Approche régionale pour l'estimation des précipitations journalières extrêmes du Nord Est Algérien*.
- Benaini, M., Achite, M., Amin, M. M., & Singh, V. P. (2023). Frequency analysis of annual maximum daily precipitation in northeastern Algeria: Mapping and implications under climate variability. *Theoretical and Applied Climatology*, 153(3), 1411-1424. <https://doi.org/10.1007/s00704-023-04525-x>
- Benhattab, K., Bouvier, C., & Meddi, M. (2014). Analyse fréquentielle régionale des précipitations journalières maximales annuelles dans le bassin hydrographique-Chélif, Algérie. *Revue des Sciences de l'Eau*, 27(3), 189-203.
- Benmarce, K., Hadji, R., Zahri, F., Khanchoul, K., Chouabi, A., Zighmi, K., & Hamed, Y. (2021). Hydrochemical and geothermometry characterization for a geothermal system in semiarid dry climate: The case study of Hamma spring (Northeast Algeria). *Journal of African Earth Sciences*, 182, 104285. <https://doi.org/10.1016/j.jafrearsci.2021.104285>
- Benson, M. A. (1962). *Factors influencing the occurrence of floods in a humid region of diverse terrain* (U.S. Geological Survey Water-Supply Paper 1580-B). U.S. Government Printing Office.
- Benson, M. A. (1968). Uniform flood-frequency estimating methods for federal agencies. *Water Resources Research*, 4(5), 891-908. <https://doi.org/10.1029/WR004i005p00891>
- Bharath, R., & Srinivas, V. V. (2015). Regionalization of extreme rainfall in India. *International Journal of Climatology*, 35(5), 785-802. <https://doi.org/10.1002/joc.4044>

- Bobée, B., & Ashkar, F. (1991). *The Gamma family and derived distributions applied in hydrology*. Water Resources Publications.
- Bobée, B., & Rasmussen, P. F. (1995). Recent advances in flood frequency analysis. *Reviews of Geophysics*, 33(S2), 1111-1116. <https://doi.org/10.1029/95RG00287>
- Bock, L. (1983). *L'intégration chronospatiale des accumulations calcaires: Approche morphopédologique et géochimique dans un paysage semi-aride de l'Atlas tellien (Algérie)* [Thèse de doctorat, Université de Liège].
- Bord, J. P. (1981). *Cartographie de l'utilisation du sol dans l'Est algérien: Essai de zonage agricole* [Thèse de doctorat, Université Paul Valéry-Montpellier III].
- Boucefiane, A., & Meddi, M. (2019). Regional growth curves and extreme precipitation events estimation in the steppe area of northwestern Algeria. *Atmósfera*, 32(4), 287-303. <https://doi.org/10.20937/atm.2019.32.04.03>
- Boudiaf, B., Şen, Z., & Boutaghane, H. (2021). Climate change impact on rainfall in north-eastern Algeria using innovative trend analyses (ITA). *Arabian Journal of Geosciences*, 14(6), 511. <https://doi.org/10.1007/s12517-021-06644-z>
- Boudoukha, A., & Athamena, M. (2012). Caractérisation des eaux thermales de l'ensemble Sud sétifien. Est algérien. *Revue des Sciences de l'Eau*, 25(2), 103-118. <https://doi.org/10.7202/1013110ar>
- Brooks, G. R., Evans, S. G., & Clague, J. J. (2001). Synthesis of natural geological hazards in Canada. *Geological Survey of Canada Bulletin*, 548, 101-143. <https://doi.org/10.4095/212210>
- Buytaert, W., Celleri, R., Willems, P., De Bièvre, B., & Wyseure, G. (2006). Spatial and temporal rainfall variability in mountainous areas: A case study from the south Ecuadorian Andes. *Journal of Hydrology*, 329(3-4), 413-421. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2006.02.031>
- Castany, G. (1982). *Principes et méthodes de l'hydrogéologie*. Dunod.
- Chen, L., Guo, S., Yan, B., Liu, P., & Fang, B. (2010). A new seasonal design flood method based on bivariate joint distribution of flood magnitude and date of occurrence. *Hydrological Sciences Journal*, 55(8), 1264-1280. <https://doi.org/10.1080/02626667.2010.520564>
- Chen, L., Singh, V. P., Shenglian, G., Hao, Z., & Li, T. (2012). Flood coincidence risk analysis using multivariate copula functions. *Journal of Hydrologic Engineering*, 17(6), 742-755. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.000050](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.000050)
- Chen, Y. D., Zhang, Q., Xiao, M., Singh, V. P., Leung, Y., & Jiang, L. (2014). Precipitation extremes in the Yangtze River Basin, China: Regional frequency and spatial-temporal patterns. *Theoretical and Applied Climatology*, 116, 447-461. <https://doi.org/10.1007/s00704-013-0952-4>
- Chow, V. T., Maidment, D. R., & Mays, L. W. (1988). *Applied hydrology*. McGraw-Hill.

- Chowdhury, J. U., Stedinger, J. R., & Lu, L. H. (1991). Goodness-of-fit tests for regional generalized extreme value flood distributions. *Water Resources Research*, 27(7), 1765-1776. <https://doi.org/10.1029/91WR00077>
- Christensen, J. H., & Christensen, O. B. (2007). A summary of the PRUDENCE model projections of changes in European climate by the end of this century. *Climatic Change*, 81(S1), 7–30. <https://doi.org/10.1007/s10584-006-9210-7>
- Coles, S. (2001). *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer.
- Coles, S., Bawa, J., Trenner, L., & Dorazio, P. (2001). *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer.
- Contractor, S., Donat, M. G., & Alexander, L. V. (2021). Changes in observed daily precipitation over global land areas since 1950. *Journal of Climate*, 34(1), 3-19. <https://doi.org/10.1175/JCLI-D-19-0965.1>
- Courty, L. G., Wilby, R. L., Hillier, J. K., & Slater, L. J. (2019). Intensity-duration-frequency curves at the global scale. *Environmental Research Letters*, 14(8), 084045. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/ab370a>
- Cunnane, C. (1987). Review of statistical models for flood frequency estimation. In V. P. Singh (Ed.), *Hydrologic frequency modeling* (pp. 49-95). Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-009-3953-0_4
- Cunnane, C. (1988). Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 100, 269-290. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(88\)90188-6](https://doi.org/10.1016/0022-1694(88)90188-6)
- Cunnane, C. (1989). *Statistical distributions for flood frequency analysis* (Operational Hydrology Report No. 33, WMO-No. 718). World Meteorological Organization.
- Dad, S., & Benabdesselam, T. (2008). Regional frequency analysis of extreme precipitation in northeastern Algeria. *Journal of Water and Land Development*, 39, 27-37. <https://doi.org/10.2478/jwld-2018-0056>
- Dalrymple, T. (1960). *Flood-frequency analyses* (U.S. Geological Survey Water-Supply Paper 1543-A). U.S. Government Printing Office.
- Dankers, R., & Feyen, L. (2009). Flood hazard in Europe in an ensemble of regional climate scenarios. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 114(D16). <https://doi.org/10.1029/2008JD011523>
- Demdoum, A., & Djebbar, D. (2009). Caractérisation hydrochimique et apport isotopique sur la salinité du bassin d'El Eulma en région sud-sétifienne (Algérie nord orientale). *Sciences & Technologie. D, Sciences de la Terre*, 30, 19-26.
- Demmak, A. (1982). *Contribution à l'étude de l'érosion et des transports solides en suspension en Algérie septentrionale* [Thèse de Docteur-Ingénieur, Université Pierre et Marie Curie, Paris VI].

- Dikbas, F., Firat, M., Koc, A. C., & Gungor, M. (2012). Classification of precipitation series using fuzzy cluster method. *International Journal of Climatology*, 32(10), 1596-1603. <https://doi.org/10.1002/joc.2350>
- Dirks, K. N., Hay, J. E., Stow, C. D., & Harris, D. (1998). High-resolution studies of rainfall on Norfolk Island: Part II: Interpolation of rainfall data. *Journal of Hydrology*, 208(3-4), 187-193. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(98\)00155-3](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(98)00155-3)
- Djebbar, M., Bencheikh-Lehocine, M., Bakalowicz, M., & Meniai, A. H. (2004). Identification hydrogéochimique du karst hydrothermal constantinois (Algérie nord-orientale). *Sciences & Technologie. B, Sciences de l'Ingénieur*, 133-140.
- Douglas, E. M., Vogel, R. M., & Kroll, C. N. (2000). Trends in floods and low flows in the United States: Impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology*, 240(1-2), 90-105. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(00\)00336-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(00)00336-X)
- Durand-Delga, M. (1969). Mise au point sur la structure du Nord-Est de la Berbérie. *Publications du Service Géologique de l'Algérie (Nouvelle Série)*, 39, 89-131.
- Easterling, D. R., Meehl, G. A., Parmesan, C., Changnon, S. A., Karl, T. R., & Mearns, L. O. (2000). Climate extremes: Observations, modeling, and impacts. *Science*, 289(5487), 2068-2074. <https://doi.org/10.1126/science.289.5487.2068>
- Ester, M., Kriegel, H. P., Sander, J., & Xu, X. (1996, August). A density-based algorithm for discovering clusters in large spatial databases with noise. In *Proceedings of the Second International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining (KDD'96)* (pp. 226-231).
- Ferhati, A., Mitiche-Kettab, R., Belazreg, N. E. H., Khodja, H. D., Djerbouai, S., & Hasbaia, M. (2023). Hydrochemical analysis of groundwater quality in central Hodna Basin, Algeria: A case study. *International Journal of Hydrology Science and Technology*, 15(1), 22-39.
- Fréchet, M. (1927). Sur la loi de probabilité de l'écart maximum. *Annales de la Société Polonaise de Mathématique*, 6, 93-116.
- Gao, M., Mo, D., & Wu, X. (2016). Nonstationary modeling of extreme precipitation in China. *Atmospheric Research*, 182, 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2016.07.014>
- Gaur, A. (2013). *Climate change impact on flood hazard in the Grand River Basin, Ontario, Canada* [Electronic Thesis and Dissertation Repository 1232]. The University of Western Ontario. <https://ir.lib.uwo.ca/etd/1232>
- Gingras, D., & Adamowski, K. (1992). Coupling of nonparametric frequency and L-moment analyses for mixed distribution identification. *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, 28(2), 263-272. <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.1992.tb03992.x>
- Gingras, D., & Adamowski, K. (1993). Homogeneous region delineation based on annual flood generation mechanisms. *Hydrological Sciences Journal*, 38(2), 103-121. <https://doi.org/10.1080/02626669309492649>

- Gingras, D., Alvo, M., & Adamowski, K. (1995). Regional flood relationships by nonparametric regression. *Hydrology Research*, 26(2), 73-90. <https://doi.org/10.2166/nh.1995.0005>
- Goyal, M. K., & Gupta, V. (2014). Identification of homogeneous rainfall regimes in Northeast Region of India using fuzzy cluster analysis. *Water Resources Management*, 28, 4491-4511. <https://doi.org/10.1007/s11269-014-0699-7>
- Greis, N. P. (1983). Flood frequency analysis: A review of 1979–1982. *Reviews of Geophysics*, 21(3), 699-706. <https://doi.org/10.1029/RG021i003p00699>
- Greis, N. P., & Wood, E. F. (1981). Regional flood frequency estimation and network design. *Water Resources Research*, 17(4), 1167-1177. <https://doi.org/10.1029/WR017i004p01167>
- Gründemann, G. J. (2023). *Precipitation extremes around the world: Unraveling historical extremes and future changes* [Doctoral dissertation, Delft University of Technology]. <https://doi.org/10.4233/uuid:efee1e53-d081-4fcb-9a3c-39650de2a13e>
- Gründemann, G. J., Zorzetto, E., Beck, H. E., Schleiss, M. A., van de Giesen, N. C., Marani, M., & van der Ent, R. J. (2023). Extreme precipitation return levels for multiple durations on a global scale. *Journal of Hydrology*, 621, 129558. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2023.129558>
- Guan, Y. H., Zhang, X. C., Zheng, F. L., & Wang, B. (2015). Trends and variability of daily temperature extremes during 1960–2012 in the Yangtze River Basin, China. *Global and Planetary Change*, 124, 79-94. <https://doi.org/10.1016/j.gloplacha.2014.11.008>
- Guidoum, A. (2017). *Caractérisation hydrologique et analyse du transport solide en suspension dans trois ensembles hydrographiques du nord-est algérien. Étude de cas dans la Seybouse, les hautes plaines constantinoises et chott Melghir (coupe nord-sud)* [Thèse de doctorat, Université Mohamed Khider-Biskra].
- Gumbel, E. J. (1941). The return period of flood flows. *The Annals of Mathematical Statistics*, 12(2), 163-190. [suspicious link removed]
- Gumbel, E. J. (1958). *Statistics of extremes*. Columbia University Press. <https://doi.org/10.7312/gumb92958>
- Habibi, B., Meddi, M., & Boucefiane, A. (2013). Analyse fréquentielle des pluies journalières maximales Cas du Bassin Chott-Chergui. *Nature & Technology*, 8, 41B.
- Halitim, A. (1988). *Sols des régions arides d'Algérie*. Office des Publications Universitaires.
- Hamed, K., & Rao, A. R. (Eds.). (2000). *Flood frequency analysis* (1st ed.). CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9780429128813>
- Hardison, C. H. (1969). Accuracy of streamflow characteristics. *U.S. Geological Survey Professional Paper*, 650-D, 210-214.

- Hirabayashi, Y., Kanae, S., Emori, S., Oki, T., & Kimoto, M. (2008). Global projections of changing risks of floods and droughts in a changing climate. *Hydrological Sciences Journal*, 53(4), 754-772. <https://doi.org/10.1623/hysj.53.4.754>
- Hosking, J. R. M. (1985). Algorithm AS 215: Maximum-likelihood estimation of the parameters of the generalized extreme-value distribution. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 34(3), 301-310. <https://doi.org/10.2307/2347483>
- Hosking, J. R. M. (1990). L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 52(1), 105-124. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1990.tb01775.x>
- Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1987). Parameter and quantile estimation for the generalized Pareto distribution. *Technometrics*, 29(3), 339-349. <https://doi.org/10.2307/1269343>
- Hosking, J. R. M., & Wallis, J. R. (1993). Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29(2), 271-281. <https://doi.org/10.1029/92WR01980>
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., & Wood, E. F. (1985a). An appraisal of the regional flood frequency procedure in the UK Flood Studies Report. *Hydrological Sciences Journal*, 30(1), 85-109. <https://doi.org/10.1080/02626668509490973>
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., & Wood, E. F. (1985b). Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability-weighted moments. *Technometrics*, 27(3), 251-261. <https://doi.org/10.1080/00401706.1985.10488049>
- IPCC. (2012). *Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation. A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (C. B. Field, V. Barros, T. F. Stocker, D. Qin, D. J. Dokken, K. L. Ebi, M. D. Mastrandrea, K. J. Mach, G.-K. Plattner, S. K. Allen, M. Tignor, & P. M. Midgley, Eds.). Cambridge University Press.
- Issaadi, A. (1996). Mécanismes de fonctionnement des systèmes hydrothermaux. Application aux eaux thermominérales algériennes et aux eaux de Hammam Bou-Hadjar. *Bulletin du Service Géologique de l'Algérie*, 7(1), 71-85.
- Kendall, M. G. (1975). *Rank correlation methods*. Griffin.
- Kessasra, F., Mesbah, M., & Bendjoudi, H. (2014). Modélisation des écoulements souterrains dans les alluvions de la basse vallée de la Soummam (nord-est algérien) et perspective sur l'évolution des prélèvements. *Bulletin du Service Géologique National*, 25(2), 1-18.
- Khan, S. A., Hussain, I., Hussain, T., Faisal, M., Muhammad, Y. S., & Shoukry, A. M. (2017). Regional frequency analysis of extremes precipitation using L-moments and partial L-moments. *Advances in Meteorology*, 2017, 6954902. <https://doi.org/10.1155/2017/6954902>
- Khedidja, A., & Boudoukha, A. (2016). Caractérisation statistique et hydrochimique de l'aquifère superficiel de Tadjanenet-Chelghoum Laid (Nord-Est Algérien). *Larhyss Journal*, 13(4), 181-197.

- Kirby, W. H., & Moss, M. E. (1987). Summary of flood-frequency analysis in the United States. *Journal of Hydrology*, 96(1-4), 5-14. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(87\)90139-9](https://doi.org/10.1016/0022-1694(87)90139-9)
- Klemeš, V. (1987a). Dilettantism in hydrology: Transition or destiny? *Water Resources Research*, 22(9S), 177S-188S. <https://doi.org/10.1029/WR022i09Sp0177S>
- Klemeš, V. (1987b). Hydrological and engineering relevance of flood frequency analysis. In V. P. Singh (Ed.), *Hydrologic frequency modeling* (pp. 1-18). D. Reidel Publishing Co.
- Kuczera, G. (1982). Robust flood frequency models. *Water Resources Research*, 18(2), 315-324. <https://doi.org/10.1029/WR018i002p00315>
- Kuczera, G. (1983). Effect of sampling uncertainty and spatial correlation on an empirical Bayes procedure for combining site and regional information. *Journal of Hydrology*, 65(4), 373-398. [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(83\)90088-4](https://doi.org/10.1016/0022-1694(83)90088-4)
- Lettenmaier, D. P., Wallis, J. R., & Wood, E. F. (1987). Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation. *Water Resources Research*, 23(2), 313-323. <https://doi.org/10.1029/WR023i002p00313>
- Li, C. (2024). *Research on the characteristics and effects of climate extremes on multi-spatial-temporal scales in the Mongolian Plateau*. Springer Nature.
- Liu, Z., & Zhou, W. (2023). Glo3DHydroClimEventSet (v1.0): A global-scale event set of hydroclimatic extremes detected with the 3D DBSCAN-based workflow (1951–2022). *International Journal of Climatology*, 43(16), 7722-7744. <https://doi.org/10.1002/joc.8289>
- Liu, Z., Wang, H., Huang, J., & Zhuo, L. (2021). Data mining of remotely sensed rainfall for a large-scale rain gauge network design. *IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing*, 14, 12300-12311. <https://doi.org/10.1109/JSTARS.2021.3131157>
- Ly, S., Charles, C., & Degré, A. (2013). Different methods for spatial interpolation of rainfall data for operational hydrology and hydrological modeling at watershed scale: A review. *Biotechnologie, Agronomie, Société et Environnement*, 17(2), 392-406.
- Maity, R. (2018). *Statistical methods in hydrology and hydroclimatology*. Springer.
- Malekinezhad, H., & Zare-Garizi, A. (2014). Regional frequency analysis of daily rainfall extremes using L-moments approach. *Atmosfera*, 27(4), 411-427. [https://doi.org/10.1016/S0187-6236\(14\)70039-6](https://doi.org/10.1016/S0187-6236(14)70039-6)
- Mann, H. B. (1945). Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 13(3), 245-259.
- Mann, H. B., & Wald, A. (1942). On the choice of the number of intervals in the application of the Chi-Square test. *The Annals of Mathematical Statistics*, 13(3), 306-317.
- Marani, M., & Zanetti, S. (2015). Long-term oscillations in rainfall extremes in a 268-year daily time series. *Water Resources Research*, 51(1), 639-647. <https://doi.org/10.1002/2014WR015885>

- Markovič, L., & Faško, P. (2024). Regional frequency analysis for maximum 5-day precipitation totals using L-moments approach in Slovakia. *Theoretical and Applied Climatology*. <https://doi.org/10.1007/s00704-024-04970-2>
- Mebarki, A. (1984). *Ressources en eau et aménagement en Algérie: Le bassin du Kébir-Rhumel*. Office des Publications Universitaires.
- Mebarki, A. (2002). Apports des cours d'eau et bilans hydrologiques des bassins de l'Est algérien. *Recommandations aux auteurs*, 46.
- Mebarki, A. (2005). *Hydrologie des bassins de l'Est algérien: Ressources en eau, aménagement et environnement* [Thèse de doctorat, Université Salah-Mentouri de Constantine].
- Medail, F., & Quezel, P. (1997). Hot-spots analysis for conservation of plant biodiversity in the Mediterranean Basin. *Annals of the Missouri Botanical Garden*, 84(1), 112-127. <https://doi.org/10.2307/2399957>
- Meddour, R. (2010). *Bioclimatologie, phytogéographie et phytosociologie en Algérie: Exemple des groupements forestiers et pré-forestiers de Kabylie Djurdjuréenne* [Thèse de doctorat, Université Mouloud Mammeri de Tizi-Ouzou].
- Menani, M. R. (2001). Évaluation et cartographie de la vulnérabilité à la pollution de l'aquifère alluvionnaire de la plaine d'El Madher, Nord-Est algérien, selon la méthode Drastic. *Sécheresse*, 12(2), 131-137.
- Nanjegowda, R. A., & Parambath, S. K. (2022). A novel bias correction method for extreme rainfall events based on L-moments. *International Journal of Climatology*, 42(1), 250-264. <https://doi.org/10.1002/joc.7242>
- Negm, A. M., Bouderbala, A., Chenchouni, H., & Barceló, D. (Eds.). (2020). *Water resources in Algeria, Part I: Assessment of surface and groundwater resources*. Springer Nature.
- Negussie, N., Yesserie, A., Harris, C., Keita, A., & Ashqar, H. I. (2024). *Flood risk assessment of the National Harbor at Maryland, United States*. arXiv. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2411.11014>
- Nicod, J. (2000). Sources et hydrosystèmes karstiques des régions arides et semi-arides: Essai géographique. *Karstologia*, 35(1), 47-58.
- Nikulin, G., Kjellström, E., Hansson, U., Strandberg, G., & Ullerstig, A. (2011). Evaluation and future projections of temperature, precipitation and wind extremes over Europe in an ensemble of regional climate simulations. *Tellus A: Dynamic Meteorology and Oceanography*, 63(1), 41-55. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0870.2010.00466.x>
- Norbiato, D., Borga, M., Sangati, M., & Zanon, F. (2007). Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. *Journal of Hydrology*, 345(3-4), 149-166. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2007.07.009>

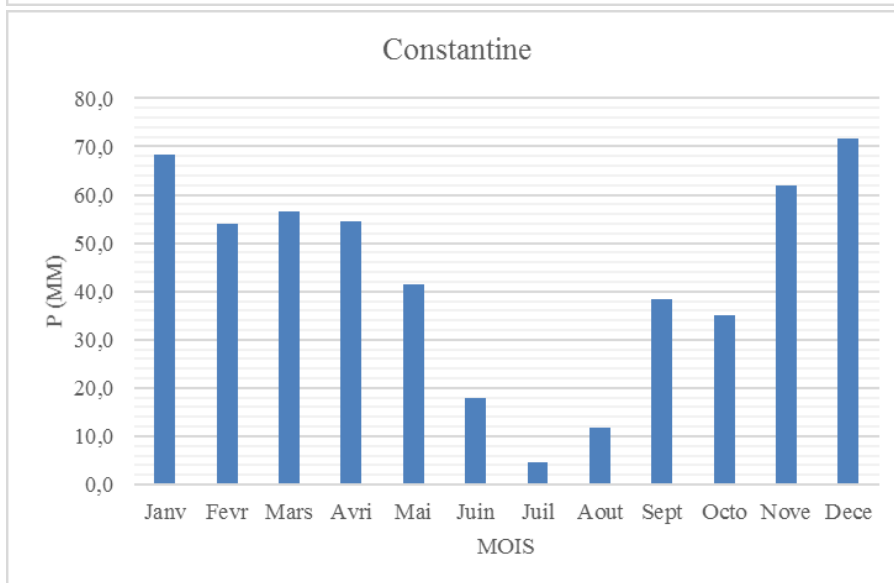
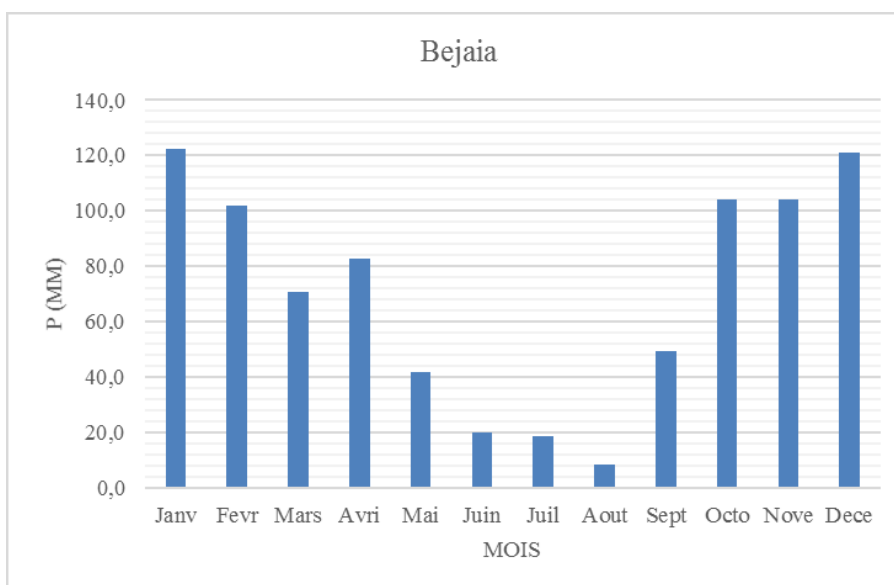
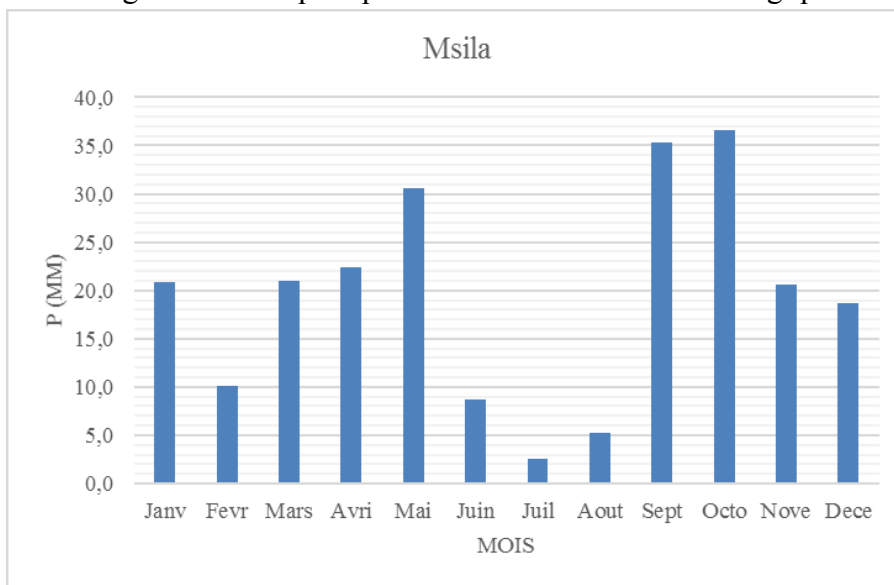
- Ojeda, M. G. V., Di Sante, F., Coppola, E., Fantini, A., Nogherotto, R., Raffaele, F., & Giorgi, F. (2022). Climate change impact on flood hazard over Italy. *Journal of Hydrology*, 615, 128628. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2022.128628>
- Olsen, J. R., Lambert, J. H., & Haines, Y. Y. (1998). Risk of extreme events under nonstationary conditions. *Risk Analysis*, 18(4), 497-510. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1998.tb00364.x>
- Ondo, J. C., Ouarda, T. B. M. J., & Bobée, B. (1997). *Revue bibliographique des tests d'homogénéité et d'indépendance*. INRS-Eau.
- Pendergrass, A. G., & Hartmann, D. L. (2014). Changes in the distribution of rain frequency and intensity in response to global warming. *Journal of Climate*, 27(22), 8372-8383. <https://doi.org/10.1175/JCLI-D-14-00183.1>
- Pilon, P. J., Adamowski, K., & Alila, Y. (1991). Regional analysis of annual maxima precipitation using L-moments. *Atmospheric Research*, 27(1-3), 81-92. [https://doi.org/10.1016/0169-8095\(91\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0169-8095(91)90009-L)
- Potter, K. W. (1987). Research on flood frequency analysis: 1983-1986. *Reviews of Geophysics*, 25(2), 113-118. <https://doi.org/10.1029/RG025i002p00113>
- Potter, K. W., & Walker, J. F. (1981). A model of discontinuous measurement error and its effects on the probability distribution of flood discharge measurements. *Water Resources Research*, 17(5), 1505-1509. <https://doi.org/10.1029/WR017i005p01505>
- Probst, J. L., & Suchet, P. A. (1992). Fluvial suspended sediment transport and mechanical erosion in the Maghreb (North Africa). *Hydrological Sciences Journal*, 37(6), 621-637. <https://doi.org/10.1080/02626669209492628>
- Quézel, P., & Santa, S. (1962-1963). *Nouvelle flore de l'Algérie et des régions désertiques méridionales* (Vols. 1-2). CNRS.
- Rao, A. R., & Srinivas, V. V. (2006). Regionalization of watersheds by hybrid-cluster analysis. *Journal of Hydrology*, 318(1-4), 37-56. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2005.06.003>
- Rosbjerg, D., Madsen, H., & Rasmussen, P. F. (1992). Prediction in partial duration series with generalized Pareto-distributed exceedances. *Water Resources Research*, 28(11), 3001-3010. <https://doi.org/10.1029/92WR01750>
- Selmane, T., Dougha, M., Hasbaia, M., Ferhati, A., & Redjem, A. (2022). Hydrogeochemical processes and multivariate analysis for groundwater quality in the arid Maadher region of Hodna, northern Algeria. *Acta Geochimica*, 41(5), 893-909. <https://doi.org/10.1007/s11631-021-00537-8>
- Semar, A., & Mesbah, M. (2009). Apport de la cartographie automatique par approche géostatistique à l'évaluation de la qualité des eaux souterraines de la vallée de la Soummam (Algérie). *Bulletin du Service Géologique de l'Algérie*, 20(1), 63-76.
- Slack, J. R., Wallis, J. R., & Matalas, N. C. (1975). On the value of information to flood frequency analysis. *Water Resources Research*, 11(5), 629-647. <https://doi.org/10.1029/WR011i005p00629>

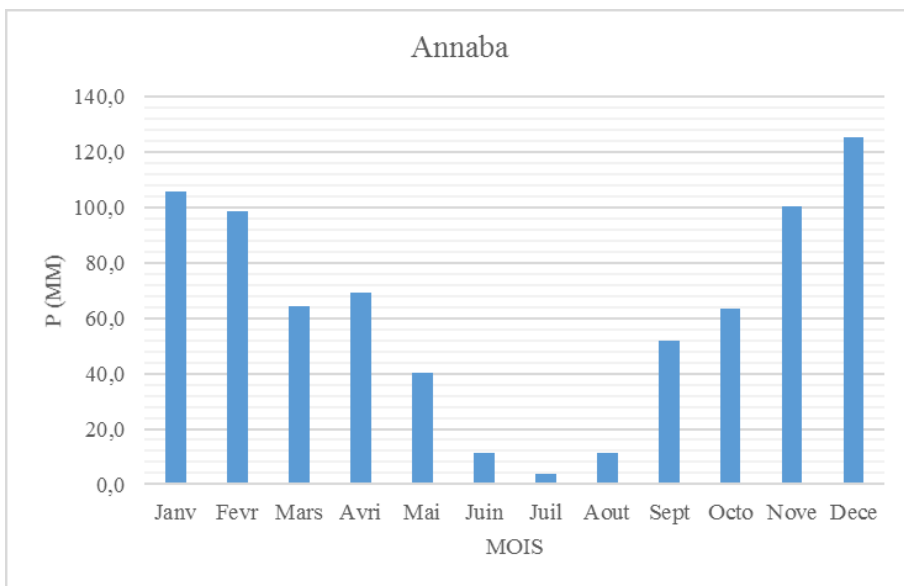
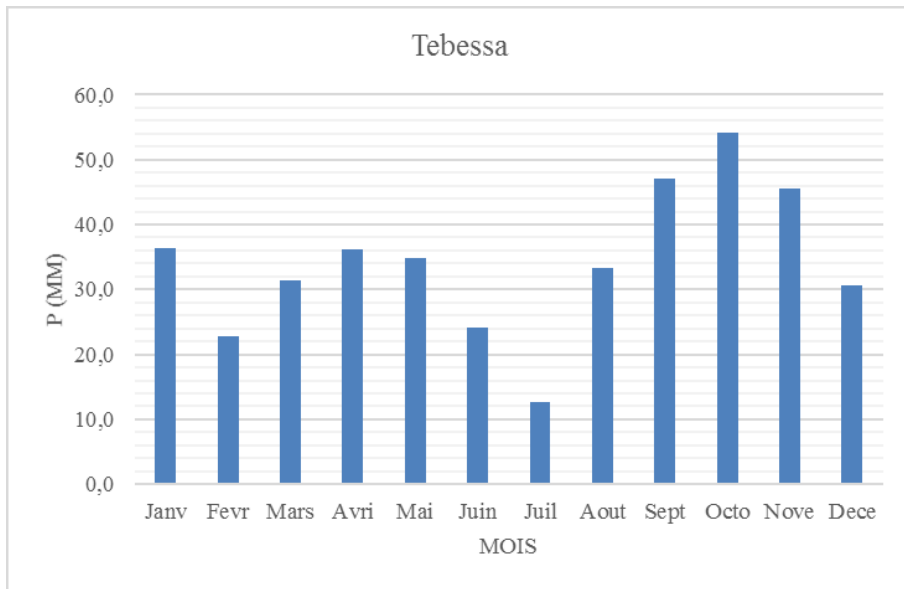
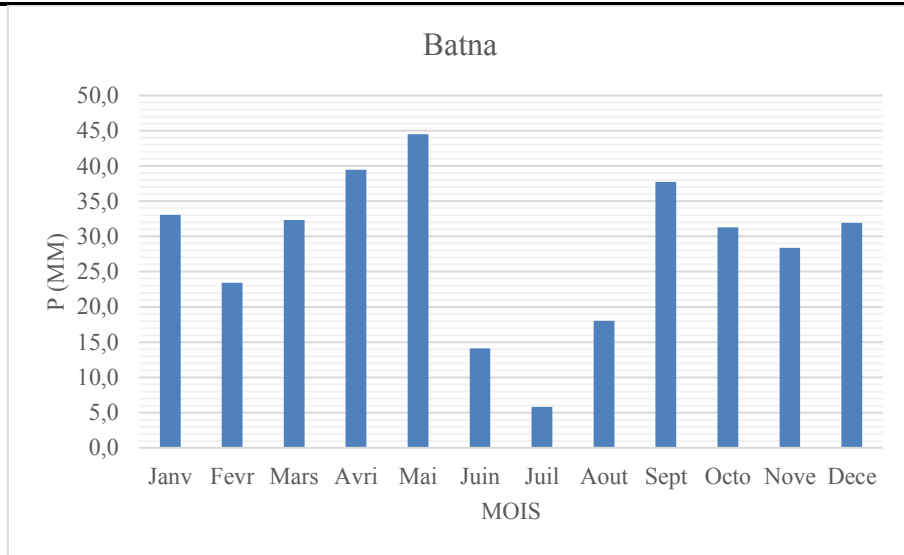
- St. George, S., & Mudelsee, M. (2019). The weight of the flood-of-record in flood frequency analysis. *Journal of Flood Risk Management*, 12(S1), e12512. <https://doi.org/10.1111/jfr3.12512>
- St-Hilaire, A., Ouarda, T. B. M. J., Lachance, M., Bobée, B., Barbet, M., & Bruneau, P. (2003). Regional precipitation frequency analysis: A literature review of recent developments. *Revue des Sciences de l'Eau*, 16(1), 27-54. <https://doi.org/10.7202/705497ar>
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M., & Foufoula-Georgiou, E. (1993). Frequency analysis of extreme events. In D. R. Maidment (Ed.), *Handbook of hydrology* (pp. 18.1-18.66). McGraw-Hill.
- Strangeways, I. (2006). *Precipitation: Theory, measurement and distribution*. Cambridge University Press.
- Tabios, G. Q., III, & Salas, J. D. (1985). A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation. *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, 21(3), 365-380. <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.1985.tb00147.x>
- Tosunoglu, F., & Gurbuz, F. (2019). Mapping spatial variability of annual rainfall under different return periods in Turkey: The application of various distribution functions and model selection techniques. *Meteorological Applications*, 26(4), 671-681. <https://doi.org/10.1002/met.1793>
- Verlaque, R., Médail, F., Quézel, P., & Babinot, J. F. (1997). Endémisme végétal et paléogéographie dans le bassin méditerranéen. *Geobios*, 30(S2), 159-166. [https://doi.org/10.1016/S0016-6995\(97\)80083-6](https://doi.org/10.1016/S0016-6995(97)80083-6)
- Vila, J. M. (1980). *La chaîne alpine de l'Algérie orientale et des confins algéro-tunisiens* [Thèse de Doctorat ès sciences, Université Pierre et Marie Curie].
- Vogel, R. M., & Kroll, C. N. (1989). Low-flow frequency analysis using probability-plot correlation coefficients. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 115(3), 338-357. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9496\(1989\)115:3\(338\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9496(1989)115:3(338))
- Vogel, R. M., & Kroll, C. N. (1992). Regional geohydrologic-geomorphic relationships for the estimation of low-flow statistics. *Water Resources Research*, 28(9), 2451-2458. <https://doi.org/10.1029/92WR01007>
- Vogel, R. M., & McMartin, D. E. (1991). Probability plot goodness-of-fit and skewness estimation procedures for the Pearson type 3 distribution. *Water Resources Research*, 27(12), 3149-3158. <https://doi.org/10.1029/91WR02116>
- Wald, A., & Wolfowitz, J. (1943). An exact test for randomness in the nonparametric case based on serial correlation. *The Annals of Mathematical Statistics*, 14(4), 378-388.
- Wallis, J. R. (1988). Catastrophes, computing, and containment: Living with our restless habitat. *Speculations in Science and Technology*, 11(4), 295-315.
- Wang, X. L. (2017). *Variation of extreme climate and its impact on NDVI in the coastal area of China* [Thèse]. University of Chinese Academy of Sciences.

- Wigley, T. M. L. (2009). The effect of changing climate on the frequency of absolute extreme events. *Climatic Change*, 97(1-2), 67-76. <https://doi.org/10.1007/s10584-009-9654-7>
- Yang, T., Shao, Q., Hao, Z. C., Chen, X., Zhang, Z., Xu, C.-Y., & Sun, L. (2010). Regional frequency analysis and spatio-temporal pattern characterization of rainfall extremes in the Pearl River Basin, China. *Journal of Hydrology*, 380(3-4), 386-405. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2009.11.013>
- Yang, T., Xu, C. Y., Shao, Q. X., & Chen, X. (2010). Regional flood frequency and spatial patterns analysis in the Pearl River Delta region using L-moments approach. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 24, 165-182. <https://doi.org/10.1007/s00477-009-0308-0>
- Yevjevich, V. (1972). *Probability and statistics in hydrology*. Water Resources Publications.
- Zalnezhad, A., Rahman, A., Nasiri, N., Vafakhah, M., Samali, B., & Ahamed, F. (2022). Comparing performance of ANN and SVM methods for regional flood frequency analysis in South-East Australia. *Water*, 14(20), 3323. <https://doi.org/10.3390/w14203323>
- Zerouali, B., Chettih, M., Abda, Z., Mesbah, M., & Djemai, M. (2020). The use of hybrid methods for change points and trends detection in rainfall series of northern Algeria. *Acta Geophysica*, 68(5), 1443-1460. <https://doi.org/10.1007/s13580-020-00281-x>
- Zolina, O., Simmer, C., Belyaev, K., Kapala, A., & Gulev, S. (2009). Improving estimates of heavy and extreme precipitation using daily records from European rain gauges. *Journal of Hydrometeorology*, 10(3), 701-716. <https://doi.org/10.1175/2008JHM1055.1>
- Zolina, O., Simmer, C., Kapala, A., Bächner, S., Gulev, S., & Mächel, H. (2008). Seasonally dependent changes of precipitation extremes over Germany since 1950 from a very dense observational network. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 113(D6), D06105. <https://doi.org/10.1029/2007JD008393>

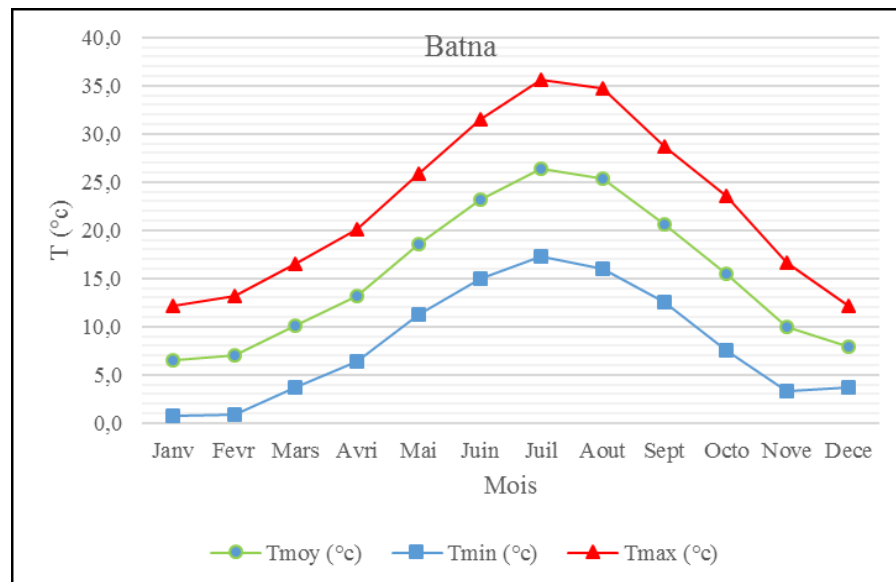
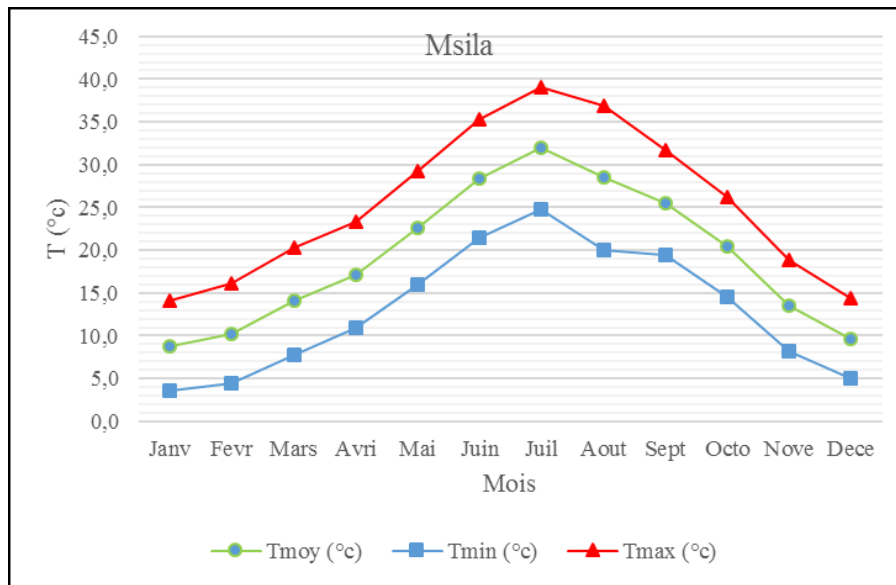
Annexe

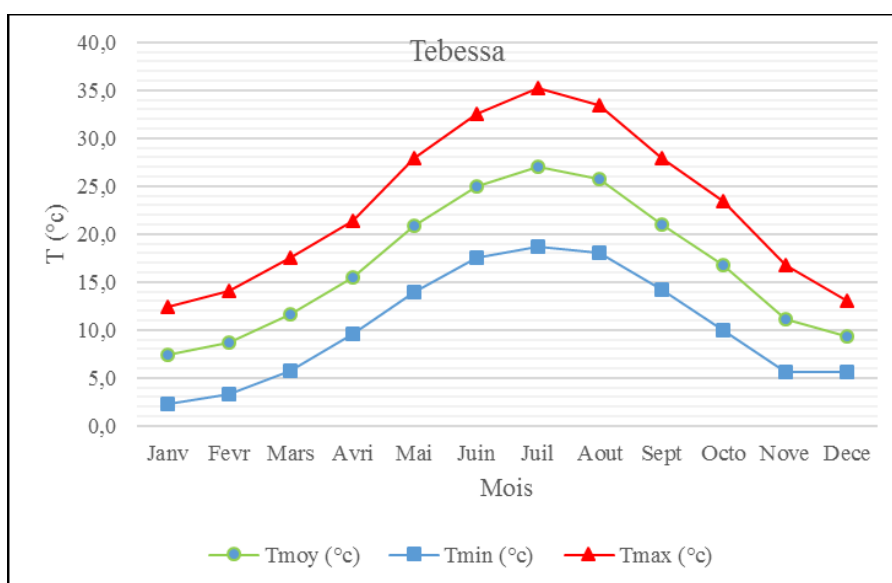
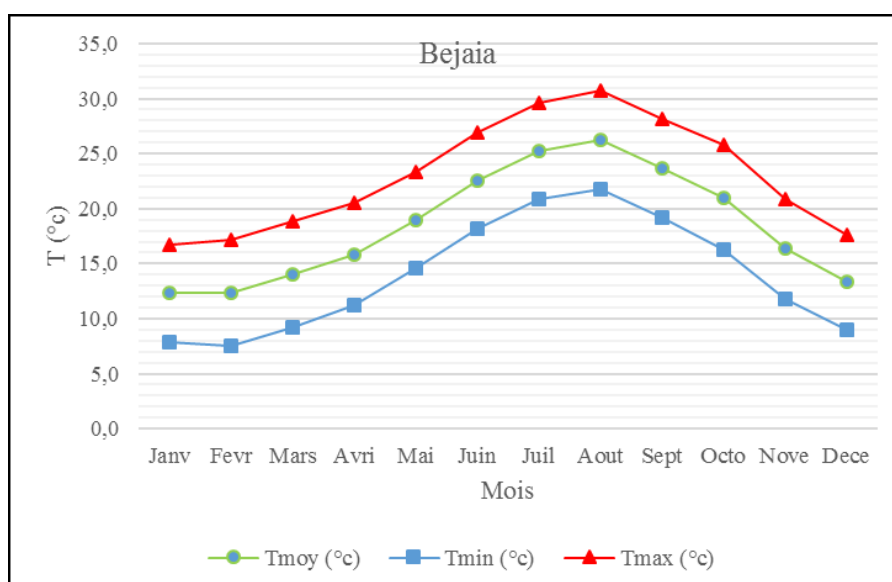
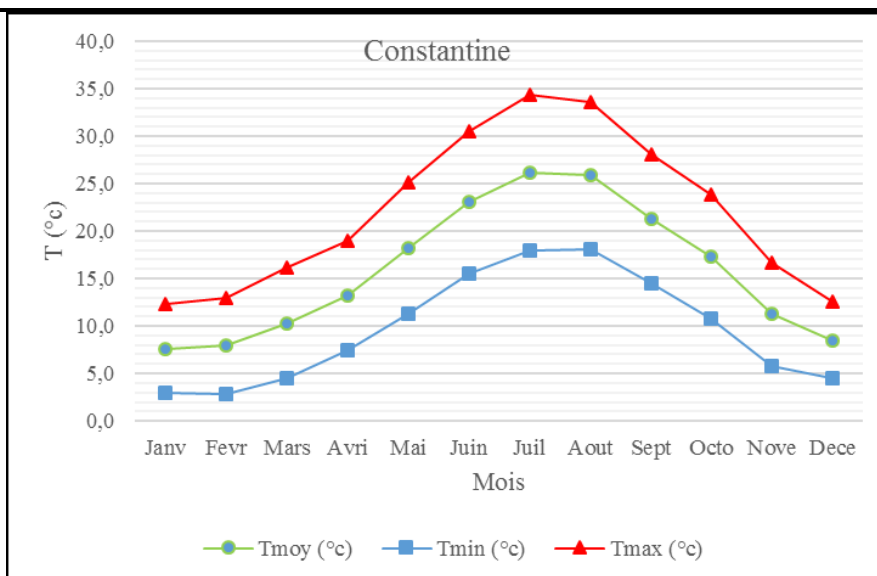
Annexe n°01 : Histogrammes des précipitations des stations météorologiques.

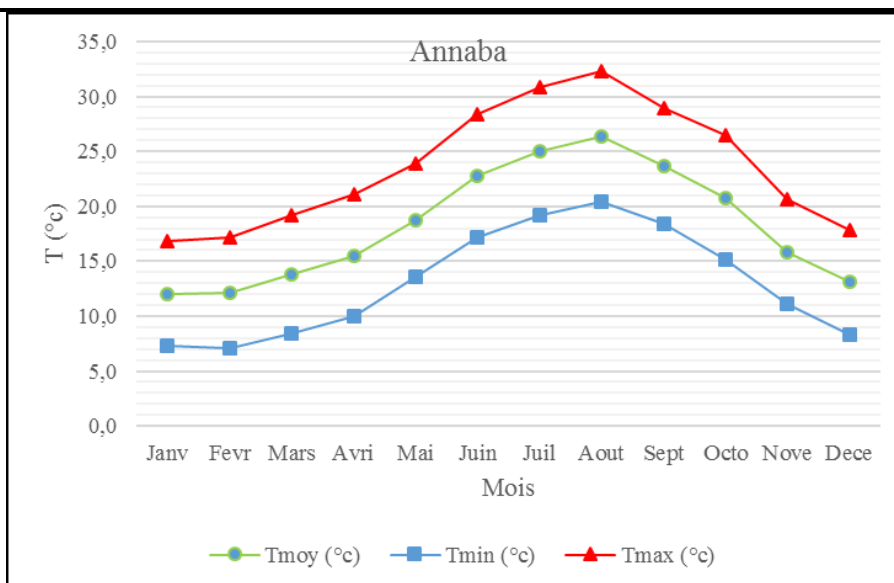




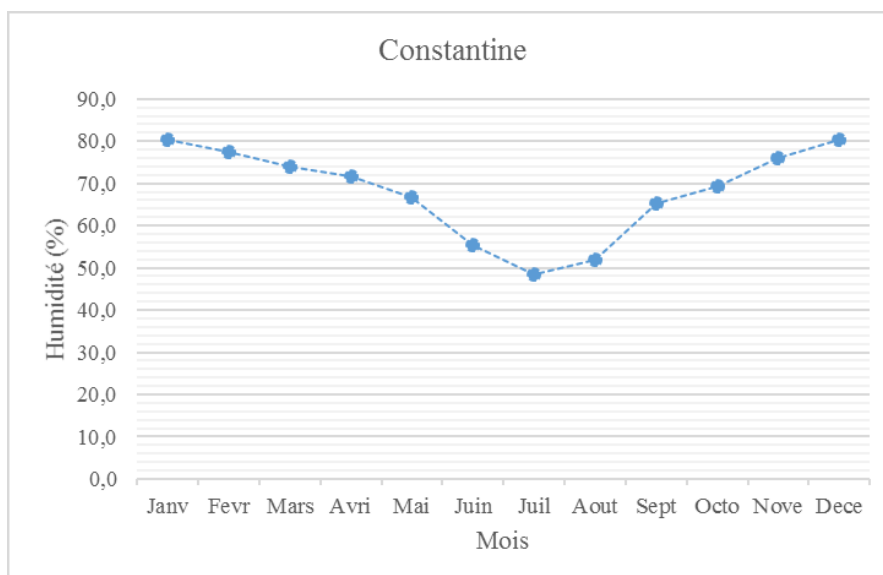
Annexe n°02 : Variation des températures des stations météorologiques.

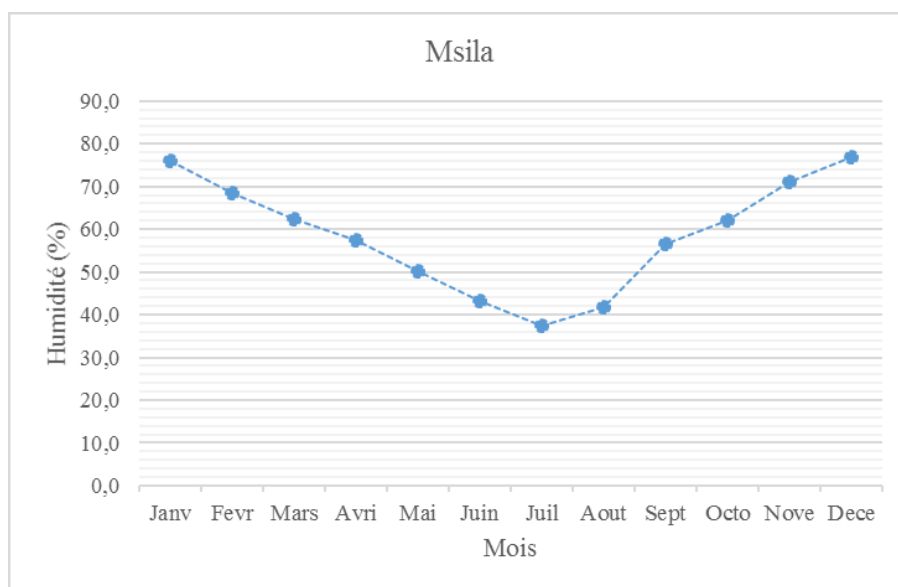
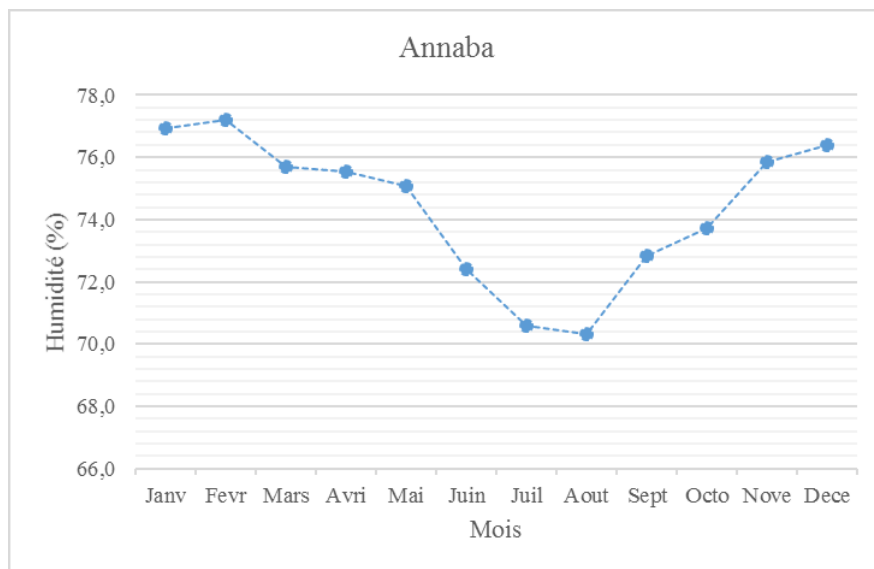
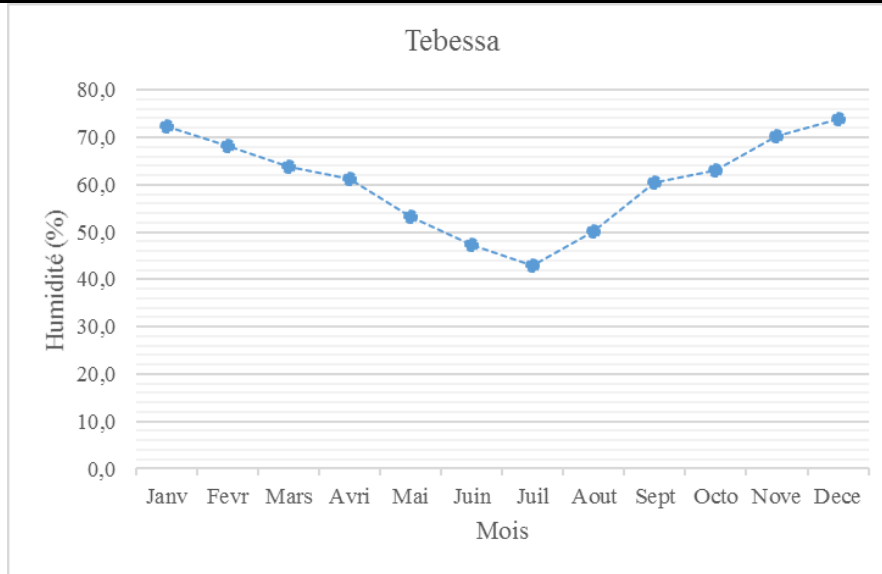


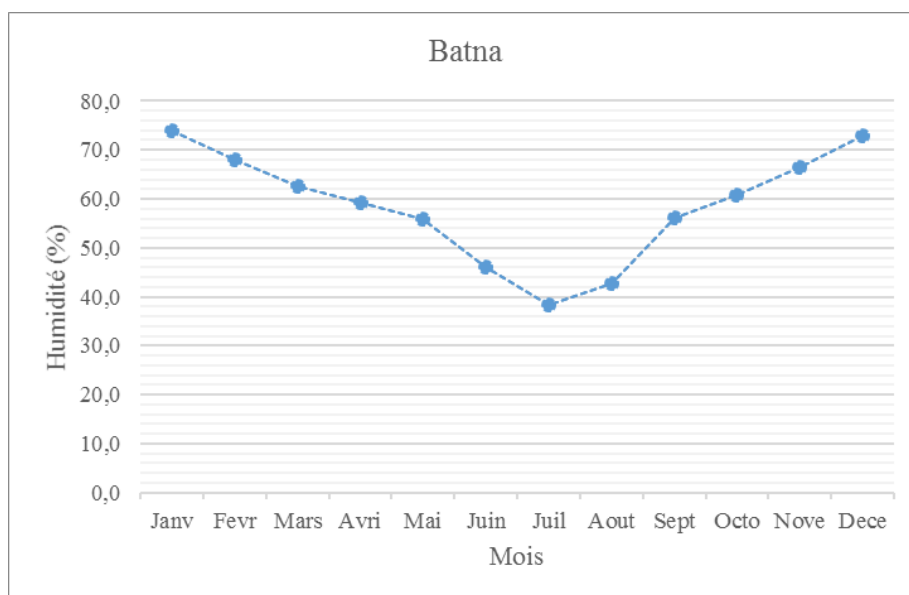
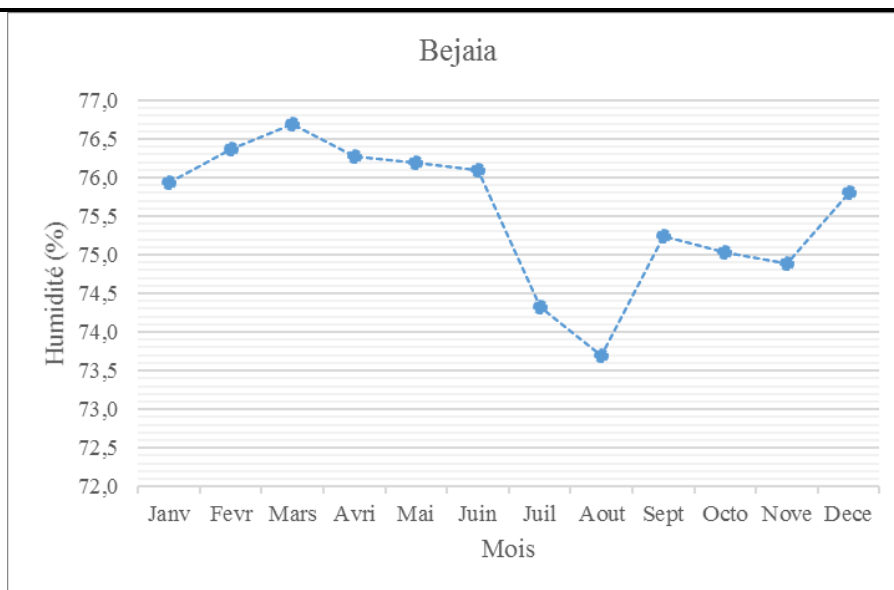




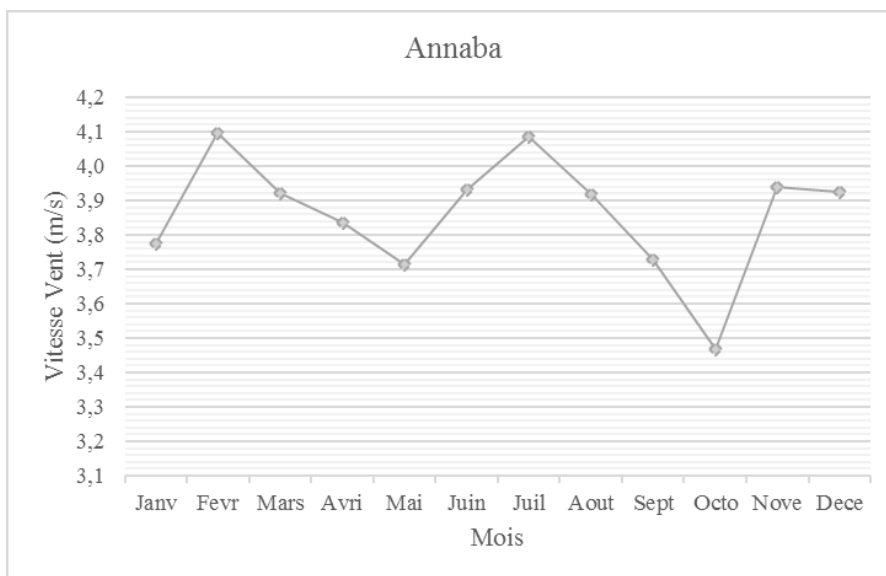
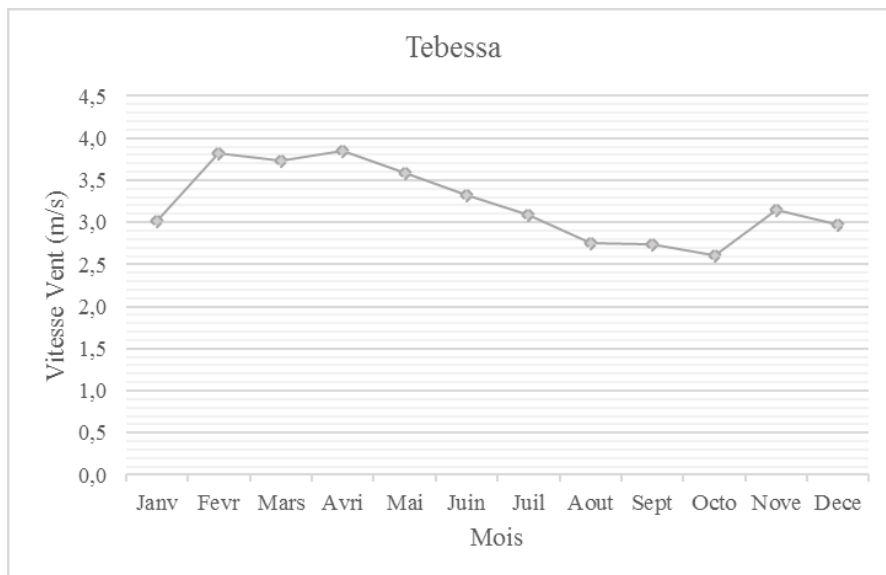
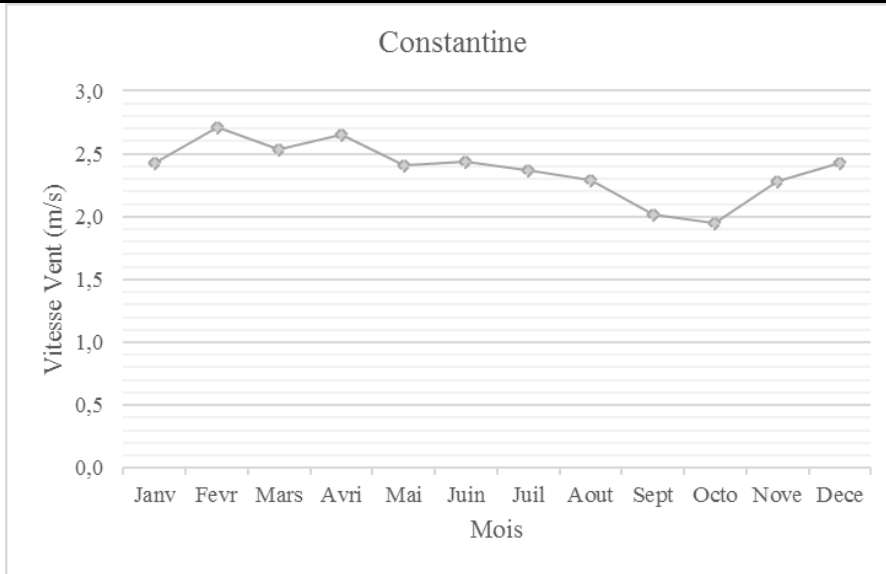
Annexe n°03 : Variation de l'humidité des stations météorologiques.

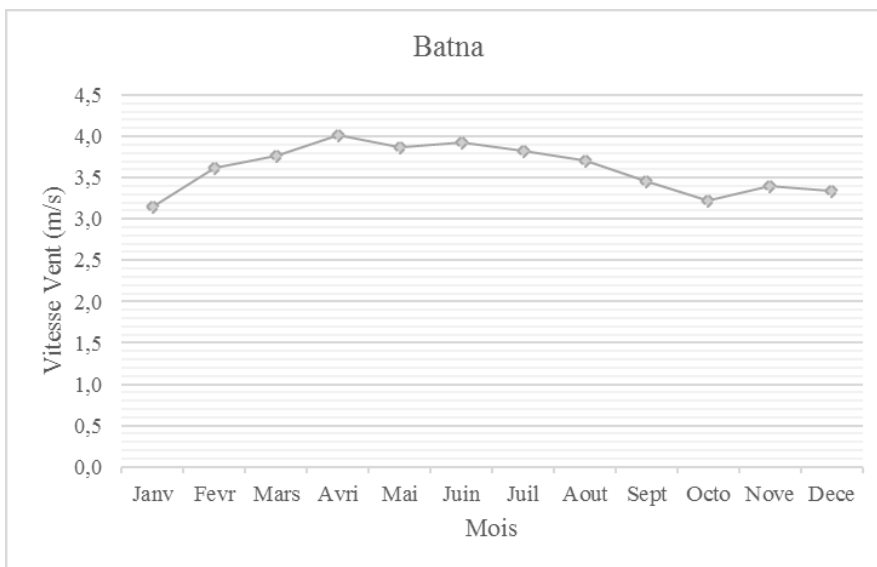
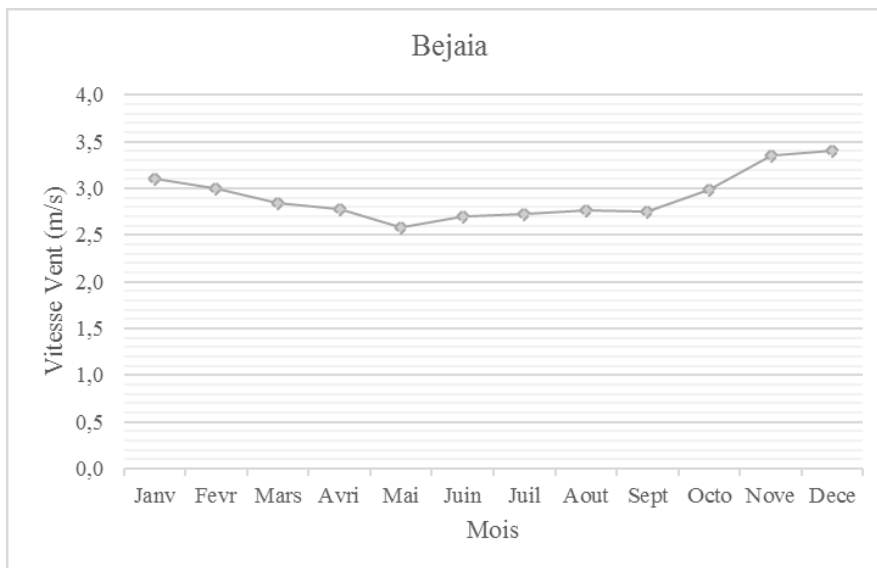
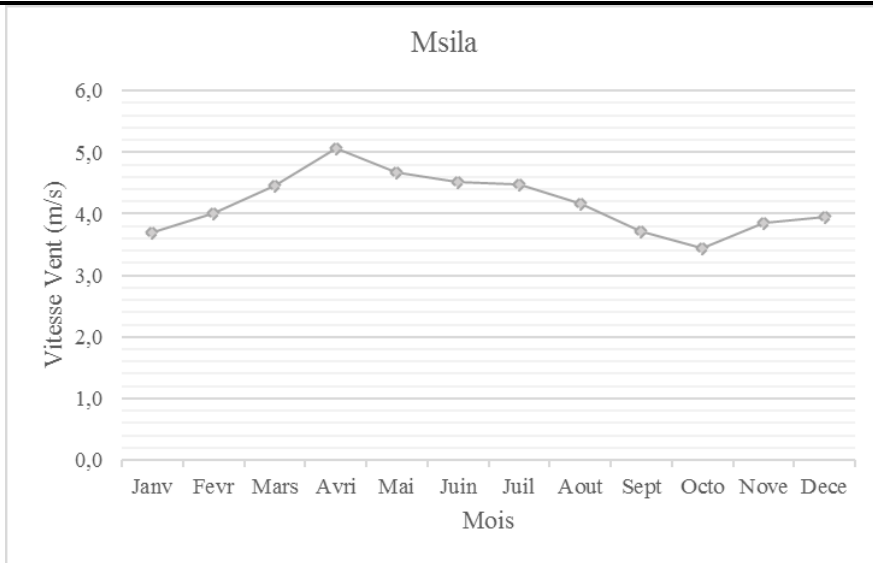






Annexe n°04 : Variation de la vitesse du vent des stations météorologiques.





Annexe

Annexe n°05 : Résultats des tests d'Ajustement.

STATIONS	GEV	GM	LN 02	LN 03	P 03
S1	3,6	4,8	6,4	4,4	4,4
S2	6,4	6	5,6	6,4	5,2
S3	4,4	4,4	4	6,4	4,8
S4	5,6	8	8	8	7,2
S5	7,2	7,2	9,2	6	10,4
S6	7,6	10	10,4	8	10
S7	2,8	3,2	3,2	3,2	4,4
S8	4,8	7,2	7,2	5,2	4
S9	7,2	8	7,2	4	3,2
S10	5,6	8,4	6,8	5,6	8,4
S11	4,8	3,2	3,2	4,8	4
S12	2,8	4,4	3,2	2,8	4,8
S13	6,4	13,2	7,6	4	4
S14	10,4	5,6	5,6	7,6	/
S15	6,4	4,4	4,8	6,8	7,2
S16	4,8	3,6	4	5,6	6,8
S17	4	4,8	3,6	4	4
S18	9,6	9,6	6,4	6	7,2
S19	7,2	8,8	8,8	7,2	8,8
S20	8	6,4	6,8	7,6	7,6
S21	4	10,8	9,6	3,6	4,4
S22	3,6	3,6	3,6	3,6	4,8
S23	3,6	3,6	3,6	3,6	4,8
S24	9,2	12,4	8,8	8,4	9,2
S25	11,2	8,4	8,4	11,2	292,4
S26	12,4	7,6	7,6	12,4	8
S27	9,6	9,6	10,2	11,2	12,8
S28	6	8,4	6	6	6
S29	5,2	8,8	7,6	5,2	5,2
S30	6,8	11,6	10,8	8,8	6,8
S31	8,8	9,6	8	11,6	9,6
S32	7,6	8,8	6	6,4	220,8
S33	4	6,4	5,2	4,4	6
S34	7,6	11,2	9,6	10	9,2
S35	6	10,4	8,8	4,4	4,8
S36	1,82	1,41	1,41	1,82	1,82
S37	4,8	8	4	4,8	4,8
S38	8	14,4	10,4	7,6	9,2
S39	3,6	5,6	3,2	3,6	1,2
S40	2,4	6,8	6	1,6	2,4
S41	5,6	6,8	9,6	6,4	360

Annexe

S42	1,2	1,2	2	1,2	1,2
S43	5,2	2	3,2	4,8	4,8
S44	12,4	11,2	11,2	8	22,4
S45	10,4	10,4	6,4	4,4	8,4
S46	7,6	6,8	6,8	8	6,8
S47	6,8	6,8	6,4	6,4	5,6
S48	10,4	10,8	16	8,8	9,6
S49	9,2	6	4,8	7,6	6,8
S50	3,2	2	2,4	3,2	3,6
S51	5,2	8	6	7,2	61,2
S52	12,4	12	12,4	12,4	12,4
S53	2,8	6	5,6	4,8	4,8
S54	4,4	13,2	8,4	8	4,4
S55	4,4	9,6	9,6	/	360
S56	6,4	6,4	4,8	8	18
S57	10	10	9,2	10	7,6
S58	7,6	12,4	17,2	6	8,4
S59	6,8	7,6	7,2	6,8	4,8
S60	8,8	11,2	7,6	6,4	7,2
S61	5,2	3,2	6,8	6,8	6,8
S62	3,6	3,2	3,2	2,8	4
S63	12,4	9,6	8,4	12,4	11,6
S64	4	2,8	4	4	6,4
S65	2	4,4	5,6	2	2
S66	6	8,4	7,2	/	360
S67	8,8	11,2	9,6	/	360
S68	6,8	4	4	6,8	6,8
S69	4,4	5,6	5,6	4,4	3,6
S70	8,77	10,41	8,36	9,59	5,91
S71	6	8,8	8,4	5,6	7,2
S72	10,82	10,41	10,41	6,32	6,73
S73	2,8	2	3,2	4	2
S74	3,2	2,8	2,4	0,8	2,8
S75	8,4	6,8	9,6	8,4	58,8
S76	6,8	11,2	9,2	7,2	360
S77	7,6	7,6	8	7,6	8
S78	12,8	11,2	14	12,8	10,4
S79	7,2	7,2	6	7,2	6,8
S80	5,5	9,59	8,77	3,86	105,73
S81	5,2	4	2,8	5,6	5,2
S82	5,2	5,6	5,2	4,4	3,6
S83	6,8	6,8	8,8	6,8	7,6
S84	9,6	5,6	16	5,6	8
S85	5,6	6,4	8	5,6	7,2

Annexe

S86	6,8	5,2	6,8	6,8	12
S87	3,05	3,45	2,23	5,5	148,68
S88	2,8	2,8	2,8	2,8	4
S89	3,4	10,8	9,6	9,6	7,2
S90	2	1,6	1,6	4	2,8
S91	4,4	5,2	4,4	4,4	80,8
S92	3,2	2,4	2,8	3,2	4
S93	2	2,8	5,6	5,2	8
S94	6,4	6,4	5,2	6,4	6,4
S95	5,18	7,14	7,14	7,14	8,36
S96	5	6	7,6	5,2	7,6
S97	2,4	5,6	2,8	4,4	4,4
S98	4,4	6	6,8	4	4,4
S99	4	7,6	6,4	4,4	180,4
S100	9,6	8,8	9,6	8,8	6,4
S101	4,4	7,6	4	3,6	--
S102	7,6	5,6	12	5,6	5,6
S103	5,4	7,2	8	5,6	360
S104	2,8	11,6	20,4	3,6	/
S105	2,4	4	5,6	4,8	9,6
S106	2,8	2	2,4	2,8	2,8
S107	5,6	7,6	5,6	/	4
S108	4,4	10,8	15,6	/	360
S109	2,4	5,2	5,6	3,6	4
S110	2,4	6	6,4	2,4	2,4
S111	4	10	9,2	/	4
S112	3,6	4	4,8	3,2	8,8
S113	4,4	12	8,8	5,2	3,6
S114	8,4	8,4	8,4	8,4	14,4
S115	6,8	4,4	6	10,8	10,4
S116	4,8	4,4	5,6	4,4	6
S117	4	4	2,4	2,4	3,2
S118	9,2	6	6	9,2	6,8
S119	10,4	11,6	6,4	5,6	6
S120	9,2	9,6	9,6	10	8,4
S121	3,2	7,2	4,4	/	36
S122	9,2	16,4	13,2	13,6	8,4
S123	5,2	2,8	2	6	9,2
S124	7,2	4,4	6,4	7,2	7,2
S125	10	14	7,6	10,8	10,8
S126	7,2	4	6	2,4	2,4
S127	7,6	2,4	4,4	7,6	7,6
S128	12	9,2	9,6	12	10,8
S129	3,6	5,2	5,2	5,2	5,2

Annexe

S130	7,2	3,6	3,6	5,2	7,6
S131	8,8	5,2	3,6	7,6	7,6
S132	9,6	10,8	10	9,6	9,6
S133	2,8	2,8	2,8	2,8	3,2
S134	3,6	2,8	4	2	3,6
S135	7,6	10	8,8	7,6	7,6
S136	8,8	13,2	10,8	8	8,8
S137	2	4	4	3,6	4
S138	6	6	4,8	6	7,6
S139	6	6	6	6,4	8,8
S140	4,8	10	10,8	5,2	4
S141	4,8	3,2	2,4	2,8	2,8
S142	9,2	8	8	9,2	8,8
S143	10,8	6,8	8,4	10,4	9,6
S144	6,8	6,8	6	6,8	7,6
S145	4,8	8	8,4	6,4	10
S146	8,4	10	9,2	8,4	8,4
S147	7,2	7,2	4,4	7,2	6
S148	8	4,4	4,4	8	8
S149	4,8	4,8	4,4	4,4	134,4
S150	6,8	3,2	2,4	6,8	5,6
S151	6,6	6,4	5,6	4,4	5,2
S152	5,6	14	13,2	5,6	5,6
S153	4,8	6,4	6	6	6
S154	2,4	2,8	2,8	2,8	2,8
S155	4,4	6	6,8	4	4,4
S156	2	3,2	3,2	3,2	3,2
S157	5,2	4,4	4,4	5,2	4
S158	8,4	7,6	10,8	7,6	8,4
S159	10,8	21,6	18	19,6	11,2
S160	4,8	6	4	/	36
S161	4	4	4	4	2
S162	6,8	7,2	7,2	7,2	9,6
S163	9,2	7,6	8,4	7,2	8,4
S164	8	10,8	11,6	10,8	10
S165	3,6	7,6	8,4	4,8	3,6
S166	9,2	15,2	18,8	6,8	9,2
S167	8,4	7,2	10,8	8,4	4,4
S168	4	6	6	4	3,2
S169	8	12,8	14	8	8
S170	3,2	4	6,4	5,2	3,2
S171	9,2	10,4	10,4	10,4	14,6
S172	3,6	3,2	4,8	5,2	19,4
S173	9,2	13,2	11,6	4,4	6

Annexe

S174	6,4	6,8	7,2	6,8	15,6
S175	10	8,8	9,2	9,2	6,8
S176	3,2	5,2	4,4	2,4	2,4
S177	0,4	2	2,8	0,4	0,8
S178	3,2	6	4	3,2	3,2
S179	10	8,4	4,8	11,2	/
S180	1,6	2,8	2	0,8	1,6