الجمهوريـة الجزائـريـة الديمقراطيـة الشعبيـة
République Algérienne Démocratique et Populaire
وزارة التعليـم العالـي والبحـث العلمـي
Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique

**Centre Universitaire Abdelhafid Boussouf -Mila**

**Institut des Sciences et de Technologie**

**Département des sciences et Technique**

**N° Ref :……**

**Mémoire préparé en vue de l'obtention du diplôme de**

# MASTER

**Spécialité :Sciences Hydrauliques**

# Analyse statistique des données pluviométriques de la ville d' El Taref

**Réalisé par :**
**- Seddik Nabila**
**- Taiba wafa**

**Soutenu devant le jury :**

| | |
|---|---|
| **Mme. Benchaiba Laila** | **Présidente** |
| **M. Moussouni A** | **Examinateur** |
| **M. Keblouti Mehdi** | **Promoteur** |

**Année universitaire : 2015/2016**

# REMERCIEMENTS

*En premier lieu, nous tenons à manifester notre louange à Dieu par aisance et excellence de nous avoir donné la volonté et la santé pour pouvoir achever ce travail, veuille-t-Il nous guider toujours dans le droit chemin.*

*Nous tenons à remercier vivement notre encadreur Keblouti Mehdi pour sa disponibilité son encouragement et ses précieux conseils tout au long de ce travail.*

*Et aussi nos remerciements s'adressent en particulier*

*Tous les enseignants de Département d'Hydraulique*

*Nos remerciements vont également à tous ceux qui nous en aidé de près ou de loin au long de la réalisation de ce travail.*

# DEDICACE

*Je dédie ce modeste travail :*

*À Celle à qui mon cœur depuis sa naissance n'a pas pu éprouver qu'amour et reconnaissance, à celle qui a donné un sens à mon existence en m'offrant une éducation digne de confiance*

*À ma chère Mère Fatiha*

*À mon père, Ibrahim*

*A mon trés cher mari mohemed amin*

*À tous les membres de ma famille ; mon frère ( yesser,rafik, hamza), mes*

*Sœurs (fadila , ranya), et à tous mes cousins.*

*À mes meilleurs amis : wafa,Ilham,Nour*

*Et à tous qui m'ont connu et aidé de prés et de loin dans la réalisation de ce travail*

*Ainsi qu'à tous mes camarades de la deuxième promotion de l'hydraulique.*

*Nabila*

# DEDICACE

*Je dédie ce modeste travail :*

*À Celle à qui mon cœur depuis sa naissance n'a pas pu éprouver qu'amour et reconnaissance, à celle qui a donné un sens à mon existence en m'offrant une éducation digne de confiance*

*À ma chère Mère Saada.*

*À mon père, pour son amour et son soutien moral depuis mon enfance.*

*Ma chère Père Makhloof merci.*

*À tous les membres de ma famille ; mes frères (Imad, ramdan, taher,mohamed), mes Sœurs (Dhebiya, Fatiha, Safinaz), et à tous mes cousins.*

*À mes meilleurs amis : hoda, Nabila, meryem, Zahira,Khadîdja,Nassima...*

*Et Ames petites babies : Rimas nour el imane,djanette el Abrar*

*Et à tous qui m'ont connu et aidé de prés et de loin dans la réalisation de ce travail*

*Ainsi qu'à tous mes camarades de la deuxième promotion de l'hydraulique.*

*wafa*

# Table des matières

Liste des tableaux

Liste des figures

Liste des notations et abréviation

Résume

Introduction générale……01

Chapitre I : Bibliographie

I. Constitution des séries de données pour l'analyse fréquentielle ……..... 02
I.1. Introduction ……. 02
I.2. Type de séries en hydrologie …….. 02
I.2.1. La série complète …….. 02
I.2.2. Série des extrema annuels……..…… 03
I.2.3.Série tronquée ……..... 03
I.2.4. Série des k plus grandes valeurs annuelles ……. 04
I.3. Analyse statistiques des précipitations…….. 04
I.3.1. Les problèmes qui se posent devant l'hydrologue sont généralement ……. 04
I.3.2. Fréquence expérimentale…….. 05
I.3.2.1. Fréquence de non dépassement FND(x)…….. 05
I.3.2.2. Fréquence au dépassement FD(x)……..... 06
I.4.Caractéristiques empiriques de l'échantillon ……. 06
I.5. Valeurs extrêmes. Lois de probabilité…… 08
I.5.1. Lois de Gauss…… 08
I.5.1.1. Ajustement de la Loi de GAUSS un échantillon de précipitation …… 10
I.5.1.2.Calcul de l'intervalle de confiance …… 11
I.5.1.3.Calcul de l'intervalle de confiance de la moyenne …… …… 12
I.5.1.4. Calcul de l'intervalle de confiance pour des valeurs extrêmes ….... 13
I.5.2. Loi log-normale ……. 14
I.5.2.1. Ajustement de la loi log-normale un échantillon de précipitation ….. 16
I.5.2.2. Calcul des intervalles de confiance …….. 17
I.5.3. Log-normale autre forme de la loi. Loi de GALTON ……..... 18
I.5.3.1. Ajustement d'une loi tronquée…… 19
I.5.3.2. Répartition des pluies extrêmes de 24 heures, loi de GUMBEL…… 20
I.5.4.. Loi de GUMBEL……. 20
I.5.4.1. Ajustement graphique d'une loi de GUMBEL……. 22
I.5.5. La loi exponentielle……. 24
I.5.5.1 Définition …….. 24
I.5.5.2.Caractéristiques « classiques »…… 24
I.5.5.3. Relation avec la loi de Gumbel…….. 24
I.5.5.4. Propriété…… 25
I.5.5.5. Ajustement la loi exponentielle ……. 25
I.5.5.6. Méthode graphique …….. 25
I.6. Contrôle de l'ajustement…… 26
I.6.1. Examen visuel de l'ajustement ……..……. 26

I.6.2. Test du chi-carré…….. 26
I.6.2.1. Principe et caractéristiques…….. 27
I.6.2.2. Mise en œuvre…… 28
I.6.3. Test de Kolmogorov- Smirnov……... 28
I.6.3.1. Principe…… 28
I.6.3.2. Mise en œuvre…… 29
I.6.3.3. Utilisation comme test d'ajustement……. 30

Chapitre II : Présentation de site et des données

II.1. Description de la zone d'étude ……. 32
II.1.1. La situation géographique de la ville d'el tarf …… ….... 32
II.1.2.Topographie de la wilaya d'el tarf ……. 32
II.1.3. Géologie…….. 33
II.1.4. Le climat …… 33
II.1.5. Station pluviométrique de la ville …..…… 34
II.1.6. Les réseaux hydrographiques de la ville ……..…… 35
II.1.6.1. Les lacs ……..…….. 35
II.1.6.2. Les oueds ……..…….. 36
II.2. Présentation des données ……..... 36
II.3.Régression de série des données pluies annuelle……. 37
II.3.1. Critique des données…… 41
II.3.2.Principe de basse……... 41
II.3.4.Cas de la pluie annuelle de la station de bouteldja…….. 42
II.3.5.Cas de la pluie annuelle de la cheffia barrage ……..... 42
II.3.6.Cas de la pluie annuelle de la station lac des oiseaux…… 44
II.4.Etude d'homogénéité …… 45
II.4.1.Le test de Wilcoxon ……... 46
II.4.1.1.Principe de test……... 46
II.5.Vérification des valeurs singulières…….. 46
II.5.1.Test de GRUBBS-BECK (1972)…….. 49
II .6.Conclusion …….. 51

Chapitre III : Etude des précipitations annuelles

III.1.Introduction ……. 52
III.2.Présentation du logicielle é « Hydrognomon »……... 52
III.3. Série de donnée disponible …… 52
III.4.Ajustement des lois de probabilité…….. 54
III.4.1.Résultat graphique pour Ain Assel……. 56
III.4.2.Test d'adéquation de l'ajustement ……. 57
III.4.3.Résultat graphique pour Ain kerma……..... 58
III.4.4. Résultat graphique pour Ain seynour …….. 60
III.4.5.Résultat graphique pour bouhadjar ……. 62
III.4.6. Résultat graphique pour bouteldja……. 64
III.4.7. Résultat graphique pour cheffia barrage…….. 66
III.4.8. Résultat graphique pour lac des oiseaux……. 68
III.4.9. Résultat graphique pour roum el souk……. 70
III.5.Conclusion ……..... 71

Chapitre IV : Etude des précipitations mensuelles

IV.1.Introduction ……. 72
IV.2.Traitement des données mensuelles ……..... 72
IV.3.Ajustement des lois de probabilité……..... 73
IV.3.1. Résultat graphique pour Ain Assel…… 74
IV.3.2. Résultat graphique pour Ain kerma …… 76
IV.3.3. Résultat graphique pour Ain seynour……. 78
IV.3.4. Résultat graphique pour bouhadjar…… 80
IV.3.5. Résultat graphique pour bouteldja…….. 82
IV.3.6. Résultat graphique pour cheffia barrage……... 84
IV.3.7. Résultat graphique pour lac des oiseaux.……. 86
IV.3.8. Résultat graphique pour roum el souk …….. 88
IV.4.Conclusion …….. 89

Chapitre V : Etude des précipitations journalières

V.1.Introduction……. 90
V.2.Répartition des pluies journalières ……. 90
V.3.Ajustement graphique d'une loi tronquée. …… 92
V.4.Traitement des données journalières …….. 93
V.5.Ajustement des lois de probabilité…….. 95
V.5.1.Résultat graphique pour Ain Assel……..... 95
V.5.2. Résultat graphique pour Ain kerma…… 97
V.5.3. Résultat graphique pour Ain seynour…… 99
V.5.4. Résultat graphique pour bouhadjar…….. 101
V.5.5. Résultat graphique pour bouteldja……..... 103
V.5.6. Résultat graphique pour cheffia barrage……..... 105
V.5.7. Résultat graphique pour lac des oiseaux……. 107
V.5.8. Résultat graphique pour roum el souk…….. 109
V.6.Conclusion ……... 110
Conclusion générale…….. 111
Référence bibliographie

# Liste des tableaux


Tableau 01 : Quelques valeurs de la variable de GUMBEL pour les fréquences les plus utilisées …… 22
Tableau 02 : Coefficients pour le calcul de la statistique du test de Kolmogorov-Smirnov …… 29
Tableau 03 : Statistique du test de Kolmogorov-Smirnov pour n> 35…… 30
Tableau 04 : Coefficients pour le calcul de la statistique du test de Kolmogorov-Smirnov de l'ajustement a une loi normal..…… 30
Tableau 05 : Coefficients pour le calcul de la statistique du test de Kolmogorov-Smirnov de l'ajustement à une loi exponentielle à un paramètre …….. 31
Tableau 06 : Statistique du test de K-S pour l'ajustement d'une loi de Gumbel... 31
Tableau 07 : Le réseau de mesure existant dans la ville d'EL TAREF…….. 34
Tableau 08 : Caractéristique générales des barrages de la ville…… 36
Tableau 09 : Nombre d'année de données existant par station…… 38
Tableau 10 : Nombre de mois de données existant par station……. 39
Tableau 11 : Nombre de jour pluviaux de données existant par station…….. 40
Tableau 12: Durée d'observation…….. 41
Tableau 13 : Matrice d'évaluation du coefficient de corrélation de couples de stations bouteldja des pluies annuelles…….. 42
Tableau 14 : Série des 21 années des pluies annuelles de bouteldja reconstitué…… 43
Tableau 15 : Matrice d'évaluation du coefficient de corrélation de couples de stations cheffia barrage des pluies annuelles……. 44
Tableau 16 : Série des 11 années des pluies annuelles de cheffia barrage reconstitué…… 44
Tableau 17: Matrice d'évaluation du coefficient de corrélation de couples de stations lac des oiseaux des pluies annuelles…… 45
Tableau 18 : Série des 22 années des pluies annuelles de lac des oiseaux…… 45
Tableau 19 : Série des pluies annuelles de la station d'Ain assel. reconstitué……. 47
Tableau 20 : Application de la méthode de Wilcoxon pour vérifier l'homogénéité de la série des pluies annuelles de la station d'Ain Assel……..... 48
Tableau 21 : Résultats de test de Wilcoxon sur les stations d'EL Taref……..... 49
Tableau 22 : Test de représentativité de Grubbs et Beck…… 50
Tableau 23 : Présentation des données annuelles de la ville d'EL TAREF……. 53
Tableau 24 : Paramètres empiriques …….. 54
Tableau 25 : Paramètres de dispersion et de forme……. 54
Tableau 26 : Classement des valeurs par ordre croissant……... 55
Tableau 27 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Assel ……. 57
Tableau 28 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Kerma ……... 59
Tableau 29 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Seynour…… 61
Tableau 30 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Bouhedjar …… 63
Tableau 31 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Bouteldja……... 65

Tableau 32 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station chaffia Barrage …… 67
Tableau 33 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station lac des Oiseaux …… 69
Tableau 34 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station roum el Souk …… 71
Tableau 35 : Paramètres empiriques…….. 72
Tableau 36: Paramètres de dispersion et de forme……..…….. 73
Tableau 37 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Assel……. 75
Tableau 38 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Kerma …….. 77
Tableau 39: Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Seynour …… 79
Tableau 40 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Bouhadjar …… 81
Tableau 41 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Bouteldja ……. 83
Tableau 42 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Cheffia barrage…… 85
Tableaux 43 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station lac Des oiseaux…… 87
Tableau 44 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station roum El souk…….. 89
Tableau 45 : Paramètres empiriques …….. 93
Tableau 46: Paramètres de dispersion et de forme…….. 94
Tableau 47 : Précipitation journalière de déférentes stations …… 94
Tableau 48 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Assel ……. 96
Tableau 49 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Kerma …….. 98
Tableau 50 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Seynour …… 100
Tableau 51 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Bouhadjar …… 102
Tableau 52 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Bouteldja …….. 104
Tableau 53 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Cheffia barrage ……... 106
Tableau 54 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station lac Des oiseaux …… 108
Tableau 55 : Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station roum El souk ……. 110

# Liste des figures


Figure 01 : Loi de gauss …… 09
Figure 02 : Ajustement d'une loi log-normale…….. 17
Figure 03 : Ajustement d'une la loi Gumbel…… 23
Figure 04 : De densité de la loi exponentielle de paramètres…….. 24
Figure 05 : Exemple d'ajustement par la méthode graphique…….. 25
Figure 06 : Ajustement de la série tronquée des débits de pointes à une loi exponentielle…… 26
Figure 07 : Principe du test du chi carré……..…. 27
Figure 08 : Principe du test de KOLMOGOROV-SMIRNOV pour n=4…… 28
Figure 09 : Situation géographique de la ville d'El TARF…….. 32
Figure 10 : Carte climatologique …..……. 34
Figure 11 : Réseaux de mesure pluviométrique pour la région d'El TARF ….. 35
Figure 12 : Réseaux hydrographique de la ville ……. 37
Figure 13 : Régression linéaire simple des pluies annuelle stations (Bouteldja –Bouhadjar)……..…. 43
Figure 14 : Régression linéaire simple des pluies annuelle (stations Ain Assel-Chefia barrage)…….. 44
Figure 15 : Régression linéaire simple des pluies annuelle (stations Ain Assel-Lac des oiseaux)…… 45
Figure 16 : Présentation des données annuelles de la ville d'EL TAREF……. 53
Figure 17 : Loi normale …….. 56
Figure 18 : Loi log normal…… 56
Figure 19 : Loi exponentielle…….. 56
Figure 20 : Histogramme avec les trois lois……. 56
Figure 21 : Loi normal……. 58
Figure 22 : Loi log normal…… 58
Figure 23 : Loi exponentielle…….. 58
Figure 24: Histogramme avec les trois lois……. 58
Figure 25: Loi normal…… 60
Figure 26 : Loi log normal…… 60
Figure 27 : Loi exponentielle…….. 60
Figure 28 : Histogramme avec les trois lois……. 60
Figure 29 : Loi normal……. 62
Figure 30 : Loi log normal…… 62
Figure 31 : Loi exponentielle……... 62
Figure 32: Histogramme avec les trois lois……. 62
Figure 33 : Loi normal……. 64
Figure 34 : Loi log normal…… 64
Figure 35 : Loi exponentielle…….. 64
Figure 36: Histogramme avec les trois lois…….. 64
Figure 37 : Loi normal…….. 66
Figure 38 : Loi log normal…… 66
Figure 39 : Loi exponentielle…….. 66
Figure 40: Histogramme avec les trois lois……. 66
Figure 41: Loi normal……... 68
Figure 42 : Loi log normal…… 68
Figure 43 : Loi exponentielle……... 68

Figure 44: Histogramme avec les trois lois…….. 68
Figure 45 : Loi normal…….. 70
Figure 46 : Loi log normal…… 70
Figure 47 : Loi exponentielle……... 70
Figure 48: Histogramme avec les trois lois…….. 70
Figure 49 : Loi normal…….. 74
Figure 50 : Loi log normal……... 74
Figure 51 : Loi exponentielle…….. 74
Figure 52: Histogramme avec les trois lois…….. 74
Figure 53 : Loi normal…….. 76
Figure54 : Loi log normal…… 76
Figure 55 : Loi exponentielle…….. 76
Figure 56: Histogramme avec les trois lois…….. 76
Figure 57 : Loi normal…….. 78
Figure 58 : Loi log normal…… 78
Figure 59 : Loi exponentielle……... 78
Figure 60: Histogramme avec les trois lois…….. 78
Figure 61 : Loi normal…….. 80
Figure 62 : Loi log normal…… 80
Figure 63 : Loi exponentielle……... 80
Figure 64: Histogramme avec les trois lois…….. 80
Figure 65 : Loi normal…….. 82
Figure 66 : Loi log normal…… 82
Figure 67 : Loi exponentielle……... 82
Figure 68: Histogramme avec les trois lois…….. 82
Figure 69 : Loi normal…….. 84
Figure 70 : Loi log normal…… 84
Figure 71 : Loi exponentielle…….. 84
Figure 72: Histogramme avec les trois lois…….. 84
Figure 73 : Loi normal ……. 86
Figure 74 : Loi log normal …….. 86
Figure 75 : Loi exponentielle …….. 86
Figure 76: Histogramme avec les trois lois…….. 86
Figure 77 : Loi normal…….. 88
Figure 78 : Loi log normal…… 88
Figure 79 : Loi exponentielle……... 88
Figure 80: Histogramme avec les trois lois…….. 88
Figure 81 : Loi normal…….. 95
Figure 82 : Loi log normal…… 95
Figure 83 : Loi exponentielle…….. 95
Figure 84: Histogramme avec les trois lois…….. 95
Figure 85 : Loi normal…….. 97
Figure 86 : Loi log normal…… 97
Figure 87 : Loi exponentielle…….. 97
Figure 88: Histogramme avec les trois lois…….. 97
Figure 89 : Loi normal…….. 99
Figure 90 : Loi log normal…… 99
Figure 91 : Loi exponentielle……... 99
Figure 92: Histogramme avec les trois lois…….. 99
Figure 93 : Loi normal…….. 101

Figure 94 : Loi log normal…… 101
Figure 95 : Loi exponentielle……... 101
Figure 96: Histogramme avec les trois lois…….. 101
Figure 97 : Loi normal…….. 103
Figure 98 : Loi log normal…… 103
Figure 99 : Loi exponentielle…….. 103
Figure 100: Histogramme avec les trois lois…… 103
Figure 101 : Loi normal…… 105
Figure 102: Loi log normal…….. 105
Figure 103: Loi exponentielle…….. 105
Figure 104: Histogramme avec les trois lois…… 105
Figure 105: Loi normal……. 107
Figure106 : Loi log normal……..... 107
Figure 107 : Loi exponentielle……. 107
Figure 108: Histogramme avec les trois lois…… 107
Figure 109: Loi normal……. 109
Figure 110 : Loi log normal……. 109
Figure 111 : Loi exponentielle……. 109
Figure 112: Histogramme avec les trois lois…… 109

# Abréviation

n : Nombre de classement de valeur

N : Taille d'échantillon

X : Variable aléatoire

FD : Fréquence au dépassement

FND : Fréquence non dépassement

$\sigma^2, s^2$ : La variance

$\sigma$: L'écarte type

Cv : Coefficient de variance

W : L'intervalle de variation

$X_{max}$ : Valeur plus élevée

$X_{min}$ : Valeur  plus faible

m,$\bar{X}$ : La moyenne

Up : Variable réduite de gauss du quantile

$\sigma xp$: Ecarte type du quantile

U : Variable transformée

T : Période de retour

$\chi^2$: Chi-carré

Kα : Coefficient du test Kolmogorov- Smirnov

$R^2$ : Coefficient de corrélation

Kn : Coefficient statistique de Grubss-Beck

Dn : Coefficient statistique du test Kolmogorov- Smirnov

ANRH : Agence national des ressources hydraulique.

**Résumé**

Le but du notre travail de recherche porte sur l'ajustement des séries des précipitations (annuelles, mensuelle et journalière) du la ville de El TAREF, sur une période d'observation de 39 ans (1970-2008). Les tests non paramétriques de Wilcxon et Grubs-Beck sont appliqués pour vérifier respectivement, l'homogénéité, et la singularité des données observées. Dans notre travail on a utilisé les lois statistiques les plus utilisée en hydrologie : loi normal, loi log normal, loi exponentielle, le test d'ajustement des répartitions empiriques et théoriques est fait par le test de Kolmogorov Smirnov. Les résultats d'ajustement ont montré que les lois (normal, log normal et exponentielle) s'ajustent bien au données annuelles, mensuelles et journalières.

**Mots clés :** Pluie, El taref, Ajustement, Test d'adéquation.

**Abstract**

The aim of our research is on the adjustment of rainfall series (annual, monthly and daily) of the city of El TAREF over a 39 years observation period of (1970-2008). Nonparametric tests Wilcxoncv and Grubs-Beck are applied to verify respectively, homogeneity, and the uniqueness of the observed data. In our work the most statistical laws used in hydrology were used: normal distribution, log normal, exponential, the adjustment test of empirical and theoretical distributions is made by the Kolmogorov Smirnov. The results showed that adjustment laws (normal, log normal and exponential) fit properly to annual, monthly and daily data.

**Key words:** Rainfall, El taref, Adjustment, Adequacy test.

**ملخص :**

الهدف من هده الدراسة هو دراسة بيانات الامطار (السنوية,الشهرية, اليومية) لمدينة الطارف , البيانات مدتها 39 سنة(1970- 2008), في البداية تم استخدام الاختبارات الغير بارا مترية( Wilcxonو Grubss ) للتحقق من تجانس البيانات و استخراج البيانات الزائدة.

في هدا العمل قمنا باستخدام القوانين الاحصائية المستعملة بكثرة في مجال الهيدرولوجيا ( loi normal, log normal…) كدلك تم اختبار هده القوانين الاحصائية بواسطة اختبار كولموغروف سميرنوف .

في الاخير اظهرت النتائج ان القوانين الاحصائية تتناسب جيدا مع بيانات الامطار(السنوية, الشهرية, اليومية).

**الكلمات المفتاحية:**

الامطار,مدينة الطارف , القوانين الاحصائية , اختبار.

# Introduction générale

L'évaluation de n'importe quels risques hydrologiques tels que (inondation, pollution…etc.) nécessite avant tout une bonne caractérisation de l'aléa pluvial. La bonne connaissance de l'information pluviométrique dans une région, permet d'avoir des valeurs plus au moins exacte de pluie mesuré.

Dans les pays en développement comme l'Algérie, l'accès à l'information pluviométrique est difficile, cela peut-être dû à la faible densité du réseau de mesure pluviométrique ex : (la ville d'EL TARF notre site d'étude, superficie 3339 km², nombre de postes pluviométriques 11), ou à la qualité des données fournis par les services concernés.

La quantité de mesures qui existe nécessite un certain traitement pour déterminer les valeurs centrales et les valeurs extrêmes. Afin d'arriver a ses valeurs, il faut faire différents traitements : création de séries de mesures et ajustement aux lois statistiques connue.

L'inondation émanant des eaux pluviales et des eaux des lâchées des barrages est un phénomène naturel qui constitue un grand danger pour les populations de la wilaya d'EL TARF et particulièrement celles des communes qui sont situées à proximités de ces derniers. Elle se manifeste régulièrement dans la grande saison pluvieuse à pluviométrie longue et abondante.

L'objectif de ce travail de recherche est d'essayer d'analyser les données pluviométriques mesurées (Annuelles, mensuelles, journalière) avec les trois lois les plus utilisées (normale, log normale, exponentielle) pour la ville d'EL TARF.

Notre travail est organisé de la manière suivante :

Chapitre 1 : Bibliographie.

Chapitre 2 : Présentation du site et des données.

Chapitre 3 : Etude des précipitations annuelles.

Chapitre 4 : Etude des précipitations mensuelles.

Chapitre 5 : Etude des précipitations journalières.

# Chapitre I

## Bibliographie

# I. Constitution des séries de données pour l'analyse fréquentielle

## I.1. Introduction

Pour effectuer une analyse fréquentielle, il convient toutefois, à partir des données disponibles, de constituer une série de valeurs formant un échantillon au sens ou l'entendent les statisticiens.
Or, la confection de la série à traiter dépend du type de traitement envisagé ou, réciproquement, le type de traitement envisageable dépend de la nature des séries de données disponibles.de plus, pour que le traitement statistique soit légitime, la série utilisée devra satisfaire à certains critères.

A cet égard l'un des critères essentiels est certainement l'échelle spatiotemporelle : étudier le comportement des crues dans un micro bassin urbain (à très faible temps de concentration) avec données de pluie au pas de temps mensuel n'aurait pas de sens ! L'inverse est tout aussi vrai : il est probablement inutile de disposer de pluies au pas de temps de la minute pour l'étude du bassin versant de grande taille où les phénomènes hydrologiques n'apparaissent pas avec un tel pas de temps exemple bassin versant de la seybouse.

## I.2. Type de séries en hydrologie

### I.2.1. La série complète

A ce stade de l'analyse nous disposons du résultat de la mesure de la caractéristique pertinente pour chaque événement indépendant.

La série d'événements ainsi constituée est appelée série complète (sous-entendu : série complète des valeurs caractéristiques des événements indépendants).
L'indépendance des événements successifs retenus peut être vérifiée par diverses techniques statistiques.

La série complète des événements extrêmes peut comporter un nombre imposant de valeurs .

### I.2.2. Série des extrema annuels

A partir de la série complète, il est possible de constituer une série de valeurs annuelles caractéristiques (maximum, minimum, moyenne etc.), par exemple la série des maxima annuels.

La pratique de l'analyse fréquentielle a permis de montrer que pour des séries chronologiques dépassant une trentaine d'années, il est légitime de se limiter à n'étudier que les valeurs extrêmes annuelles. Cette façon de procéder est généralement recommandée : elle permet en effet une exploitation directe du modèle fréquentiel ajusté, en procéder annuelle d'occurrence.

### I.2.3.Série tronquée

Lorsque la série chronologique est trop courte ou lorsque des moyens informatiques sont disponibles, il est préférable de chercher à tirer profit au mieux de toute l'information disponible : on parle alors d'analyse exhaustive de l'information.

La première méthode utilisée dans ce cas consiste à ne conserver de la série complète des événements indépendants extrêmes que les valeurs dépassant un seuil $x_0$ choisi de façon arbitraire.

Une telle série est appelée série tronquée, série supérieure. L'exploitation du modèle fréquentiel issu de ce type de séries n'est pas immédiate : certains développements particuliers sont nécessaires.

En France notamment, ce type d'analyse est connu sous le nom de méthode du renouvellement. Pour le choix du seuil, **[1]** propose une technique itérative consistant à répéter l'ensemble du calcul pour différents seuils, afin de s'assurer d'une certaine stabilité du résultat.

L'expérience montre que pour assurer une «qualité» de l'estimation égale ou supérieure à celle obtenue par les série des extrema annuels il faut disposer d'un nombre d'événement moyen$\geq$ 1.65, soit plus de 1.65 événements par année, en moyenne **[2]**.Pratiquement, une série dont le nombre moyen d'événement par année $\lambda$ est de l'ordre de 5 à 6 sera utilisée, tout en veillant au critère d'indépendance entre événements successifs.

Guillot (1994) propose de considérer le 5% des plus grandes valeurs pour l'ajustement de la queue supérieure de la distribution des pluies journalières extrêmes (en relation avec la méthode du Gradex). Cette façon de procéder conduit à retenir environ 18 valeurs annuelles.

### I.2.4. Série des k plus grandes valeurs annuelles

La seconde méthode utilisée lorsqu'une de maxima annuels est trop courte consiste à retenir, pour chaque année, les k plus grandes valeurs de la série complète. On parlera alors d'alors de série des k plus grandes valeurs annuelles ou, plus familièrement de série gonflée.

Une utilisation correcte de ce type de série dans d'une analyse fréquentielle nécessite également quelques développements spécifiques. La légitimité, sur la plan de statistique, de l'utilisation de ce type de série est toutefois discutée **[3]** : il semble donc préférable, dans la mesure du possible, de s'en tenir aux séries tronquées.

## I.3. Analyse statistiques des précipitations

L'analyse statistique des données pluviométriques, ne peut être effectuée qu'après une certaine période d'observations, suffisante pour que les séries de mesures pluviométriques atteignent des durées assez importantes.

L'analyse statistique des données pluviométriques (ou hydrométriques) vise à définir les régimes à travers certaines valeurs caractéristiques et représentatives. Les valeurs caractéristiques sont de deux sortes:

Valeurs centrales: caractérisent l'abondance des régimes et leurs irrégularités (moyenne, médiane,…).

Valeurs extrêmes*:* représentent les valeurs que peuvent prendre les précipitations pour une certaine probabilité choisie à l'avance.

### I.3.1. Les problèmes qui se posent devant l'hydrologue sont généralement

- Calculer une valeur centrale caractéristique d'une série d'observation et déterminer la précision avec laquelle est estimée cette valeur.
- Pouvoir calculer la valeur que prendraient les précipitations (journalières, mensuelles, annuelles) pour une probabilité donnée et avec quelle précision est estimée cette valeur.

Pour le traitement statistique des précipitations, la pluie se présente comme une variable aléatoire régie par le simple hasard. Ou si une averse a une valeur déterminée, celle qui la suit peut prendre toutes les valeurs compatibles avec la saison et le climat, en totale indépendance avec celle qui la précède et celle qui la suit. Il en va de même pour les mensuelles et annuelle qui sont des sommes de variable aléatoires, donc elles-mêmes des variables aléatoires.

Avant d'aborder l'analyse de l'échantillon, quelques notions élémentaires de statistiques doivent être rappelées.

### I.3.2. Fréquence expérimentale

En statistique, on appelle une épreuve l'ensemble de toutes les observations pluviométriques pendant une année. De chaque épreuve on tire différents résultats (par exemple le module pluviométrique annuel). L'ensemble de toutes les réalisations des résultats forme une population (N).

La population est une suite indéfinie hypothétique dont on ne connait jamais qu'une infime partie : l'échantillon (E) qui a été observé pendant une période déterminée de N années.

On dit, en statistique, qu'un évènement est favorable (n) lorsqu'il répond à l'attente que l'on s'était fixée avant l'épreuve.

En procédant à une analyse statistique des modules pluviométriques, on peut, par exemple, considérer comme élément favorable (n) tous les modules supérieurs à 1000 mm. Si l'on dispose d'un échantillon de (N) modules, il peut contenir (n) évènements favorables. Si sur un échantillon de 30 modules, 6 sont supérieurs à 1000, on appelle fréquence expérimentale de l'évènement favorable dans l'échantillon le rapport :

$F=\frac{n}{N}$ (dans notre cas $\frac{6}{30}$=0,20)

On appelle probabilité de l'évènement (n), dans la population(N) :

Prob $\frac{n}{N}$= Lim $\frac{n}{N}$ quand n→ ∞

Dans la pratique on calcule :

#### I.3.2.1. Fréquence au non dépassement FND(x)

Soit la fréquence au non-dépassement que l'on note FND(x) et qui correspond pour la population indéfinie à la probabilité de non-dépassement.

Soit X une variable aléatoire continue, susceptible de prendre une valeur quelconque sur la droite réelle -∞ à ∞ (ou sur un segment de droite).

Soit (x) une de ces valeurs. La probabilité que X soit inférieure ou égale à (x) est :

FND(x) = Prob [x<x] = $\int_{-\infty}^{x} f(x)dx$

Avec FND(x) = Densité de probabilité

X = Variable aléatoire

x = Une des valeurs de la variable aléatoire X

La fonction FND(x) = $\int F(x)\ \mathrm{dx}$ est également désignée sous le nom de fonction de répartition.

En statistique toute fonction monotone croissante de 0 à 1 pour les limites assignées à la variable (ou monotone décroissante de 0 à 1) peut être considérée comme représentant une fonction de répartition. Si la dévirée existe en chaque point, la fonction dérivée est appelée densité de probabilité.

Dans un échantillon de N valeurs on calcule la fréquence expérimentale de non-dépassement pour chacune des valeurs et on trace la courbe expérimentale au distribution des fréquences en procédant comme suit :

1. On classe les valeurs de l'échantillon par ordre croissant en attribuant à chaque valeur un numéro de classement compté à partir de 1.
2. On calcule la fréquence expérimentale au non-dépassement pour chacune des valeurs suivant la formule empirique :

$$FND(x)=\frac{n-\frac{1}{2}}{N} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

FND(x) = Fréquence ou non-dépassement
N = Nombre de valeur dans l'échantillon
n =Nombre de classement de la valeur.

3. On trace la courbe des fréquences expérimentales au non –dépassement en reportant sur un graphique les valeurs de l'échantillon en abscisse et en ordonnée les fréquences. La courbe expérimentable de répartition des fréquences n'a pas d'expression analytique.

### I.3.2.2. Fréquence au dépassement FD(x)

La fréquence au dépassement FD(x) qui correspond à la probabilité de dépassement:

$$FD(x) = \text{Prob}[x<x] = \int_{-\infty}^{x} f(x)dx$$

Pour calculer la fréquence expérimentale au dépassement et trace la courbe de distribution des fréquences, on procède comme il a été décrit ci-dessus, mais en classant les différentes valeurs de l'échantillon par ordre décroissant.

## I.4.Caractéristiques empiriques de l'échantillon

Valeurs centrale de l'échantillon. (Module pluviométrique moyen annuel). C'est une valeur type qui représente en première approximation l'ordre de grandeur de l'ensemble des observations. Elle permet la plus sommaire des comparaisons entre deux séries.

Moyenne arithmétique : $a=\frac{(\sum xi)}{N} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(2)$

Moyenne géométrique : $G = \left[\pi_{i=1}^{N} x_i\right]^{\frac{1}{N}} = \sqrt[N]{X_1 X_2 \ldots X_N} \quad \ldots\ldots..(3)$

Moyenne harmonique : $H = \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{x_1}\right]^{-1}$ ……..(4)

Médiane : Dans certains cas (le Sahara per exemple ou la pluie est très rare et capricieuse), il faut renoncer aux moyennes. En effet s'il se produit des années consécutives sans qu'il pleuve, la notion de moyenne n'est plus représentative.

Il est plus logique parfois de remplacer la moyenne arithmétique par la médiane ($x_m$) .La médiane est la valeur qui est excédée par 50% des observations. La moitié des observations lui sont inférieures et l'autre moitié lui sont supérieure.

Mode : C'est la valeur de fréquence maximale, obtenue lorsque $\frac{df}{dx}$ dans le cas d'une distribution continue ; dans le cas d'une variable discrète, le mode est obtenu pour la plus grande valeur $f_j$ de la fréquence relative.

Paramètres de dispersion et de forme :

Souvent la connaissance de la valeur centrale ou la moyenne n'est pas suffisante. Surtout lorsque, l'on veut comparer deux séries. Il se peut que pour des moyennes voisines nous ayons une répartition très différente des valeurs dans les deux séries.

Ces valeurs peuvent être concentrées autour de la moyenne ou bien pour une même moyenne très étalées des deux côtés de celle-ci. Pour caractériser la dispersion des valeurs on peut déterminer :

La variance $\sigma^2$définie par sa formule(5). C'est la moyenne arithmétique des carrés des écarts de la valeur de la variable $x_i$, par rapport à la moyenne arithmétique de la série.

$$\sigma^2 = \frac{\sum(x_i-\overline{x})^2}{N-1} = \frac{1}{N-1}\left[\sum x_i^2 - N\overline{x^2}\right] \quad \text{…….. (5)}$$

L'écart type ($\sigma$) : C'est la racine carrée de la variance.

Le coefficient de variation (Cv) : $Cv = \frac{\sigma}{\overline{x}}$……...(6)

L'intervalle de variation (w) (range) :

Différence entre la valeur La plus élevée de la série et la plus faible :

$$W = x_{max} - x_{min} \text{…….. (7)}$$

Écart absolu moyen :

$$e_a = \frac{1}{N}\sum|x_i - \overline{x}| \text{…….. (8)}$$

Il faut tenir compte que les valeurs centrales et la dispersion déterminées sur des échantillons de tailles généralement réduites ne donnent qu'une image déformée de la population.

Les caractéristiques empiriques de l'échantillon convergent vers celles de la population quand l'échantillon grandit. On appelle cette déformation les erreurs d'échantillonnage.

Les caractéristiques empiriques des échantillons sont des variables aléatoires, dont les lois de probabilité sont appelées des distributions d'échantillonnage. Elles sont plus ou moins dispersées autour des caractéristiques théoriques de la population :

Espérance mathématique $E(\overline{X}) = m$

Variance théorique $E(\sigma^2) = S^2$

La moyenne, ainsi que la variance que l'on détermine sur un échantillon ont donc un caractère provisoire, et suivant la longueur de l'échantillon auront un caractère plus ou moins précis.

## I.5. Valeurs extrêmes. Lois de probabilité

### I.5.1. Lois de Gauss

C'est la loi de GAUSS qui s'ajuste le mieux à la courbe expérimentale des fréquences tracées à partir des observations.

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\infty}^{u} e^{-\frac{1}{2}u^2} . du \ldots\ldots\ldots (9)$$

$$\text{Avec } u = \frac{x-\overline{x}}{\sigma} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (10)$$

$\overline{x}$ : Moyenne de la variable aléatoire
$\sigma$ : Son écart type
U : variable réduite GOUSS.

Les valeurs de F(x) sont fournies par des tables de l'intégrale de GAUSS fonction de l'écart réduit.

Supposons que la loi de GAUSS s'ajuste bien à un échantillon de modules pluviométriques. Pour chaque valeur $x_i$ de l'échantillon, nous pouvons calculer sa

variable réduite $u_i$. La table de l'intégrale de GAUSS nous donne la probabilité de non dépassement de la valeur $x_i$.

Il est à signaler que l'on trouve plus fréquemment les tables de l'intégrale de GAUSS qui donnent les fréquences au dépassement FD(x).

$$FD(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_u^{\infty} e^{-\frac{1}{2}u^2} \ldots\ldots\ldots (11)$$

La loi de GAUSS offre une répartition symétrique de part et d'autre de la moyenne, qui est en même temps la médiane et le mode.

L'équation de la variable réduite $u = \frac{x-\overline{x}}{\sigma}$

Sous forme de: $x = \overline{x} - u\sigma \ldots\ldots\ldots (12)$

Est celle de la droite de Henri on peut qui représente la courbe de GAUSS sur papier à probabilité normale en abscisse.

A partir de droite de Henri on peut facilement calculer la valeur que prendrait la variable analysée (dans le cas suscité le module annuel) pour une probabilité voulue.

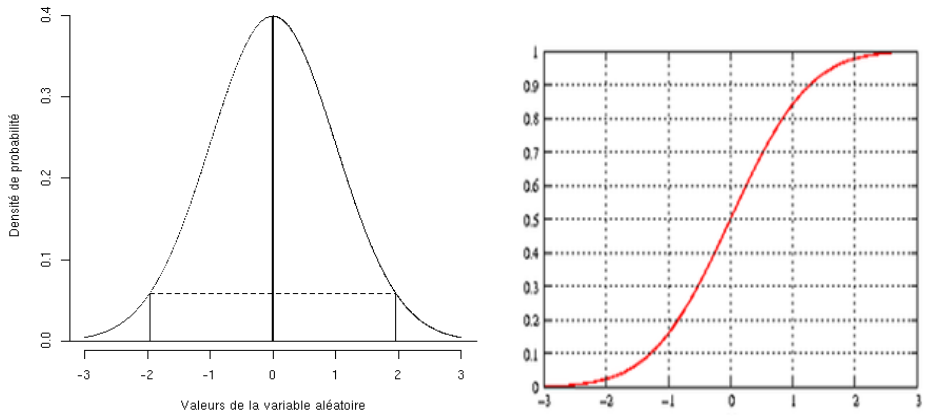


**Figure 01 :** Loi de gauss **[3]**

### I.5.1.1. Ajustement de la loi de GAUSS un échantillon de précipitation

On dispose d'une série de N pluies, on se propose d'ajuster la loi de GAUSS à la répartition expérimentale des fréquences. Les modalités à suivre sont :

Calcul des caractéristiques empiriques :

Moyenne $\overline{x}=\sum \frac{x_i}{N}$ $\text{écart type} = \sqrt{\sigma^2}$ ……( 13)

Variance $\sigma^2 = \frac{1}{N-1}\left[\sum X_I^2 - N\overline{X^2}\right]$ ……..(14)

Coefficient de variation $= \frac{\sigma}{\overline{X}}$

On classe les valeurs par ordre décroissant en attribuant à chacune numéro d'ordre compté.

On calcule la fréquence expérimentale de dépassement pour chacune des valeurs suivant la formule :

$$FD(x) = \frac{n-0.5}{N} \quad \text{……( 15)}$$

On reporte l'échantillon en graphiques, sur du papier à probabilité normale, avec en ordonnées arithmétiques les valeurs des précipitations annuelles et en abscisses (en graduation gaussienne de 0 à 1) les fréquences expérimentales calculées FND(x). L'alignement des points permet d'un premier abord à prévoir que la loi de Gauss peut être ajustée à ta sérier.

On trace ta droite d'Henri en reportant trois points :

Moyenne, pour laquelle f(x)=0.50 deux valeurs quelconques.

Plusieurs cas peuvent se présenter :

Les points expérimentaux s'alignent bien et la droite d'Henri se place bien au milieu des points. C'est une preuve que les caractéristiques sont bien calculées et que la loi de GAUSS s'adapte bien à notre échantillon.

Les points expérimentaux s'alignent bien, mais la droite de Henri est mal placée par rapport à ces points. Il peut s'agir d'une erreur dans la détermination des caractéristiques empiriques.

Il est possible également que ce phénomène soit provoqué par la présence d'une valeur très rare dans l'échantillon et qui déforme l'ajustement. Dans ce cas on peut envisager de ne pas en tenir compte pour calculer les paramètres de la loi ($\overline{x}$ et $\sigma$).(Tout en essayant par d'autres moyens de calculer la fréquence de cet événement rare les points expérimentaux ne s'alignent pas .La loi de Gauss est à rejeter. Il faut essayer d'ajuster une autre loi de probabilité.

### I.5.1.2.Calcul de l'intervalle de confiance

La connaissance de la seule valeur estimée d'un paramètre empirique ne présente guère d'intérêt si on n'a aucune précision de l'estimation obtenue
Comme nous l'avons vu avec le module pst pluviométrique annuel de Sidi-ilissa suivant la période d'observation choisie, nous obtenons des moyennes annuelles qui oscillent autour de la moyenne calculée sur la période la plus longue.

Il est donc nécessaire de compléter notre information, en déterminant autour de ta valeur estimée, un intervalle dont on a de bonnes raisons de croire qu'il contient la vraie valeur du paramètre cotte manière de procéder conduit à ta notion d'intervalle de confiance.

Supposons que l'on s'intéresse à un paramètre quelconque d'une population .Par exemple la moyenne(m).On possède une estimation (x) déterminée sur un échantillon. On se propose de déterminer d'une part et d'autre de x les limites $x_1 < x < x_2$ qui ont une forte probabilité de contenir la vraie, vraie '' valeur'' m.

On détermine les limites de confiance $x_1$ et $x_2$ de telle sorte que :

$$\text{Probe}[x_1 \leq \overline{x} \leq x_2] = \alpha$$

On appelle $\alpha$ le coefficient de confiance (ou coefficient de sécurité).
On choisit arbitrairement le coefficient de sécurité voisin de (0, 95 ou 0,99) Suivant le risque que l'on accepte de prendre.

L'intervalle $x_1$, $x_2$ est appelé intervalle de confiance. En affirmant que cet intervalle ($x_1$, $x_2$) contient La "vraie" valeur m on peut commettre une erreur qui est précisèrent 1- $\alpha$ (Le plus souvent on choisit 1 - $\alpha$= 5% ou on dit que l'on prend 5% de risque.

La fixation du risque impose :

$$\text{Probe}[m < x_1 \text{ou } m < x_2] = -\alpha$$

Ou :

$$\text{Probe}[m < x_1] + \text{Probe}[m < x_2] = -\alpha$$

Généralement on divise le risque d'erreur en deux parties égales, les limites de l'intervalle de confiance étant telles que :

$$\text{Probe}[m < x_1] = \text{Probe}[m < x_2] = \frac{1-\alpha}{2}$$

### I.5.1.3.Calcul de l'intervalle de confiance de la moyenne

Sous certaines hypothèses peu restrictives, la moyenne empirique x d'un échantillon de longueur N (qui suit la loi de Gauss) est également une variable normale dont :

- La moyenne est égale à $\overline{x}$
- La variance est égale à$\frac{\sigma^2}{N}$ Valable pour N > 30
- L'écart type est égal à $\frac{\sigma}{\sqrt{N}}$

On peut imaginer que si l'on constituait un échantillon composé de moyennes de la variable étudiée, mais calculées sur des périodes différentes cet échantillon suivrait une loi de Gauss. La moyenne de cet échantillon, ou la moyenne des moyennes est égale à$\overline{x}$, déterminé sur l'échantillon réel que nous possédons.

L'écart type $\frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ est l'écart moyen entre la ''vraie'' moyenne et les différentes moyennes calculées sur des périodes distinctes. On appelle encore $\frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ l'erreur type sur la moyenne.

Selon les mêmes règles, la variance calculée sur l'échantillon est une variable aléatoire qui suit une loi normale.

- Sa moyenne est égale à $\sigma^2$
- Sa variance est égale à $\frac{\sigma^2}{2N}$ Valable pour N>50
- Son écart type est égal à $\frac{\sigma}{\sqrt{2N}}$

On appelle encore $\frac{\sigma}{\sqrt{2N}}$ erreur type sur la variance.

Pour un grand échantillon

(N>30 pour la moyenne, N>50pour l'écart type), pour un degré de confiance $\alpha$, les limites de l'intervalle de confiance seront :

Pour la moyenne : $\overline{x_{12}} = \overline{x} \pm u_{\frac{1-\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$……..(16)

Pour l'écart type : $\sigma_{12} = \sigma \pm u_{\frac{1-\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{2N}}$……..(17)

$u_{\frac{1-\alpha}{2}}$ Est la variable réduite de GAUSS correspondant à la probabilité $\frac{1-\alpha}{2}$

Dans le cas d'un petit échantillon N $< 30$ ,la moyenne empirique suit une loi de Student à N -1 degrés de liberté (loi symétrique qui se confond avec la loi de GAUSS pour N>30).

Dans ce cas pour un degré de confiance 1-$\propto$, les limites de l'intervalle de confiance sont :

$$N < 30 \qquad \overline{x_{12}} = \overline{x} \pm t_{\frac{1-\propto}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$$

t=Variable de student pour N-1 degrés de liberté.

Pour N < 50, la variance empirique $\sigma^2$ suit une loi de $x^2$ à N-1 degrés de liberté. Les limites de l'intervalle de confiance, avec un degré de confiance $\propto$ sont :

$$N < 50 \qquad \frac{n\sigma^2}{x_1^2} < \sigma^2 < \frac{n\sigma^2}{x_2^2}$$

Avec n= Nombre de valeurs dans l'échantillon

$\sigma$= Variance empirique de l'échantillon

$$\text{Avec} \qquad P[x^2 < x_1^2] = P[x^2 < x_2^2] = \frac{1-\propto}{2}$$

Valeurs extraites d'une table de $x^2$ à N - 1 degrés de liberté.

Le choix du degré de confiance $\propto$est libre, plus la sécurité est recherchée, plus le degré de confiance sera élevé. Généralement hydrologie on travaille avec un degré de confiance de 90 à 95 %.

Dans un intervalle de confiance à 95 % on a autant de chance de trouver la vraie valeur du paramètre estimé, mais il reste à celui - ci 5% de chances de se trouver hors de l'intervalle sans que la validité de la loi ajustée soit infirmée.

### I.5.1.4. Calcul de l'intervalle de confiance pour des valeurs extrêmes

Si la loi de Gauss est ajustable à un échantillon, la valeur que variable pour une probabilité (p) peut être déterminée à l'aide de la droite de Henri :

$$x_p = \overline{x} + \sigma u_p$$

On calcule l'intervalle de confiance d'un tel quantile ($x_p$) en admettant que sa variance est égale à la somme des variances de la moyenne et celle de produit $\sigma u_p$ donc de $\sigma$.

Cette supposition d'indépendance des variances de la moyenne et de sans que l'erreur soit l'écart type n'est pas vigoureuse, mais elle est adoptée sans que l'erreur soit important.

Si $\sigma^2_{x_p}$ est la variance du quantile $x_p$ on a :

$$\sigma^2{}_{x_p} = \frac{\sigma^2}{N} + \frac{\sigma^2}{2N} . U_P^2 \text{ …….. (18)}$$

Ou

$$\sigma^2{}_{x_p} = \frac{\sigma^2}{N}\left(1 + \frac{u_p^2}{2}\right)$$

$\sigma^2$= Variance de l'échantillon.

$\frac{\sigma^2}{N}$= Variance de la moyenne.

$\frac{\sigma^2}{2N}$= Variance de la variance.

$u_p$= Variable réduite de gauss du quantile.

L'écart type du quantile est :

$$\sigma_{x_p} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}\sqrt{1 + \frac{u_p^2}{2}} = \frac{\sigma}{\sqrt{2N}}\sqrt{2 + u_p^2} \text{…….. (19)}$$

Les bornes de l'intervalle de confiance à $\alpha$du quantile $x_p$ seront :

$$\sigma_{x_{12}} = x_p \pm u_{\frac{1-\alpha}{2}} . \frac{\sigma}{\sqrt{2N}}\sqrt{2 + u_p^2} \quad \text{…….. (20)}$$

### I.5.2. Loi log-normale

On tentera d'adapter une loi théorique de distribution des fréquences à la courbe expérimentale des fréquences. Ceci dans le but de déterminer la valeur que prendrait une pluie mensuelle pour une probabilité donnée.

En règle générale, pour un climat méditerranéen les précipitations mensuelles ne suivent pas une loi normale, mais une loi dissymétrique.

Le plus souvent on essais d'ajuster une loi log-normale, ou loi de GALTON (parfois la loi de GUMBEL peut être ajustée).

La loi de GALT0N résulte de la loi normale, mais rendue dissymétrique par un changement de variable.

On prend comme variable gaussienne, non pas la variable étudiée x mais son Logarithme népérien ou une fonction linéaire de ce logarithme.

On présente généralement la loi log-normale sous forme :

$$FD(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_u^{\infty} e^{-\frac{1}{2}u^2} \, du$$

Avec :

$$u = \frac{\ln x - \overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}}$$

L'équation de la variable réduite $U=\frac{\ln x-\overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}}$, présentée sous la forme :

$$\ln x = \overline{\ln x} + u\sigma_{\ln x} \text{.....(21)}$$

Est l'équation d'une droite tracée sur papier à probabilité log normale (papier GALTON) qui est un système de coordonnées dont l'abscisse est l'échelle une Gaussienne et l'ordonnée est en échelle logarithmique.

Pour tracer cette droite, il faut au préalable calculer les logarithmes népériens des précipitations.

On constitue, pour un mois donné, un échantillon des logarithmes des valeurs classées précipitations. On calcule ensuite les caractéristiques empiriques de cet échantillon.

La moyenne $\overline{\ln x}$

L'écart type $\sigma_{\ln x}$

On trace la droite $\ln x = \overline{\ln x} + u\sigma_{\ln x}$en reportant trois points particuliers, comme dans le cas de la droite d'Henri.

Pour estimer une valeur extrême d'une précipitation mensuelle de probabilité donnée ($x_p$) il faut au préalable estimer le logarithme de cette valeur, en utilisant la formule :

$$\ln x = \overline{\ln x} + u\sigma_{\ln x}$$

En prenant dans la table de Gauss la valeur $u_p$ correspondant à la probabilité voulue p.
La valeur de la précipitation extrême sera obtenue par extraction de son logarithme :

$$x_p = e^{\overline{\ln x}} + u_p\sigma_{\ln x} \text{..... (22)}$$

### I.5.2.1. Ajustement de la loi log-normale sur un échantillon de précipitation

On dispose d'une série de N pluies, on se propose d'ajuster la loi log normale à la répartition expérimentale des fréquences. Les modalités à suivre sont :

A. De déterminer les caractéristiques empiriques de l'échantillon des pluies : Moyenne, écart type et coefficient de variation.

B. D'ajuster une loi log-normale. Pour ceci :

1. On procède à un classement des valeurs de l'échantillon par ordre décroissant.
2. On calcule la fréquence expérimentale de chaque valeur de l'échantillon.
3. On détermine les valeurs des logarithmes népériens de toutes les valeurs de l'échantillon.
4. On calcule les caractéristiques empiriques de l'échantillon des logarithmes.

   - Moyenne $\ln\overline{x} = \frac{\sum \ln x}{N}$
   - Écart type de la série des logarithmes $\sigma_{\ln x}$

$$\sigma_{\ln x} = \sqrt{\frac{1}{N-1}\left[\left(\sum(\ln X_I)\right)^2 - N\left(\ln \overline{X}\right)^2\right]}$$

5. On reporte sur papier à probabilité log-normale les points expérimentaux.
6. On trace la droite $\ln x = \ln\overline{x} + u\sigma \ln x$

C. Teste l'ajustement de la loi test du $\chi^2$
D. Préciser les intervalles de confiance à 95% de la moyenne mensuelle des précipitations du mois de septembre.
E. Calculer la valeur de la précipitation mensuelle de fréquence centenaire.

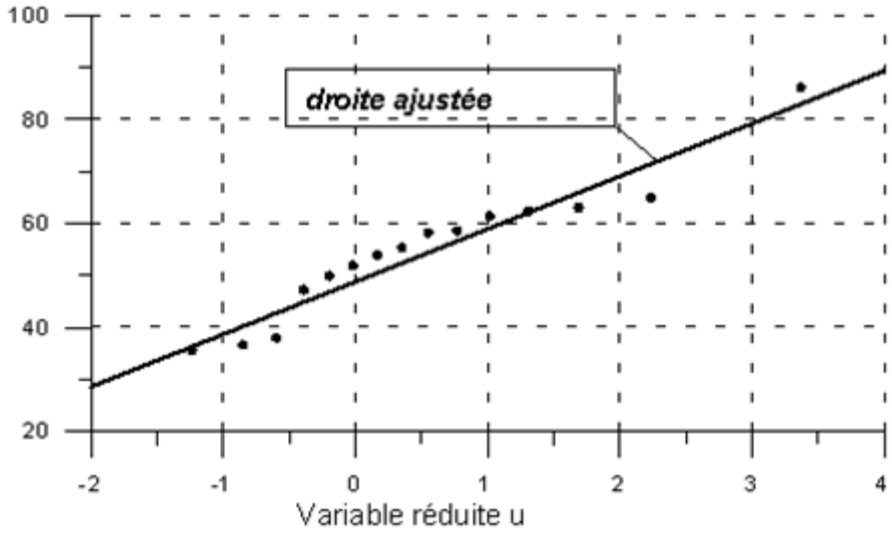


**Figure 02 :** Ajustement d'une loi log-normale **[3]**

### I.5.2.2. Calcul des intervalles de confiance

Dans la loi log-normale, c'est la variable y = ln x qui est une variable gaussienne, et non pas x. On calculera les intervalles de confiance à partir des lois de distribution d'échantillonnage de la moyenne y = ln x de la série des logarithmes comme dans le cas de la loi normale.

Il faut tenir compte que le logarithme de la moyenne des précipitations mensuelles $\ln\overline{x}$, n'est qu'un simple quantile dans la série des logarithmes. Sa variable réduite est :

$$U\ \ln x = \frac{\ln \overline{x} - \overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}}$$

Pour calculer l'intervalle de confiance de la moyenne $\overline{x}$, on calcule d'abord l'intervalle sur $y_{\overline{x}} = \ln\overline{x}$, considéré comme quantile, en appliquant la formule à la série des logarithmes.

L'erreur type sur $\ln\overline{x}$ est $\frac{\sigma_{\ln x}}{\sqrt{2N}}\sqrt{u^2_{\ln \overline{x}} + 2}$

L'intervalle de confiance (lnx1, ln x2) à 95 % de la moyenne ln $\overline{x}$ sera donc :

$$(\ln x_1, \ln x_2) = \ln\overline{x} \pm 1.96 \frac{\sigma_{\ln x}}{\sqrt{2N}}\sqrt{u^2_{\ln \overline{x}} + 2} \ldots\ldots\ldots (23)$$

On passe ensuite des limites de l'intervalle en logarithmes aux limites de l'intervalle de la moyenne par extraction des logarithmes.

$$\overline{x}_{12} = e^{\ln\overline{x} \pm 1.96\frac{\sigma_{\ln x}}{\sqrt{2N}}\sqrt{u^2_{\ln\overline{x}} + 2}} \quad \text{……..(24)}$$

L'intervalle de confiance, symétrique sur les logarithmes ne l'est pas sur la moyenne des précipitations.

L'intervalle de confiance de n'importe quelle autre quantité sera calculé de la même façon, en substituant dans la formule la valeur de $u_{lnx}$ par la valeur de u correspondant à la probabilité recherchée et que l'on trouve sur la table de GAUSS. ( Ainsi que $\ln\overline{x}$ par $\ln x_p$).

### I.5.3. Log-normale autre forme de la loi de GALTON

La loi log-normale prend comme variable gaussienne non pas la variable étudiée x, mais son logarithme népérien (In x) une fonction linéaire de ce dernier.
On présente la loi de GALTON sous forme :

$$f_{x=\frac{1}{\sqrt{2N}}} \int_u^{\infty} e^{-\frac{1}{2}u^2}\ du \text{……( 25)}$$

Identique à la loi normale, mais avec :

$$u = -\log (x - x_0) + b$$

x = Variable d'origine
$x_0$ = Paramètre de position
u = Variable transformée, qui s'apparente à la variable recuite et oui suit la loi normale.

L'introduction du paramètre de position $x_0$ (qui est une borne inférieure de la variable x) assouplit considérablement la loi. Il permet un ajustement de la loi log-normale lorsque la courbe des fréquences expérimentales tracée sur papier à probabilité log normale a une concavité prononcée vers le haut ou vers le bas.

Le paramètre de position $x_0$ peut être déterminé graphiquement. On porte les points observés et leurs fréquences expérimentales sur du papier à probabilité log-normale. Les points s'alignent si $x_0$ est nulle (dans ce cas on peut utiliser la loi log-normale telle qu'elle précédemment).

Si la courbe présente une concavité vers le bas, on la corrige avec un $x_0$ négative. On mettra en ordonnée $(x-x_0)$, qui est une valeur supérieure à x.

Si la courbe présente une concavité vers le haut, on la redressera avec une valeur convenablement choisie de $x_0$ positive, c'est-à-dire avec des valeurs$(x-x_0)$ inferieures à x en ordonnée.

En pratique on adopte la plus petite valeur absolue qui permet aux valeurs faibles de l'échantillon de s'aligner sur les valeurs fortes.

Pour terminer la détermination complète de la loi de Galton, il faut calculer la droite d'ajustement de l'équation (25), c'est –à- dire les coefficients a et b.

La détermination des paramètres a et b peut se faire à l'aide des équations déduites des moments :

$$a = \frac{1.517}{\sqrt{\log\left[1+\frac{\sigma^2}{(x-x_0)^2}\right]}} \quad \text{Et} \quad b = \frac{1.1513}{a} - a\log(x - x_0)$$

…...( 26)

Calcul d'un quantile :

Pour calculer une valeur de probabilité donnée $x_p$, il suffira d'utiliser l'équation (27) sous la forme :

$$\text{Log}(x_p - x_0) = \frac{1}{a}(u_p - b)\text{…….. (27)}$$

Avec $u_p$=Variable réduite correspondante à la probabilité recherchée.

$$x_p - x_0 = 10^{\frac{1}{a}}(u_p - b)$$

$$x_p = x_0 + 10^{\frac{1}{a}}(u_p - b) \text{ …….. (28)}$$

### I.5.3.1. Ajustement d'une loi tronquée

L'ajustement graphique s'effectue de la façon suivante

1. On calcule, pour la borne supérieure de chaque classe (x) la fréquence expérimentale $F_1(x)$
2. On divise l'échantillon en un certain nombre de classes de 5 ou 10 mm.
3. On choisit une valeur raisonnable de $F_1(0)$ en se basant sur la fréquence expérimentale de dépassement trouvée pour $F_1(0)$.
4. On calcule pour chaque borne $\emptyset_{1(x)} = \frac{FD(x)}{FD(0)}$
5. On porte en graphique, sur papier à probabilité log-normale, les valeurs de $\emptyset_{1(x)}$en abscisse gaussienne et les In (x) en ordonnée.

   Si l'ajustement est réalisé, les points s'alignent suivant une droite, sinon on recommence avec une nouvelle valeur de FD (0) jusqu'à obtenir un alignement correct. On retient la valeur de FD(0) qui provoque cet alignement.
6. On estime les valeurs de $\overline{\text{In } x}$ et $\sigma_{\ln x}$ d'après la droite obtenue. Nous avons :

$$\emptyset_{1(x)} = 0.5 \quad \text{Pour u=0} \quad \text{donc} \ \frac{\ln x_{0.5} - \overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}} = 0$$

$$\ln x_{0.5} = \overline{\ln x}$$

$$\emptyset_{1(x)} = 0.159 \quad \text{Pour u=1} \quad \text{donc} \ \frac{\ln x_{0.159} - \overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}} = 1$$

$$\sigma_{\ln x} = \ln x_{0.159} - \overline{\ln x}$$

La loi de répartition des pluies journalières s'écrira :

$$FD(x) = FD(0) - \emptyset_1(x) \ldots\ldots\ldots (29)$$

### I.5.3.2. Répartition des pluies extrêmes journalières, loi de GUMBEL

Pour l'étude des pluies extrêmes, on ne s'intéresse qu'aux plus fortes valeurs des précipitations. On constitue un échantillon de N valeurs, chacune d'elles représentant la précipitation journalière la plus forte d'une des N années. On étudie ensuite la distribution statistique de cet échantillon. On parvient généralement à loi ajuster la loi de GUMBEL ou la loi de GALTON.

### I.5.4.. Loi de GUMBEL

La fonction de répartition de la loi de GUMBEL est :

$$F(x) = e^{-e^{-\alpha(x-x_0)}} \ldots\ldots\ldots (30)$$

Avec : F(x)= Fréquence de non-dépassement de la valeur x
$\alpha$, x = Coefficients d'ajustement.
Par un changement de variable:

$$y = \alpha(x-x_0) \ldots\ldots\ldots (31)$$

La loi de GUMBEL s'écrit :

$$F(x) = F(y) = e^{-e^{-y}} \ldots\ldots\ldots (32)$$

Où y est la variable réduite de Gumbel, liée à la probabilité attachée à la valeur x.
F(y)=Fréquence de non-dépassement de la variable réduite y.
L'équation $y = \alpha(x-x_0)$ présentée sous la forme :

$$x = \frac{1}{\alpha} y + x_0 \ldots\ldots\ldots (33)$$

Est l'équation d'une droite qui représente la loi de GUMBEL sur du papier diagramme à échelle de probabilité GUMBEL.

Le papier à probabilité GUMBEL porte en graduation d'abscisse une échelle de fréquence au non-dépassement et une échelle arithmétique de la variable réduite. A chaque valeur de y de la seconde échelle correspond sur la première échelle la valeur de la fréquence au non-dépassement calculée selon la formule $F(x) = e^{-e^{-y}}$. L'ordonnée représente une échelle arithmétique de la variable étudiée (x).

La représentation graphique de l'échantillon des valeurs extrêmes sur papier GUMBEL obtenue en portant en ordonnée les valeurs de x et en abscisse Les fréquences expérimentales

$F(x) = \frac{n-\frac{1}{2}}{N}$ permet au premier abord de voir si la loi de GUMBEL est ajustable.

Dans le cas d'un alignement satisfaisant, on peut calculer les paramètres de la droite de régression (droite de GUMBEL) $x = \frac{1}{\alpha} y + x_0$ en utilisant la méthode des moindres carrés. Dans ce cas :

$$\frac{1}{\alpha} = r\frac{\sigma_x}{\sigma_y} \quad \text{ou} \quad \frac{1}{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^{N} y_i x_i - N\overline{yx}}{\sum y_1^2 - N\overline{y}^2} \text{..... (34)}$$

Et :

$$X_0 = \overline{x} - \alpha\overline{y} \text{..... (35)}$$

Avec : yi = Variable réduite de GUMREL
xi = Variable étudiée.

Les valeurs de $y_i$ correspondant à chacune des fréquences expérimentales F(x) peuvent être lues directement sur le graphique (sur l'échelle des variables réduites de GUMBEL) ou en utilisant deux fois à l'envers-la table de la fonction exponentielle. Dans ce cas :

$$y = -[\ln(-\ln F(x))]$$

On constitue ainsi une série do N valeurs de y, N étant le nombre de valeurs extrêmes étudiées.

- r = Coefficient de corrélation linéaire entre la série des x et des y
- $\sigma_X$ = Ecart type de la série de la variable étudiée x
- $\sigma_Y$ = Ecart type de la série des N variables réduites y

Une fois les paramètres de la droite de GUMBEL déterminés, on trace la droite en calculant trois valeur de x à partir de trois valeurs de y suivant l'équation (28) .on trace la droite de GUMBEL en joignant ces trois points.

L'estimation de la valeur que prendrait la variable étudiée pour une probabilité donnée (un quantile) peut se faire soit par la lecture directe du graphique, soit en la calculant suivant la formule :

$$x = \frac{1}{\alpha} y + x_0.$$

Dans ce dernier cas on détermine la valeur de y correspondant à la probabilité voulue comme il a été indiqué en utilisant deux fois à l'envers la table de $e^{-y}$ (car $F(x)=e^{-e^{-y}}$).On peut savoir quelques valeurs de y pour des F(x), telles que :

**Tableau 01 :** Quelques valeurs de la variable de GUMBEL pour les fréquences les plus utilisées

| Fréquence au dépassement FD(x) | Fréquence au non –dépassement FND(x) | Variable réduite de GUMBEL y | Recurrence (Période de retour) |
|---|---|---|---|
| 0,1 | 0,9 | 2,25 | 10 ans |
| 0,05 | 0,95 | 2,97 | 20 ans |
| 0,02 | 0,98 | 3,90 | 50ans |
| 0,01 | 0,99 | 4,55 | 100 ans |
| 0,001 | 0,999 | 6,90 | 1000 ans |

Souvent dans la pratique hydrologique, on obtient plus rapidement des valeurs approchées de $\frac{1}{\alpha}$ et $x_0$ en les calculant suivant les deux relations suivantes :

$\sigma$ =Écart type de la série des x $\quad \frac{1}{\alpha} = 0.780\sigma$ ……..(36)

$\overline{x}$ = Moyenne des x $\quad x_0=\overline{x} = \frac{0.577}{\alpha}$ ……..(37)

Issues de la résolution d'un système d'équation formé avec les moments des deux premiers ordres.

### I.5.4.1. Ajustement graphique d'une loi de GUMBEL

La réalisation par la méthode graphique de l'ajustement d'une loi de GUMBEL à un échantillon de N valeurs extrêmes nécessite les opérations suivantes :

1. On classe les N valeurs extrêmes annuelles par ordre de grandeur croissant, en attribuant à chacune d'elles un numéro d'ordre n.
2. On calcule pour chacune des valeurs, sa fréquence expérimentale au non-dépassement FND(x) = $\frac{n-\frac{1}{2}}{N}$
3. Report des couples (x, F(x)) sur papier diagramme à probabilité GUMBEL (x en ordonnée, F(x) en abscisse).
4. Calcul des paramètres d'ajustement $x_0$ et $\frac{1}{\alpha}$

5. Tracé de la droite x =$\frac{1}{\alpha}y + x_0$
6. A partir de la loi ajustée on déduit facilement les valeurs de x pour des fréquences voulues.

La loi de GUMBEL nous permet de calculer les fréquences au dépassement FD(x). On obtiendra les fréquences au non dépassement FND(x) en utilisant :

$$FD(x) = 1 - FND(x) \text{…….( 38)}$$

Le temps de récurrence ou la période de retour étant :

$$T = \frac{1}{1-FND(x)} = \frac{1}{FD(x)} \text{……..(39)}$$

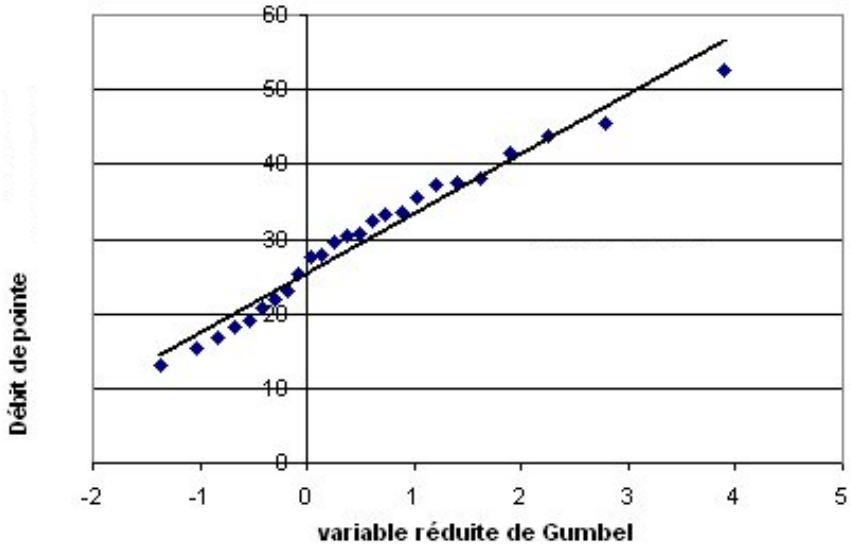


**Figure 03 :** Ajustement d'une la loi Gumbel **[3]**

### I.5.5. La loi exponentielle

#### I.5.5.1 Définition

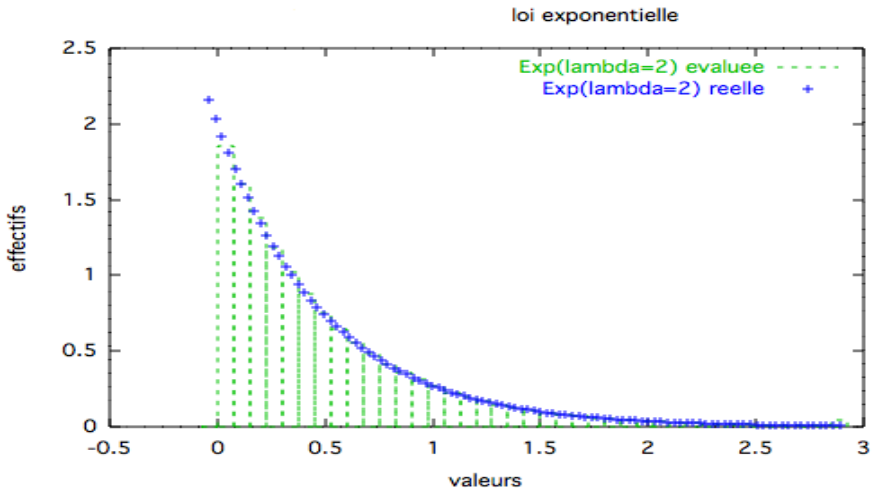


**Figure 04 :** La densité de la loi exponentielle**.[3]**

Densité : $f(x) = \frac{1}{b} e^{-\frac{x-a}{b}}$ ……..(40)

Répartition $F(x) = 1. e^{-\frac{x-a}{b}}$ ……..(41)
a : Paramètre de position, borne inférieure ;
b : Paramètre de dispersion, d'échelle ou GRADEX.

Inverse de F(x) $\frac{x-a}{b} = \ln[1. F(x)]$……..(42)
Variable réduite $v = \frac{x-a}{b}$
Relations $v = -\ln[1 - F(x)]; F(x) = 1 - e^{-v}$……..(43)
Quantile $x_q = a + b. v_q$

#### I.5.5.2.Caractéristiques « classiques »

Moyenne μ=a+b ……..(44)
Variance $\mu^2 = \sigma^2 = b^2$ ……..(45)

#### I.5.5.3. Relation avec la loi de Gumbel

La loi exponentielle s'utilise souvent pour modéliser les séries tronquées.

### I.5.5.4. Propriété

La loi exponentielle présente la propriété remarquable de l'invariance de l'excédent : une loi exponentielle tronquée est toujours une loi exponentielle, de même paramètre de dispersion b.

En effet, soit la loi exponentielle : $F(x) = 1 - \exp\left(-\frac{x}{b}\right)$

La loi FT(x-s), tronquée au seuil s, compte tenu que son intégrale droit rester normée à un, s'obtient comme :

$$FT(x\text{-}s) = \frac{F(x)-F(s)}{1-F(s)} = \frac{1-\exp\left(-\frac{x}{b}\right)-\left[1-\exp\left(-\frac{s}{b}\right)\right]}{1-\left[1-\exp\left[-\frac{s}{b}\right]\right]}$$

$$FT(x\text{-}s) = \frac{\exp\left(-\frac{s}{b}\right)-\exp\left(-\frac{x}{b}\right)}{\exp\left(-\frac{s}{b}\right)} = 1 - \exp\left(-\frac{x-s}{b}\right) \quad \text{.....(46)}$$

### I.5.5.5. Ajustement de loi exponentielle

Lorsque la loi exponentielle est utilisée pour modéliser une série tronquée le seuil de troncature est connu a priori. Le paramètre à (borne inférieure) est donc également b. lorsque cela est pertinent, on mentionnera donc les techniques applicables à ce cas particulier.

### I.5.5.6. Méthode graphique

Dans un système d'axes u-v, le traçage des couples xi-vi, ou les vi sont estimés par la relation (42) ou (43) à partir d'un estimateur de la fréquence cumulée F(x[r]).

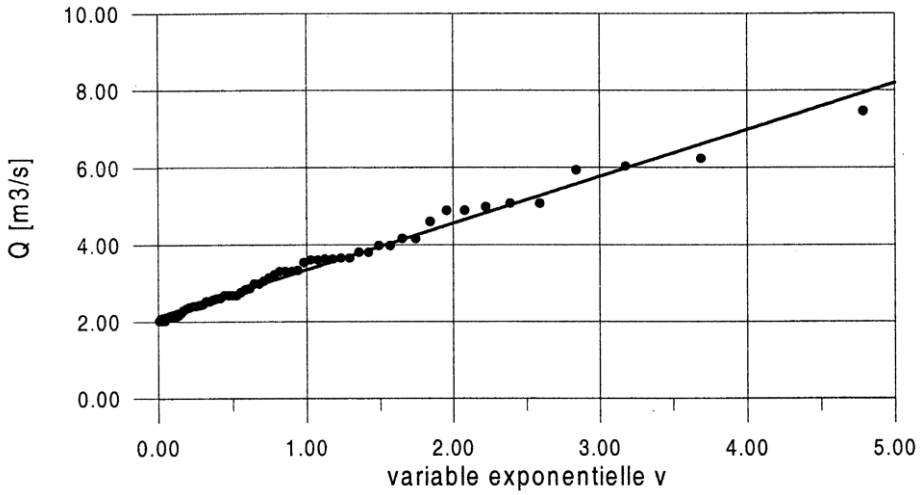


**Figure 05 :** Exemple d'ajustement par la méthode graphique**[3]**

## I.6. Contrôle de l'ajustement

En guise de préambule rappelons une fois de plus qu'une procédure de test (ici un test d'ajustement) permet uniquement d'accepter ou de rejeter l'hypothèse nulle $H_0$: $F(x) = F_0(x)$ (la population parente dont l'échantillon est tiré suit une loi donnée $F_0(x)$). Un test ne saurait par contre être utilisé sans précaution pour choisir le meilleur parmi plusieurs modèles fréquentiels.

De plus, le contrôle de l'ajustement ne constitue pas une validation du modèle, telle qu'évoquée.

### I.6.1. Examen visuel de l'ajustement

Il peut paraître rudimentaire, reste un des meilleurs moyens pour juger de la qualité d'un ajustement.

Il est bien entendu qu'il ne s'agit pas d'un véritable test, puisqu'aucune graduation en probabilité d'erreur a n'est possible. Par contre, la remarquable capacité de synthèse, le jugement et l'esprit critique de l'opérateur confronté à une synthèse graphique sont pleinement exploitée.

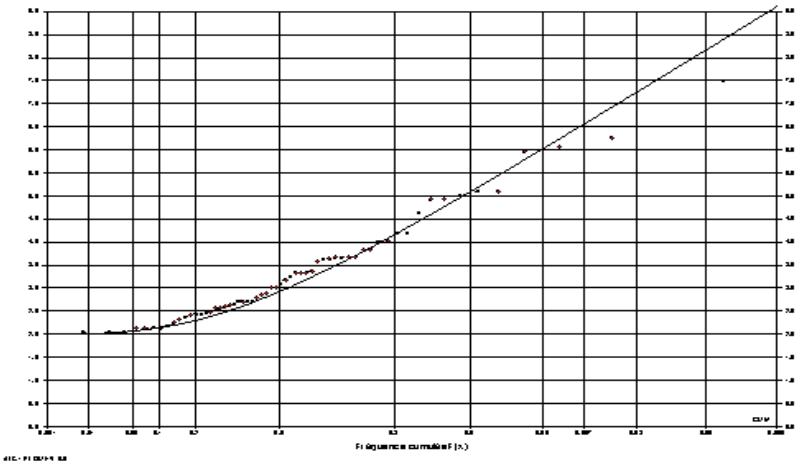

**Figure 06 :** Ajustement de la série tronquée des débits de pointes à une loi exponentielle**.[3]**

### I.6.2. Test du chi-carré

Le test du chi-carré est soit un test d'ajustement, soit un test de conformité. Dans le premier cas on teste si la fréquence cumulée empirique (ou observée) F (x) est identique à la fonction de répartition théorique FQ (x) qui résulte de l'ajustement. Dans le second cas (test de conformité) on compare la fréquence cumulée observée F (x) à un modèle théorique FQ (x) défini a priori.

Bien que le test du chi-carré soit appliqué ici aux variables continues, il peut également l'être à des variables discrètes.

### I.6.2.1. Principe et caractéristiques

Le principe du test repose sur la comparaison, pour une classe donnée, de l'effectif observé $n_j$ et de l'effectif théorique $n_{0j}$, c'est-à-dire l'effectif de la classe j pour la fonction de répartition théorique $F_0$ (x) (Figure7). Le test lui-même consiste à vérifier que la somme des carrés des différences $n_j - n_{0j}$ reste dans des limites compatibles avec les fluctuations d'échantillonnage auxquelles il faut s'attendre.

$H_0$:F(x)=$F_0$(x),∀x.
$H_1$ : F (x)≠$F_0$ (x), pour au moins une valeur x.

Le test $x^2$ est non paramétrique.

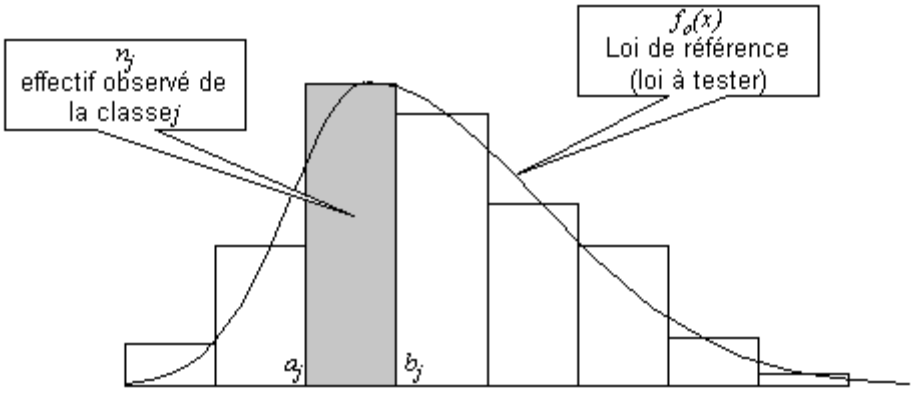


**Figure 07 :** Principe du test du chi carré **[4]**

La quantité:

$$x^2_{obs} = \sum_{j=1}^{k} \frac{(n_j - n_{0j})^2}{n_{0j}} \ldots\ldots (47)$$

Suit une loi du chi-carré à u degrés de libertés (k est le nombre de classes considérées).

Le nombre de degrés de liberté $\upsilon$ vaut k-1-p, où k est le nombre de classes et p le nombre de paramètres de la loi $F_0$(x) à tester qui ont été estimés à partir de l'échantillon. Le nombre de degrés de liberté dépend donc du type de test effectué:

Pour un test de conformité v=k - 1.
Pour un test d'ajustement x=k-p-1.

GIBBONS montre que l'effectif théorique $n_{0j}$ de chaque classe devrait être au moins égal à 5 **[4].** Par ailleurs, selon COCHRAN **[5],** la puissance du test est

maximale lorsque les effectifs théoriques $n_{0j}$ des classes sont égaux. La procédure ci-après, qui peut être automatisée, s'inspire de ce postulat.

### I.6.2.2. Mise en œuvre

1. Définir le nombre de classes: k=int (n/5);
2. Définir les bornes des classes équiprobables, telles que: Afj =1 / k
3. Calculer $n_{0j}$ (constante): $n_{0j}$=n. ΔFj=n/k.
4. Comptabiliser les effectifs réels $n_j$ des k classes.
5. Calculer la quantité: $x^2_{obs} = \left(\frac{k}{n}\sum_{j=1}^{k} n_j^2\right)$.
6. Déterminer υ, le nombre de degrés de liberté;
7. Effectuer le test avec $x^2_{1-\alpha}$ ou calculer le a critique du test (test unilatéral).

### I.6.3. Test de Kolmogorov- Smirnov

### I.6.3.1. Principe

Le test de KOLMOGOROV-SMIRNOV consiste à mesurer, pour une variable continue, le plus grand écart entre la fréquence « théorique » $F_0$ et la fréquence expérimentale f(x). Il s'agit, à la base, d'un test de conformité et non pas d'un test d'ajustement: il consiste à vérifier si une distribution expérimentale peut être jugée identique à une distribution de référence, connue a priori.

$H_0$: F(x)= F0(x), ∀x ;

Test bilatéral: $H_1$ : F (x) ≠ $F_0$ (x), pour au moins une valeur x ;

Tests unilatéraux: $H_1$: F(x) > $F_0$(x) ou F(x) < $F_0$ (jc), pour au moins une valeur x.

Ce test est généralement utilisé en version bilatérale.

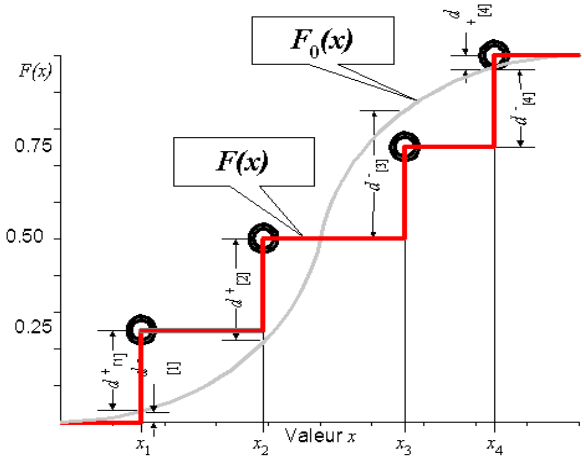


**Figure 08 :** Principe du test de KOLMOGOROV-SMIRNOV pour n=4**[6]**

### I.6.3.2. Mise en œuvre

Supposons que l'échantillon étudié, de n valeurs $x_i$, soit rangé en ordre croissant. A chaque observation $x_{[r]}$ correspond une fréquence expérimentale F (x [r]) et une fréquence théorique $F_0$ (x [r]).

La fréquence expérimentale, ou observée, se calcule, dans la théorie de KOLMOGOROV-SMIRNOV, par la relation classique:

$$f(x_{[r]}) = \frac{r}{n}$$

On peut alors définir la statistique d+ :

$$d+ = \text{Max}\{\frac{1}{n} - f_{0(x_{[1]});} \frac{2}{n} - f_{0(x_{[2]});} \dots \frac{n}{n} - f_{0(x_{[n]});}\}$$

En tenant compte de la forme en escalier du diagramme des fréquences expérimentales, la statistique d- se définit comme:

$$d- = \text{Max}\left[f_0(x_{[1]}) - \frac{1-1}{n}; f_0(x_{[2]}) - \frac{2-1}{n}; \dots; f_0(x_{[n]}) - \frac{n-1}{n};\right]$$

Pour le test bilatéral la statistique d est défini comme le maximum de d+ et d-, d'où en résumé:

$$\begin{cases} d^+ = \text{Max}\left\{\frac{r}{n} - f_0(x_{[r]})\right\}, & \forall r = 1,2,\dots,n \\ d^- = \text{Max}\left\{f_0(x_{[r]}) - \frac{r-1}{n}\right\}, & \forall r = 1,2,\dots,n \\ d = \text{Max}\{d^+; d^-\} \end{cases} \quad \dots\dots (48)$$

La statistique d est tabulé dans plusieurs ouvrages Pour r >10 STEPHENS donne la relation suivante **[6]** dans laquelle le coefficient k (α) est donné au (tableau 2)

**Tableau 02 :** Coefficients pour le calcul de la statistique du test de Kolmogorov-SMIRNOV **[6]**

| α | 0,15 | 0,10 | 0,05 | 0,025 | 0,01 |
|---|---|---|---|---|---|
| K(α) | 1,138 | 1,224 | 1,358 | 1,480 | 1,628 |

$$d = \frac{k(\propto)}{\sqrt{n}+0.12+\frac{0.11}{\sqrt{n}}} \dots\dots (49)$$

Pour n > 35 SACHS propose plus simplement la forme dite asymptotique suivante **[7]** (Tableau3):

**Tableau 03 :** Statistique du test de Kolmogorov-Smirnov pour n> 35 **[7]**

| α | 0,20 | 0,15 | 0,10 | 0,05 | 0,01 | 0,001 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| d (α) | $\frac{1,073}{\sqrt{n}}$ | $\frac{1,138}{\sqrt{n}}$ | $\frac{1,224}{\sqrt{n}}$ | $\frac{1,358}{\sqrt{n}}$ | $\frac{1,628}{\sqrt{n}}$ | $\frac{1,949}{\sqrt{n}}$ |

### I.6.3.3. Utilisation comme test d'ajustement

Le test de KOLMOGOROV-SMIRNOV, qui est essentiellement un test de conformité, peut également être utilisé en test d'ajustement. La statistique d du test est alors modifiée pour, en quelque sorte, tenir compte de la réduction du nombre de degrés de liberté. Notent que l'utilisation de la statistique du test de conformité dans le cadre d'un test d'ajustement peut conduire à accepter une distribution ajustée, alors qu'elle aurait dû être rejetée **[8].** Ils notent également que, généralement, la statistique « corrigée » pour tenir compte de l'utilisation de l'échantillon observé pour spécifier la loi ajustée ne peut s'obtenir que par simulation.

Dans le cadre de la loi normale, qui compte deux paramètres estimés à l'aide de l'échantillon observé, STEPHENS propose la relation suivante **[6] :**

$$d = \frac{k(\propto)}{\sqrt{n}+0,01+\frac{0.85}{\sqrt{n}}} \ldots\ldots (50)$$

Le coefficient k (α) est donné au (tableau4).

**Tableau 04 :** Coefficients pour le calcul de la statistique du test de Kolmogorov-Smirnov de l'ajustement à une loi normale **[6]**

| α | 0,15 | 0,10 | 0,05 | 0,025 | 0,01 |
|---|---|---|---|---|---|
| k (α) | 0,775 | 0,819 | 0,895 | 0,955 | 1,035 |

Pour la loi exponentielle à un paramètre (borne inférieure connue a priori) nous aurons:

$$d = \frac{k(\propto)}{\sqrt{n}+0.26+\frac{0.5}{\sqrt{n}}} + \frac{0.2}{n} \ldots\ldots (51)$$

Le coefficient k est donné au (tableau 5)

**Tableau 05 :** Coefficients pour le calcul de la statistique du test de Kolmogorov-Smirnov de l'ajustement à une loi exponentielle à un paramètre **[6]**

| α | 0,15 | 0,10 | 0,05 | 0,025 | 0,01 |
|---|---|---|---|---|---|
| k (α) | 0,926 | 0,990 | 1,094 | 1,190 | 1,308 |

Finalement, le CTGREF **[9]** a calculé par simulation un tableau de la statistique d pour le test de KOLMOGOROV-SMIRNOV, dans le cadre de l'ajustement d'une loi de GUMBEL. Ces valeurs sont reportées au (tableau 6).

**Tableau 06 :** Statistique du test de K-S pour l'ajustement d'une loi de Gumbel **[9]**

| n | a = 0,20 | a = 0,10 | a = 0,05 | a = 0,01 |
|---|---|---|---|---|
| 8 | 0,21 | 025 | 0,28 | 0,33 |
| 10 | 0,19 | 0,23 | 0,25 | 0,30 |
| 12 | 0,18 | 0,21 | 0,23 | 0,28 |
| 14 | 0,17 | 0,19 | 0,22 | 0,26 |
| 16 | 0,16 | 0,18 | 0,20 | 0,25 |
| 18 | 0,15 | 0,17 | 0,19 | 0,23 |
| 20 | 0,14 | 0,17 | 0,19 | 0,22 |
| 25 | 0,13 | 0,15 | 0,17 | 0,20 |
| 30 | 0,12 | 0,14 | 0,15 | 0,18 |
| 35 | 0,11 | 0,13 | 0,14 | 0,17 |
| 40 | 0,10 | 0,12 | 0,13 | 0,16 |
| 45 | 0,10 | 0,11 | 0,13 | 0,15 |
| 50 | 0,09 | 0,11 | 0,12 | 0,15 |
| 60 | 0,09 | 0,10 | 0,11 | 0,13 |
| 80 | 0,08 | 0,09 | 0,10 | 0,12 |
| 100 | 0,07 | 0,08 | 0,09 | 011 |
| > 100 | $\frac{0,70}{\sqrt{n}}$ | $\frac{0.80}{\sqrt{n}}$ | $\frac{0,90}{\sqrt{n}}$ | $\frac{1,10}{\sqrt{n}}$ |

Il convient de noter que le CTGREF calcule la fréquence expérimentale par la relation:

$$f(x_{[r]}) = \frac{r-0,3}{n+0,4} \quad \text{.....(52)}$$

# Chapitre II

## Présentation du site et des données

## II.1. Description de la zone d'étude

### II.1.1. La situation géographique de la ville d'el tarf

La wilaya d'El Tarf se situe à l'extrême Nord-est de l'Algérie. Elle est bordée au Nord par la mer méditerranée et à l'Est par la Tunisie avec laquelle elle partage une longue frontière, à l'Ouest par la wilaya d'Annaba (Bône) et au Sud et Sud-ouest par celles de Souk-Ahras et de Guelma. Elle est délimitée comme suit :

- ✓ Au Nord : par la mer méditerranée
- ✓ A l'Ouest : par la wilaya de Annaba
- ✓ A l'Est : par la Tunisie
- ✓ Au sud : par les wilayas de Guelma et Souk Ahrras.

**Figure 09 :** Situation géographique de la ville d'El Tarf**[10]**

### II.1.2.Topographie de la wilaya d'el tarf

La wilaya d'el Tarf dispose d'atouts indéniables de par sa nature particulièrement généreuse. D'Ouest en Est, la wilaya offre une palette de reliefs où alternent-la Plaine, les collines, les montagnes couvertes de forêts mais surtout une spécialité de la région : des lacs, des lagunes et des marécages classés réserves nationales. Elle dispose de potentiels atouts et d'infrastructures importantes qui sont :

- ✓ Un tissu touristique très riche et très diversifié qui lui confère une place de choix dans le domaine du tourisme national voir international.
- ✓ 05 zones d'expansions touristiques d'une superficie de 5185ha dont 1033ha aménageables.
- ✓ 13 plages situées le long de la corniche.
- ✓ 06 stations thermales dont l'eau est propice aux thérapies de plusieurs maladies.
- ✓ D'un port de pêche en construction.

- ✓ D'une superficie agricole de 84 031ha dont 14 000ha irrigué.
- ✓ D'infrastructures hydrauliques importantes; 02 Barrages d'une capacité globale de 225 $km^3$ (Mexa et Chefia) et 62 forages.
- ✓ Des infrastructures routières de près de 229,5km de route nationale.

### II.1.3. Géologie

Le terrain en question chevauche sur diverses formations géologiques Il est formé de trois ensembles qui donnent à la wilaya sa triple vocation, agricole, touristique et forestière.

- ✓ Dans une orientation Nord-Sud, les plaines qui occupent un faible pourcentage (moins de 20%) du territoire se trouvent dans la partie médiane de la wilaya. L'agriculture se concentre autour du Tarf, d'Ain-El-Assel (Yusuf), du Lac des Oiseaux et de Ben-M'hidi (Morris).
- ✓ La zone côtière avec essentiellement les communes d'El Kala (La Calle), Chatt, Berrihane et Sonarekh. Au plan agricole, dans cette zone c'est l'arachide qui prédomine et l'on constate, cela peut étonner le visiteur normand ou bourbonnais de ce site (après tout il y en a peut-être), un poids significatif de l'élevage bovin.
- ✓ La zone de montagnes avec les communes de Bougous au pied du Mont Ghorra (1203 m), El Aïoun (Lacroix), Cheffia, Zitouna (Toustain), Aïn-Karma (Meunier) et Roum-El-Souk occupe près des trois-quarts du territoire.

### II.1.4. Le climat

Il est peu différencié et se décline, du Nord au sud de la wilaya, de la façon suivante : la zone côtière jouit d'un climat chaud et humide, la zone de montagnes qui occupe l'essentiel de la wilaya bénéficie d'un climat humide doux au nord et frais au sud.

Cette brève description physique montre les atouts dont dispose la wilaya d'El Tarf, à savoir un climat tempéré (tout est relatif) et un potentiel hydrique important (de près de 720 $hm^3$ en moyenne annuelle) permettant l'alimentation en eau potable et l'irrigation et aussi un important transfert de solidarité vers la ville d'Annaba (Bône). Cet avantage, en moyenne 45litres d'eau par jour et par habitant (certes ce n'est qu'un ratio indicatif), dont jouit la région d'El Tarf, n'est pas négligeable et doit être un atout en matières agricole et de développement. La température annuelle moyenne est de 18°5 C, la moyenne annuelle des précipitations est de 910 mm.

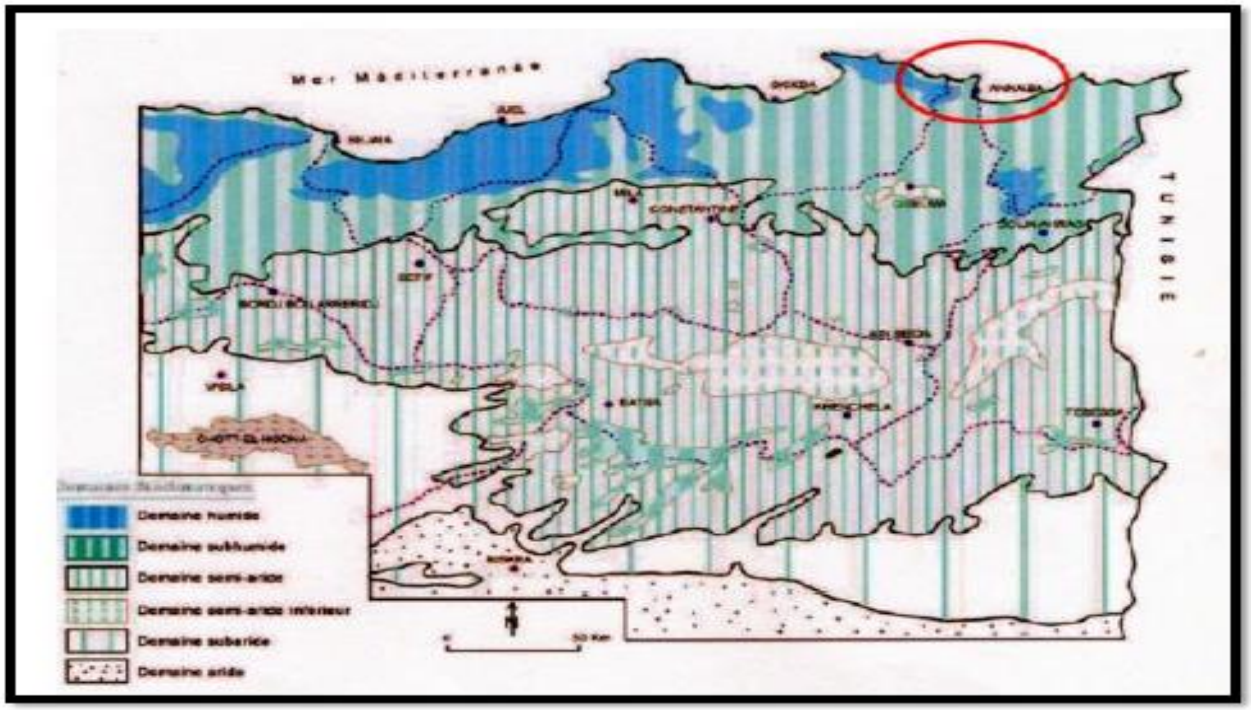


**Figure 10 :** Carte climatologique **[10]**

### II.1.5. Station pluviométrique de la ville

La ville d'El Taref dispose d'un réseau de mesure de faible densité comporte 11 stations sur une surface de 3 339 km$^2$, ce qui correspond à une densité moyenne d'un poste pour 303 km². Les séries de données pluviométriques utilisées dans cette étude ont été fournies par l'ANRH de Constantine (Tableau 07), (Figure 10).

**Tableau 07 :** Le réseau de mesure existant dans la ville d'EL TAREF.

| N | Code | Station | X | Y | Z | Durée d'observation |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **1** | 031501 | cheffia | 977,15 | 381,3 | 170 | 1971-2008 |
| **2** | 031502 | / | / | / | / | 1970-2008 |
| **3** | 031503 | bouhajar | / | / | / | 1970-2008 |
| **4** | 031601 | ain assel | 1005,447 | 399,828 | 35 | 1970-2008 |
| **5** | 031602 | roum el souk | 1020,7 | 402,9 | 150 | 1970-2008 |
| **6** | 031603 | / | / | / | / | 1985-2008 |
| **7** | 031604 | / | / | / | / | 1970-2008 |
| **8** | 031701 | / | / | / | / | 19870-2008 |
| **9** | 031717 | lac des oiseaux | 984,42 | 400,5 | 6 | 1991-2008 |
| **10** | 031718 | bouteldja | 989,6 | 400,65 | 25 | 1991-2008 |
| **11** | 031719 | lac des oiseaux ville | 983,83 | 400,41 | 38 | 1991-2008 |

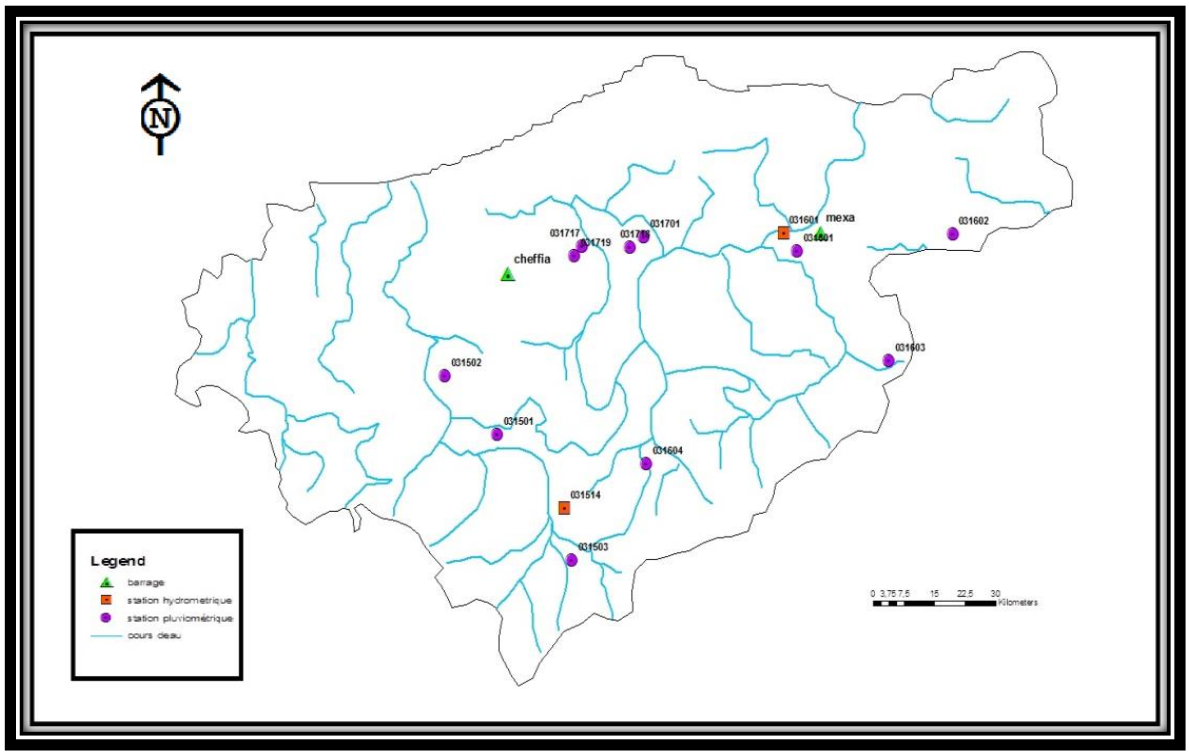


**Figure 11 :** Réseaux de mesure pluviométrique de la région d'El tarf **[11]**

### II.1.6. Les réseaux hydrographiques de la ville

La wilaya d'El Tarf possède un réseau hydrographique tares riches alternant les lacs, les oueds, trois barrages et la grande spécificité de la région : quatre lacs reconnus comme patrimoine mondial protégé par l'UNESCO, et qui abritent diverses formes faunistique et floristique.

Hormis l'oued seybousse qui draine le territoire de la wilaya a l'ouest sur une superficie de 280Km², le reste du réseau hydrographique est constitué par des organismes de second ordre qui prennent naissance et s'écoulent selon un tracé orthogonal a la direction générale des massifs montagneux. C'est le cas notamment de l'oued zitouna, l'oued bou halloufa et l'oued bougous qui s'écoulent suivant la pente générale de la surface du foret d'ouerda.

#### II.1.6.1. Les lacs

- **Lac tonga :** Commune d'El kala d'une superficie de 2600Ha.
- **Lac oubeira :** Commune d'Ain Assel d'une superficie de 2200Ha.
- **Lac el mellah :** Commune d'el Kala d'une superficie de 800Ha.
- **Lac des oiseaux :** Commune de lac des oiseaux d'une superficie de 45Ha et qui peut atteindre 70Ha en saison hivernale.

### II.1.6.2. Les oueds

- **Oued bougous :** D'une longueur de 28,5Km. Il traverse la commune de bougous et alimente oued El kebir.

- **Oued el kebir :** Il est alimenté par deux oueds (oued balouta venant du territoire de la république tunisienne et oued bougous) sa longueur est de 95Km. Traversant les communes : ain assel, el tarf, bouteldja, berrihane).

- **Oued bounamoussa :** Il est alimenté par oued damousse et oued hammam beni salah et oued zitouna, sa longueur est de 62,5Km. Traversant les communes : bouhajar, cheffia, asfour, zerizer, ben m'hidi.

- **Oued seybouss :** Est alimenté par oued charf et oued bouhamdan (wilaya guelma) mais aussi par oued bouhalala près de son intersection avec oued el kebir formant oued mafragh. Sa longueur est de 36Km traversant les communes : chihani, dréan, chebaita mokhtar.

- **Oued mafragh :** D'une longueur de 01Km est formé par la jonction de deux oueds el kebir et bounamoussa formant une embouchure qui déverse dans la mer à la limite entre les deux communes de berrihane et ben m'hidi.

### II.1.6.3. Les barrages

Tous les barrages sont situés en zone de montagne à la frontière Algero – Tunisienne Cette zone localisée au Sud du bassin versant de la MAFRAGH est située à une altitude de (200 à 500 m) elle est dominée à plus de 80% des montagnes forestières bien boisées, dont les points culminant sont de 1406 m à Djebel DIR et 808 m à Djebel S'nani. L'activité dans cette région est dominée par l'agriculture de montagne.

**Tableau 08 :** Caractéristique générales des barrages de la ville

| Nom du barrage | Année de mise en service | Capacité (Hm3) | Surface du bassin versant ($Km^2$) | Apport annuel (Hm3/an) |
|---|---|---|---|---|
| **Cheffia** | 1965 | 168 | / | 101 |
| **Mexa** | 2003 | 30,24 | 575 | 42 |

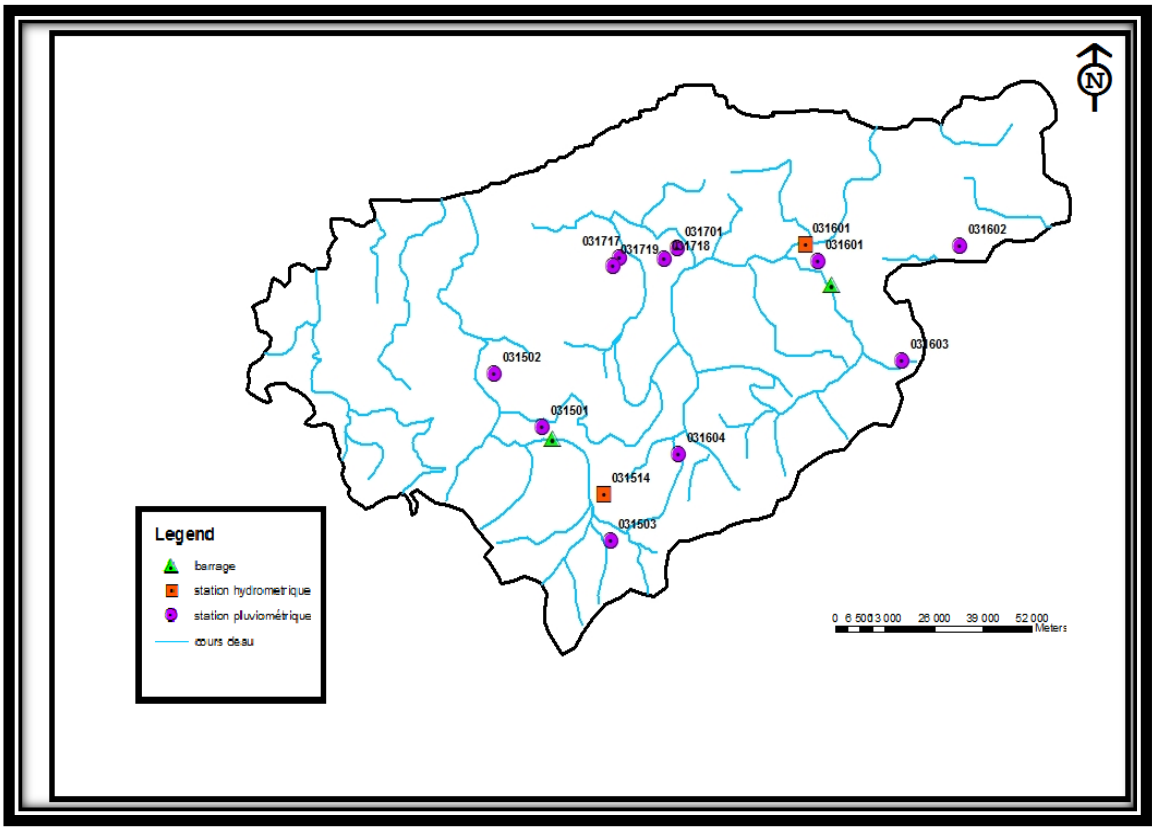


**Figure 12 :** Réseaux hydrographique de la ville **[11]**

## II.2. Présentation des données

**Tableau 09 :** Nombre d'année des données existant par station.

| station | 1970 | 1971 | 1972 | 1973 | 1974 | 1975 | 1976 | 1977 | 1978 | 1979 | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Ain Assel | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Ain kerma | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Ain Seynour | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bouhadjar | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bouteldja | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Cheffia Barrage | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Lac des oiseaux | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Roum el Souk | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |

Lacune

Pas de lacune

**Tableau 10 :** Nombre de mois des données existant par station.

| station | 1970 | 1971 | 1972 | 1973 | 1974 | 1975 | 1976 | 1977 | 1978 | 1979 | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Ain Assel | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 11 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 |
| Ain kerma | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 8 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 9 | 10 | 12 | 12 | 10 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 7 | 11 | 12 | 11 | 8 | 4 | 6 | 0 |
| Ain seynour | 10 | 12 | 12 | 10 | 12 | 10 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 11 | 12 | 11 | 5 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 4 | 12 | 12 | 12 | 5 | 2 | 5 | 6 | 0 |
| Bouhadjar | 12 | 11 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 11 | 11 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 9 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 0 | 8 | 4 | 0 | 6 | 12 | 11 | 6 | 8 | 11 | 12 | 7 | 9 | 12 |
| Bouteldja | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 | 12 | 12 | 12 | 0 | 10 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 |
| Cheffia barrage | 0 | 7 | 9 | 12 | 12 | 12 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 7 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 0 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 |
| lac des oiseaux | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 10 | 12 | 12 | 12 | 0 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 |
| Roum el souk | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 8 | 9 | 7 | 12 | 12 | 6 | 10 | 12 | 12 | 11 | 12 | 7 | 12 | 12 | 8 | 12 | 12 | 12 | 11 |

Lacune

Pas de lacune

**Tableau 11 :** Nombre de jour pluviaux des données existant par station.

| station | 1970 | 1971 | 1972 | 1973 | 1974 | 1975 | 1976 | 1977 | 1978 | 1979 | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Ain Assel | 114 | 117 | 124 | 99 | 112 | 114 | 100 | 103 | 110 | 111 | 108 | 98 | 85 | 103 | 100 | 95 | 106 | 0 | 0 | 0 | 91 | 96 | 81 | 70 | 80 | 0 | 0 | 107 | 88 | 84 | 82 | 65 | 81 | 112 | 99 | 70 | 84 | 71 | 80 |
| Ain kerma | 65 | 77 | 85 | 54 | 81 | 69 | 0 | 84 | 0 | 90 | 84 | 83 | 68 | 88 | 76 | 51 | 68 | 58 | 56 | 0 | 0 | 0 | 0 | 61 | 64 | 0 | 0 | 68 | 68 | 50 | 66 | 0 | 0 | 65 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Ain Seynour | 0 | 87 | 99 | 0 | 82 | 0 | 88 | 75 | 101 | 0 | 79 | 82 | 70 | 102 | 90 | 73 | 94 | 62 | 61 | 62 | 0 | 0 | 67 | 0 | 0 | 66 | 0 | 84 | 94 | 80 | 0 | 58 | 77 | 78 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Bouhadjar | 45 | 0 | 73 | 62 | 0 | 68 | 76 | 0 | 0 | 102 | 0 | 80 | 60 | 81 | 0 | 49 | 72 | 56 | 58 | 58 | 0 | 60 | 47 | 35 | 49 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 43 | 0 | 0 | 0 | 0 | 46 | 0 | 0 | 58 |
| Bouteldja | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 41 | 54 | 40 | 0 | 0 | 85 | 81 | 0 | 64 | 68 | 84 | 79 | 96 | 61 | 0 | 61 | 84 |
| Cheffia barrage | 0 | 0 | 0 | 63 | 72 | 72 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 108 | 75 | 79 | 0 | 94 | 93 | 83 | 74 | 97 | 0 | 81 | 125 | 110 | 95 | 84 | 80 | 102 | 122 | 118 | 93 | 0 | 99 | 116 |
| lac des oiseaux | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 80 | 69 | 79 | 0 | 0 | 114 | 87 | 73 | 77 | 78 | 82 | 109 | 99 | 85 | 84 | 89 | 108 |
| Roum el souk | 75 | 64 | 58 | 0 | 87 | 106 | 87 | 68 | 84 | 87 | 0 | 0 | 58 | 84 | 77 | 85 | 101 | 62 | 68 | 55 | 0 | 0 | 0 | 67 | 63 | 0 | 0 | 78 | 68 | 0 | 54 | 0 | 74 | 72 | 0 | 65 | 57 | 45 | 0 |

Lacune

Pas de lacune

## II.3.Régression de série des données pluies annuelle

Afin de pouvoir utiliser les séries de données il est nécessaire d'une part de détecter les lacunes des stations pluviométriques et combler toutes ces derniers, ce dernier est moyen le plus sûr et le plus efficace pour détecter toutes anomalies dans une série pluviométrique **[12]**.

La démarche à suivre consiste, à combler les lacunes des fichiers recueillis, à détecter d'éventuelles anomalies des observations, et puis à vérifier l'homogénéité et trouver les valeurs singulières max et min de ces dernières.

**Tableau 12:** Durée d'observation

| N | Code | Station | Durée d'observation |
|---|---|---|---|
| **1** | 031501 | cheffia | 1971-2008 |
| **2** | 031502 | / | 1970-2008 |
| **3** | 031503 | bouhajar | 1970-2008 |
| **4** | 031601 | ain assel | 1970-2008 |
| **5** | 031602 | roum el souk | 1970-2008 |
| **6** | 031603 | / | 1970-2008 |
| **7** | 031604 | / | 1970-2008 |
| **8** | 031701 | / | 1970-2008 |
| **9** | 031717 | lac des oiseaux | 1991-2008 |
| **10** | 031718 | bouteldja | 1991-2008 |
| **11** | 031719 | lac des oiseaux ville | 1991-2008 |

### II.3.1. Critique des données

Les types de problème le plus souvent rencontrés lors du traitement des données en hydrologie sont **[13]** :

• Le manque de données : station non existante,

• Non-continuité des données : manque d'enregistrements à une station,

• La mauvaise qualité des données qui peut dépendre de deux causes :

A. Données inconsistantes : lorsqu'elles sont entachées d'une erreur systématique due à des instruments de mauvaise qualité ou non calibrés.

B. Données non homogènes : lorsqu'il se produit à un moment donné, un changement de l'emplacement de l'appareil qui affecte la mesure (déplacement de la station de mesure ou changement d'appareil).

Afin de garantir la qualité des données, nous devons suivre les étapes suivantes :

• Combler les lacunes des séries observées si elles existent.

• Détecter et corriger les valeurs douteuses.

• Vérifier l'homogénéité et l'indépendance des données **[12]**.

Comblement des lacunes par la méthode de régression linéaire

### II.3.2.Principe de basse

Toutes les séries pluviométriques des différentes 08 stations présentent des lacunes à l'échelle journalière, pour combler ces lacunes dans les stations ayant des séries de pluies discontinues, nous avons procédé à la méthode de régression linéaire, cette méthode consiste à estimer les valeurs manquantes d'une série pluviométrique lacunaire à partir des observations d'une autre station de série continue et homogène, pour que cette méthode soit efficace il faut que la régression soit linéaire et que les variables confrontées suivant une loi normale. On estime la variable y à partir de la variable x par la droite:

$$Y = a\,x + b$$

### II.3.4.Cas de la pluie annuelle de la station de bouteldja

Nous appliquons la méthode de la régression linéaire aux séries pluviométriques bouteldja et bouhadjar (station de base). Les données sont présentées dans le tableau ci-après.

**Tableau 13 :** Matrice d'évaluation du coefficient de corrélation de couples de stations Bouteldja des pluies annuelles.

| **station** | **Ain assel** | **Ain kerma** | **Ain seynour** | **Bouhadjar** | **Roum el souk** |
|---|---|---|---|---|---|
| **y** | 0,9563X+60,173 | 0,6487X+305,5 | 0,2782X+474,27 | 0.8519X+229.07 | 0,2427X+589,2 |
| **$R^2$** | 0,49 | 0,34 | 0,14 | 0,55 | 0,004 |

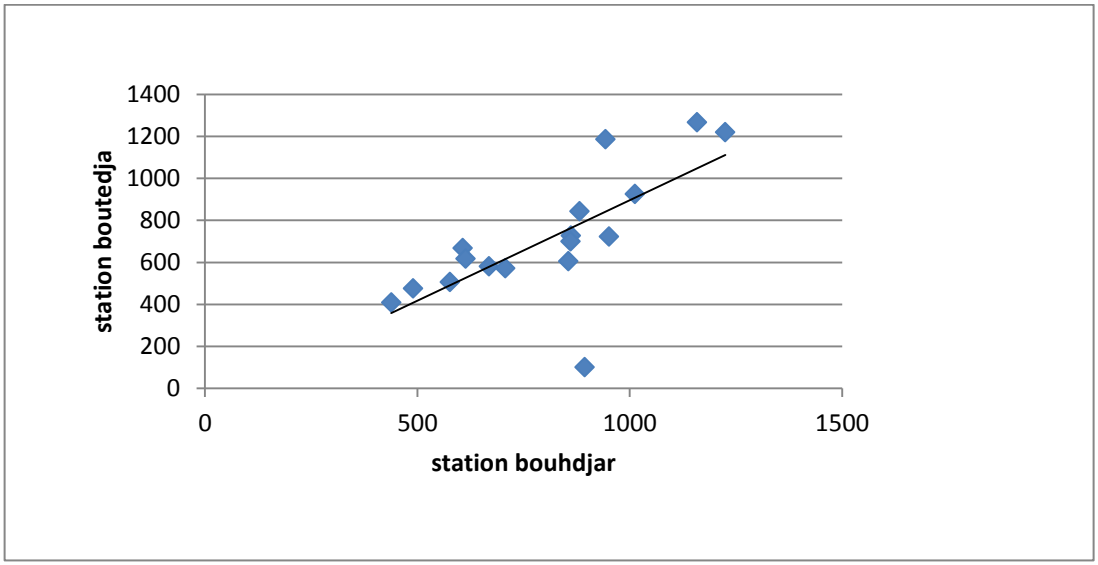


**Figure 13 :** Régression linéaire simple des pluies annuelle ( stations Bouteldja - Bouhadjar.)

**Tableau 14 :** Série des 21 années des pluies annuelles de Bouteldja reconstitué.

| Année | Bouhadjar | Bouteldja |
|---|---|---|
| 1970 | 551,8 | 699,14 |
| 1971 | 612,8 | 751,11 |
| 1972 | 824,9 | 931,80 |
| 1973 | 495,4 | 651,10 |
| 1974 | 470,1 | 629,54 |
| 1975 | 483,7 | 641,13 |
| 1976 | 751,8 | 869,52 |
| 1977 | 426,4 | 592,32 |
| 1978 | 441,6 | 605,26 |
| 1979 | 597,3 | 737,90 |
| 1980 | 529,5 | 680,15 |
| 1981 | 698,8 | 824,37 |
| 1982 | 500,4 | 655,36 |
| 1983 | 820,4 | 927,96 |
| 1984 | 740,1 | 859,56 |
| 1985 | 344,7 | 522,71 |
| 1986 | 867,5 | 968,09 |
| 1987 | 402,4 | 571,87 |
| 1988 | 402,4 | 571,87 |
| 1989 | 365,3 | 540,26 |
| 1990 | 298,6 | 483,44 |

### II.3.5.Cas de la pluie annuelle de la cheffia barrage

**Tableau 15 :** Matrice d'évaluation du coefficient de corrélation de couples de stations Cheffia barrage des pluies annuelles.

| station | Ain assel | Ain kerma | Ain seynour | Bouhadjar | Roum el souk |
|---|---|---|---|---|---|
| y | 0,9598X+44,269 | 0,3345X+502,8 | 0,4007X+385,06 | 0,6597X+367,9 | -0,1882X+852,96 |
| $R^2$ | 0 ,69 | 0,14 | 0,34 | 0,42 | 0,05 |

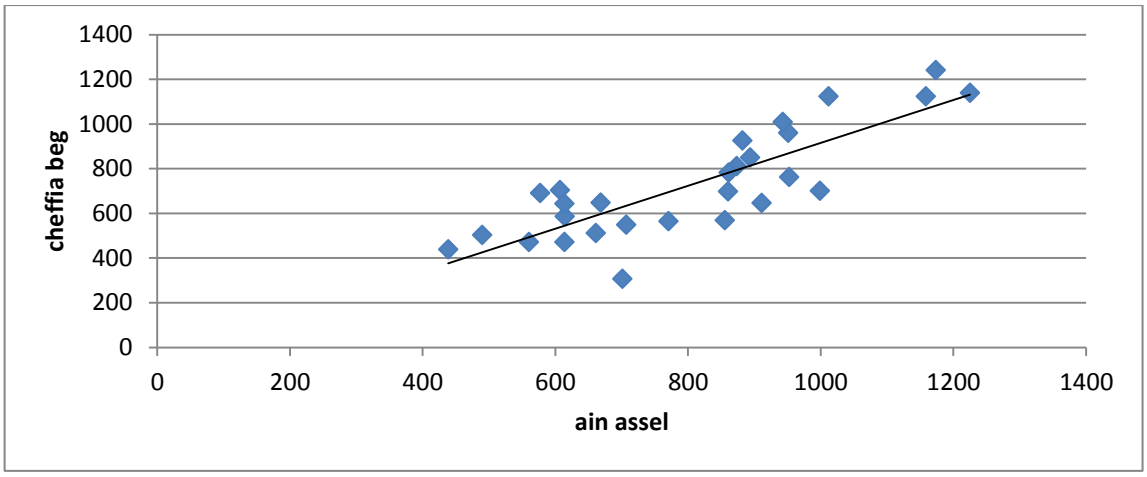


**Figure 14 :** Régression linéaire simple des pluies annuelle (stations Ain Assel-Cheffia barrage)

**Tableau 16 :** Série des 11 années des pluies annuelles de cheffia barrage reconstitué.

| Année | Ain Assel | Cheffia Barrage |
|---|---|---|
| 1970 | 846,2 | 767,91 |
| 1976 | 850,8 | 772,32 |
| 1977 | 820,3 | 743,05 |
| 1978 | 908,3 | 827,51 |
| 1979 | 655,4 | 584,78 |
| 1980 | 813,2 | 736,24 |
| 1981 | 793,1 | 716,94 |
| 1982 | 787,5 | 711,57 |
| 1983 | 854,8 | 776,16 |
| 1984 | 963,2 | 880,21 |
| 1995 | 902 ,6 | 822,04 |

### II.3.6.Cas de la pluie annuelle de la station lac des oiseaux

**Tableau 17:** Matrice d'évaluation du coefficient de corrélation de couples de stations lac des oiseaux des pluies annuelles.

| Station | Ain assel | Ain kerma | Ain seynour | Bouhadjar | Roum el souk |
|---|---|---|---|---|---|
| y | 0,7112X+143,98 | 0,3747X+483,07 | 0,2402X+521,08 | 0,4432X+467,58 | 0,3002X+565,85 |
| $R^2$ | 0 ,73 | 0,30 | 0,28 | 0,40 | 0,18 |

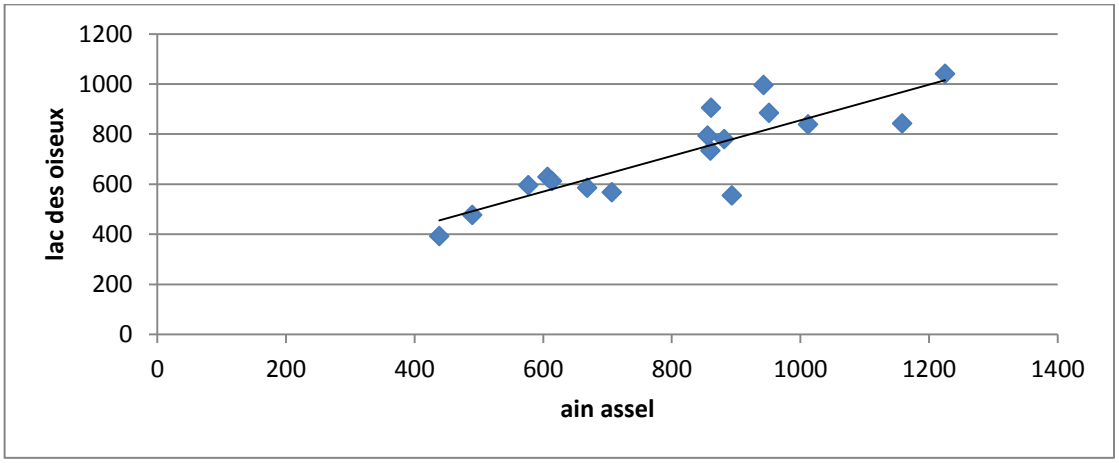


**Figure 15 :** Régression linéaire simple des pluies annuelle (stations Ain Assel-Lac des oiseaux).

**Tableau 18 :** Série des 22 années des pluies annuelles de Lac des oiseaux reconstitué.

| Année | Ain Assel | Lac des oiseaux |
|---|---|---|
| 1970 | 846,2 | 745,79 |
| 1971 | 873,6 | 765,28 |
| 1972 | 998,7 | 854,25 |
| 1973 | 661,1 | 614,15 |
| 1974 | 911 | 791,88 |
| 1975 | 770,9 | 692,24 |
| 1976 | 850,8 | 749,06 |
| 1977 | 820,3 | 727,37 |
| 1978 | 908,3 | 789,96 |
| 1979 | 655,4 | 610,10 |
| 1980 | 813,2 | 722,32 |
| 1981 | 793,1 | 708,03 |

| | | |
|---|---|---|
| 1982 | 787,5 | 704,05 |
| 1983 | 854,8 | 751,91 |
| 1984 | 963,2 | 829,00 |
| 1985 | 701,3 | 642,74 |
| 1986 | 1173,7 | 978,71 |
| 1987 | 613,8 | 580,51 |
| 1988 | 614,3 | 580,87 |
| 1989 | 560,1 | 542,32 |
| 1990 | 952,4 | 821,32 |
| 1995 | 902,6 | 785,90 |

## II.3.Etuded' homogénéité

### II.3.1.Le test de Wilcoxon

#### II.3.1.1.Principe de test

C'est un test non paramétrique qui utilise la série des rangs des observations, au lieu de la série de leurs valeurs.

Si l'échantillon (de pluie par exemple) X est issue d'une même population Y, l'échantillon X U Y (union de X et de Y) en est également issu.

On procède ainsi:

Soit une série d'observation de longueur N à partir de laquelle on tire deux échantillons X et Y : N1 et N2 sont respectivement les tailles de ces échantillons, avec N = N1 + N2 et N1 ≤ N2.

En classe ensuite les valeurs de notre série par ordre croissant. Par la suite, nous ne nous intéresserons qu'au rang de chacun des éléments des deux échantillons dans cette série. Si une valeur se répète plusieurs fois, on lui associe le rang moyen correspondant. On calcule ensuite la somme W x des rangs des éléments du premier échantillon dans la série commune: W x = Σ Rang x.

Wilcoxon a constituent une série homogène, la quantité W x est comprise entre deux bornes W max et W min donnée par les formules suivantes:

$$W_{min}=\frac{(N1+N2+1)N1-1}{2}-Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{N1N2(N1+N2+1)}{12}} \quad \text{.....(53)}$$

Et :

$$W_{max=(N1+N2+1)N1-W_{min}} \quad \text{...(54)}$$

$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ : Représente la valeur de la variable centrée réduite de la loi normale correspondant à $1-\frac{\alpha}{2}$ [au seuil de confiance de 95% nous avons]

$z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ =1.96

Nous allons utiliser le test de Wilcoxon pour vérifier l'homogénéité des données pluviométriques de toutes les huit stations au niveau de signification de 5%.

Dans la suite du travail, à titre explicative, nous allons détailler les calculs pour la station d'Ain assel. Pour le reste des stations nous allons faire une synthèse des résultats.

❖ Cas des pluies annuelles de la station Ain assel

Les données sont reportées sur le tableau suivant :

**Tableau 19 :** Série des pluies annuelles de la station d'Ain assel.

| **Année** | **Pluie Annuelle** | **Année** | **Pluie Annuelle** | **Année** | **Pluie Annuelle** | **Année** | **Pluie Annuelle** |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1970 | 846,2 | 1980 | 813,2 | 1990 | 952,4 | 2000 | 860,5 |
| 1971 | 873,6 | 1981 | 793,1 | 1991 | 893,9 | 2001 | 489,8 |
| 1972 | 998,7 | 1982 | 787,5 | 1992 | 861,5 | 2002 | 1225 |
| 1973 | 661,1 | 1983 | 854,8 | 1993 | 577 | 2003 | 951,3 |
| 1974 | 911 | 1984 | 963,2 | 1994 | 668,6 | 2004 | 1158,6 |
| 1975 | 770,9 | 1985 | 701,3 | 1995 | 902,6 | 2005 | 613,7 |
| 1976 | 850,8 | 1986 | 1173,7 | 1996 | 438,6 | 2006 | 855,7 |
| 1977 | 820,3 | 1987 | 613,8 | 1997 | 1012,1 | 2007 | 706,9 |
| 1978 | 908,3 | 1988 | 614,3 | 1998 | 881,9 | 2008 | 943 |
| 1979 | 655,4 | 1989 | 560,1 | 1999 | 607,1 | // | // |

Nous formons ensuite le tableau pour faciliter les calculs. On commence par diviser notre série pluviométrique en deux échantillons de longueurs respectives

N1= 19 valeurs et N2 =20 valeurs. Dans la première colonne, on porte le premier échantillon X; dans la deuxième colonne, on porte le deuxième échantillon Y; dans la troisième et la quatrième colonne, on porte respectivement les rangs et les valeurs classées de la séries originale et, dans la cinquième colonne, l'origine de la valeur de la série, c'est-à-dire on note si elle provient de l'échantillon X ou de Y.

**Tableau 20 :** Application de la méthode de Wilcoxon pour vérifier l'homogénéité de la série des pluies annuelles de la station d'Ain el Assel.

| donnée | X | Y | Rang | X∪Y | Origine | ∑ Rang x |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 846,2 | 846,2 | 560,1 | 1 | 438,6 | Y | |
| 873,6 | 873,6 | 952,4 | 2 | 489,8 | Y | |
| 998,7 | 998,7 | 893,9 | 3 | 560,1 | Y | |
| 661,1 | 661,1 | 861,5 | 4 | 577 | Y | |
| 911 | 911 | 577 | 5 | 607,1 | Y | |
| 770,9 | 770,9 | 668,6 | 6 | 613,7 | Y | |
| 850,8 | 850,8 | 902,6 | 7 | 613,8 | X | 7 |
| 820,3 | 820,3 | 438,6 | 8 | 614,3 | X | 8 |
| 908,3 | 908,3 | 1012,1 | 9 | 655,4 | X | 9 |
| 655,4 | 655,4 | 881,9 | 10 | 661,1 | X | 10 |
| 813,2 | 813,2 | 607,1 | 11 | 668,6 | Y | |
| 793,1 | 793,1 | 860,5 | 12 | 701,3 | X | 12 |
| 787,5 | 787,5 | 489,8 | 13 | 706,9 | Y | |
| 854,8 | 854,8 | 1225 | 14 | 770,9 | X | 14 |
| 963,2 | 963,2 | 951,3 | 15 | 787,5 | X | 15 |
| 701,3 | 701,3 | 1158,6 | 16 | 793,1 | X | 16 |
| 1173,7 | 1173,7 | 613,7 | 17 | 813,2 | X | 17 |
| 613,8 | 613,8 | 855,7 | 18 | 820,3 | X | 18 |
| 614,3 | 614,3 | 706,9 | 19 | 846,2 | X | 19 |
| 560,1 | | 943 | 20 | 850,8 | X | 20 |
| 952,4 | | | 21 | 854,8 | X | 21 |
| 893,9 | | | 22 | 855,7 | Y | |
| 861,5 | | | 23 | 860,5 | Y | |
| 577 | | | 24 | 861,5 | Y | |
| 668,6 | | | 25 | 873,6 | X | 25 |
| 902,6 | | | 26 | 881,9 | Y | |
| 438,6 | | | 27 | 893,9 | Y | |
| 1012,1 | | | 28 | 902,6 | Y | |
| 881,9 | | | 29 | 908,3 | X | 29 |
| 607,1 | | | 30 | 911 | X | 30 |
| 860,5 | | | 31 | 943 | Y | |
| 489,8 | | | 32 | 951,3 | Y | |
| 1225 | | | 33 | 952,4 | Y | |
| 951,3 | | | 34 | 963,2 | X | 34 |
| 1158,6 | | | 35 | 998,7 | X | 35 |
| 613,7 | | | 36 | 1012,1 | Y | |
| 855,7 | | | 37 | 1158,6 | Y | |
| 706,9 | | | 38 | 1173,7 | X | 38 |
| 943 | | | 39 | 1225 | Y | |

Somme Rang x =377

X = 19

Y = 20

$w_{min}=\frac{(19+20+1)19-1}{2}-1{,}96\sqrt{\frac{19.20(19+20+1)}{12}}=309{,}74$

$w_{max}$= (19+20+1)19-309,74=450,26

Sachant que $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ = 1,96 pour un niveau significatif α = 5 %.

On vérifier l'égalité $W_{min} < \Sigma$ Rang x $< W_{max}$

C'est-à-dire que 309,74<377<450,26

L'inégalité est donc vérifiée, et notre série donc homogène

**Tableau 21 :** Résultats de test de Wilcoxon sur les stations d'EL Taref.

| stations | $w_{min}$ | $w_{max}$ | $\sum$ Rang x | L'inégalité | Observation |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain assel** | 309,74 | 450,26 | 377 | 309,74<377<450,26 | homogène |
| **Ain karma** | 302,86 | 438,14 | 379 | 302,86<379<438,14 | homogène |
| **Ain seynour** | 302,86 | 438,14 | 437 | 302,86<437<438,14 | homogène |
| **Bouhadjar** | 277 | 407 | 373 | 277<373<407 | homogène |
| **Bouteldja** | 42,42 | 83,58 | 52 | 42,42<52<83,58 | homogène |
| **Cheffia barrage** | 103,62 | 186,38 | 108 | 103,62<108<186,38 | homogène |
| **Lac des oiseaux** | 42,42 | 83,58 | 52 | 42,42<52<83,58 | homogène |
| **Roum el souk** | 309,74 | 450,26 | 510 | 309,74<510>450,26 | Non homogène |

## II.4.Vérification des valeurs singulières

### II.4.1.Test de GRUBBS-BECK (1972)

Le test de Grubbs-beck permet de vérifier si les valeurs extrêmes appartinrent à la même population que le reste de l'échantillon. Ce test suppose que les données proviennent d'une population normale. Pour un échantillon ayant une asymétrie positive on fait l'hypothèse que les données sont distribuées selon une loi-log normal. Puisque ce test est peu robuste, il ne sera utilisé qu'à titre indicatif (erreur de lecture). Les observations détectées seront ensuite validées physiquement à l'aide des stations avoisinantes.

Soit les :

$$X_{max}= \exp(\bar{X}+kn*s_x) \quad \ldots\ldots(55)$$

$$X_{min}= \exp(\bar{X}-kn*s_x) \quad \ldots\ldots. (56)$$

Ou Kn est la statistique de Grubbs-Beck tabulée pour déférentes tailles d'échantillon et pour différents niveaux de signification. $\overline{X}$ et $S_x$ sont respectivement la moyenne et la variance non-biaisée de l'échantillon.

Les valeurs supérieures à $X_{max}$ sont considérées des valeurs singulières supérieures et valeurs inférieures à $X_{min}$ sont considérées des valeurs singulières inférieures.

Application de la méthode de GRUBBS-BECK pour vérifier des valeurs singulières de la série des pluies annuelle de la station Ain assel.

$\overline{X}$= 6,67

N=39 pour 0,05 on trouve $K_N$= 2,86

$S_x$= 0,23

$X_{max}$= exp (6,67+2,86*0,23)

$$X_{max}=1545,60$$

$X_{min}$= exp (6,67-2,86*0,23)

$$X_{min}=408,10$$

**Tableau 22 :** Test de représentativité de Grubbs et Beck.

| station | Ain assel | Ain el karma | Ain seynour | Bouhadjar | Bouteldja | Cheffia barrage | Lac des oiseaux | Roum el souk |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **N** | 39 | 38 | 38 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 |
| **$K_N$** | 2,86 | 2,85 | 2,85 | 2,86 | 2,86 | 2,86 | 2,86 | 2,86 |
| **$\overline{X}$** | 6,67 | 6,36 | 6,69 | 6,24 | 6,46 | 6,56 | 6,56 | 6,40 |
| **$S_x$** | 0,23 | 0,51 | 0,60 | 0,43 | 0,43 | 0,28 | 0,20 | 0,53 |
| **$X_{max}$** | 1545,60 | 2514,28 | 4523,01 | 1784,54 | 2256,82 | 1623,64 | 1278,20 | 2768,46 |
| **$X_{min}$** | 408,10 | 134,71 | 143,13 | 148,77 | 184,21 | 309,70 | 393,31 | 133,16 |

## II .5.Conclusion

Plusieurs lois statistiques ont été utilisées pour ajuster les hauteurs de précipitation annuelles. Les échantillons considérés proviennent de diverses régions d'El Taref. Les hypothèses d'homogénéité et de détection de valeurs singulières ont été vérifiées à l'aide de tests appropriés.

D'une façon générale les données pluviométriques sont fiables et on peut l'utiliser dans n'importe quel domaine de l'eau sur tous dans la prévention des risques pluviaux tels que les inondations.

# Chapitre III

## Etude des précipitations annuelles

## III.1.Introduction

Pour l'étude des précipitations mesurées dans les différentes 08 stations nous commençons par constituer les séries de données à traiter, les lois a ajustées et les tests a vérifiés.

Pour les données annuelles et mensuelles nous considérons les séries complètes de mesure. Mais pour les données journalières en vue de grand nombre de mesure. Nous prenons des séries tronquées (5% des mesures max par année).

Il existe de nombreuses lois ajustements, pour notre étude nous avons utilisé : Lois normale, log normale et exponentielle.

Et pour vérifier nos ajustements on a utilisé : L'examen visuel et test de KOLMOGOROV-SIMIRNOV.

Dans ce travaile on utilise le logicielle hydrognomon.

## III.2. Présentation du logiciel « hydrognomon »

Hydrognomon est un logiciel pour l'analyse et le traitement des données hydrologiques, principalement sous la forme de séries chronologiques. Hydrologique analyse des données se compose de temps de traitement des demandes de la série, comme l'agrégation de temps de l'étape et la régularisation, l'interpolation, l'analyse de régression et le remblayage des valeurs manquantes, des tests de cohérence, le filtrage des données, et la visualisation graphique et tabulaire des séries chronologiques. Ce logiciel prend également en charge les applications hydrologiques spécifiques, y compris la modélisation de l'évapotranspiration, hauteur-débit et l'analyse de décharge à sédiments, tests d'homogénéité, les méthodes du bilan hydrique, et hydrométrie.

## III.3. Série de donnée disponible

Nous disposons des mesures de cumuls annuelles au niveau des stations de la ville d'EL TAREF. Les données sont présentées dans la figure (16), tableau (23).

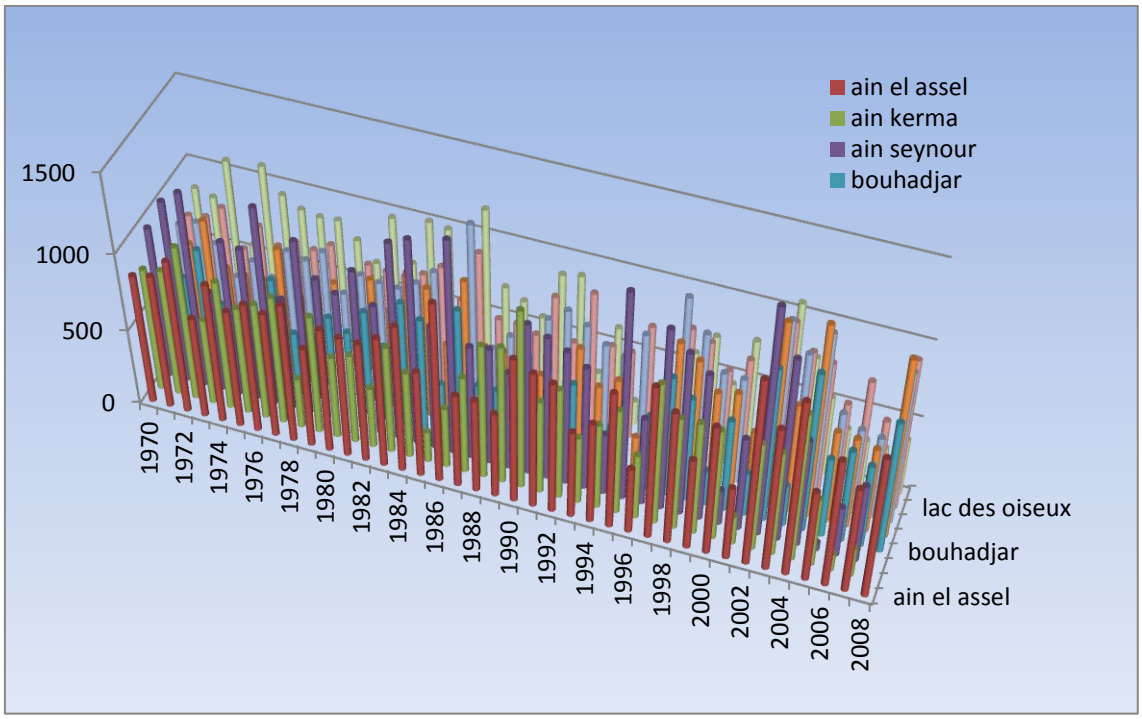


**Figure 16 :** Présentation des données annuelles de la ville d'EL TAREF

**Tableau 23 :** Présentation des données annuelles de la ville d'EL TAREF

| STATION | CODE | X (km) | Y (km) | Z(m) | Durée D'observation |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain assel** | 031601 | 1005,44 | 399,82 | 35 | 1970-2008 |
| **Ain kerma** | 031604 | 991,45 | 379,27 | 280 | 1970-2007 |
| **Ain seynour** | 120103 | / | / | / | 1970-2007 |
| **bouhadjar** | 031503 | 984,2 | 369,75 | 300 | 1970-2008 |
| **bouteldja** | 031718 | 989,6 | 400,65 | 25 | 1991-2008 |
| **Cheffia barrage** | 031501 | 977,15 | 381,3 | 170 | 1971-2008 |
| **Lac des oiseaux** | 031717 | 984,20 | 400,5 | 6 | 1991-2008 |
| **Roum el souk** | 031602 | 1020,7 | 402,9 | 150 | 1970-2008 |

**Tableaux 24 :** Paramètres empiriques

| station | Nombre d'observation | Moyenne Arithmétique | Moyenne Géométrique | Moyenne Harmonique | Médiane |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain assel** | 39 | 814,65 | 794,21 | 772,76 | 850,8 |
| **Ain kerma** | 38 | 644,23 | 581,97 | 494,27 | 701,5 |
| **Ain seynour** | 38 | 903,98 | 804,62 | 574,24 | 936,35 |
| **Bouhadjar** | 39 | 559,25 | 515,25 | 463,71 | 531,55 |
| **Bouteldja** | 39 | 693,96 | 644,77 | 564,04 | 655,36 |
| **Chaffia barrage** | 39 | 737,64 | 709,12 | 679,56 | 716,94 |
| **Lac des oiseaux** | 39 | 723,37 | 709,042 | 694,00 | 733,5 |
| **Roum el souk** | 39 | 680,49 | 607,17 | 517,40 | 705 |

**Tableaux 25 :** Paramètres de dispersion et de forme

| Station | Minimum | Maximum | Ecart type | Variance | Cv |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain Assel** | 438,6 | 1225 | 178,64 | 31914,08 | 0,21 |
| **Ain kerma** | 115,5 | 1168,7 | 244,56 | 58238,8 | 0,37 |
| **Ain Seynour** | 52 | 1486 | 332,85 | 107877,8 | 0,36 |
| **Bouhadjar** | 125,9 | 1055 | 214,94 | 44984,37 | 0,38 |
| **Bouteldja** | 100,8 | 1267 | 236,25 | 54384,59 | 0,34 |
| **Chaffia barrage** | 307,3 | 1240,6 | 206,89 | 41706,18 | 028 |
| **Lac des oiseaux** | 392,2 | 1040,2 | 142,86 | 19886,12 | 0,19 |
| **Roum el souk** | 160,8 | 1169,8 | 281,18 | 77034,98 | 0,41 |

## III.4.Ajustement des lois de probabilité

Dans la suite du travail, à titre explicative, nous allons détailler les calculs pour la station d'Ain Assel. Pour le reste des stations seulement des synthèses des résultats

**Tableaux 26 :** Classement des valeurs par ordre croissant

| N° | Pluie annuelle | Valeurs ordonnées | Fréquence. expér | Variable de Gumbel | Valeurs Théorique | Valeurs. expér | Bornes .Inf | Bornes .Sup |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 846.20 | 438.60 | 0.01 | -1.472 | 526.45 | 438.60 | 437.01 | 583.49 |
| 2 | 873.60 | 489.80 | 0.04 | -1.181 | 567.52 | 489.80 | 490.95 | 618.48 |
| 3 | 998.50 | 560.10 | 0.06 | -1.011 | 591.62 | 560.10 | 522.11 | 639.51 |
| 4 | 660.30 | 577.00 | 0.09 | -0.880 | 610.08 | 577.00 | 545.66 | 655.94 |
| 5 | 911.00 | 607.10 | 0.12 | -0.770 | 625.64 | 607.10 | 565.23 | 670.06 |
| 6 | 770.90 | 613.70 | 0.14 | -0.672 | 639.42 | 613.70 | 582.34 | 682.80 |
| 7 | 850.80 | 613.80 | 0.17 | -0.583 | 652.02 | 613.80 | 597.75 | 694.67 |
| 8 | 820.30 | 614.30 | 0.19 | -0.500 | 663.79 | 614.30 | 611.93 | 705.96 |
| 9 | 908.30 | 655.40 | 0.22 | -0.421 | 674.94 | 655.40 | 625.17 | 716.89 |
| 10 | 655.40 | 660.30 | 0.24 | -0.345 | 685.66 | 660.30 | 637.68 | 727.58 |
| 11 | 813.20 | 668.60 | 0.27 | -0.272 | 696.05 | 668.60 | 649.60 | 738.16 |
| 12 | 793.10 | 701.30 | 0.29 | -0.200 | 706.20 | 701.30 | 661.04 | 748.70 |
| 13 | 787.50 | 706.90 | 0.32 | -0.129 | 716.19 | 706.90 | 672.11 | 759.27 |
| 14 | 854.80 | 770.90 | 0.35 | -0.059 | 726.09 | 770.90 | 682.86 | 769.95 |
| 15 | 963.20 | 787.50 | 0.37 | 0.011 | 735.95 | 787.50 | 693.37 | 780.78 |
| 16 | 701.30 | 793.10 | 0.40 | 0.080 | 745.81 | 793.10 | 703.69 | 791.82 |
| 17 | 1173.70 | 813.20 | 0.42 | 0.151 | 755.72 | 813.20 | 713.87 | 803.11 |
| 18 | 613.80 | 820.30 | 0.45 | 0.221 | 765.74 | 820.30 | 723.96 | 814.71 |
| 19 | 614.30 | 846.20 | 0.47 | 0.293 | 775.89 | 846.20 | 734.01 | 826.65 |
| 20 | 560.10 | 850.80 | 0.50 | 0.367 | 786.24 | 850.80 | 744.07 | 839.00 |
| 21 | 952.40 | 854.80 | 0.53 | 0.441 | 796.82 | 854.80 | 754.17 | 851.81 |
| 22 | 891.40 | 855.70 | 0.55 | 0.518 | 807.70 | 855.70 | 764.39 | 865.14 |
| 23 | 861.50 | 860.50 | 0.58 | 0.598 | 818.92 | 860.50 | 774.77 | 879.07 |
| 24 | 577.00 | 861.50 | 0.60 | 0.680 | 830.56 | 861.50 | 785.37 | 893.67 |
| 25 | 668.60 | 872.50 | 0.63 | 0.766 | 842.69 | 872.50 | 796.27 | 909.04 |
| 26 | 930.10 | 873.60 | 0.65 | 0.856 | 855.41 | 873.60 | 807.55 | 925.30 |
| 27 | 438.60 | 891.40 | 0.68 | 0.951 | 868.82 | 891.40 | 819.29 | 942.60 |
| 28 | 1012.10 | 908.30 | 0.71 | 1.052 | 883.06 | 908.30 | 831.62 | 961.11 |
| 29 | 872.50 | 911.00 | 0.73 | 1.159 | 898.30 | 911.00 | 844.68 | 981.06 |
| 30 | 607.10 | 930.10 | 0.76 | 1.276 | 914.76 | 930.10 | 858.64 | 1002.75 |
| 31 | 860.50 | 943.00 | 0.78 | 1.403 | 932.73 | 943.00 | 873.74 | 1026.57 |
| 32 | 489.80 | 951.30 | 0.81 | 1.544 | 952.62 | 951.30 | 890.30 | 1053.06 |
| 33 | 1225.00 | 952.40 | 0.83 | 1.702 | 974.98 | 952.40 | 908.77 | 1083.00 |
| 34 | 951.30 | 963.20 | 0.86 | 1.884 | 1000.67 | 963.20 | 929.85 | 1117.56 |
| 35 | 1156.60 | 998.50 | 0.88 | 2.099 | 1031.06 | 998.50 | 954.60 | 1158.62 |
| 36 | 613.70 | 1012.10 | 0.91 | 2.364 | 1068.56 | 1012.10 | 984.94 | 1209.48 |
| 37 | 855.70 | 1156.60 | 0.94 | 2.714 | 1118.04 | 1156.60 | 1024.73 | 1276.86 |
| 38 | 706.90 | 1173.70 | 0.96 | 3.239 | 1192.13 | 1173.70 | 1083.92 | 1378.10 |
| 39 | 943.00 | 1225.00 | 0.99 | 4.350 | 1349.24 | 1225.00 | 1208.58 | 1593.67 |

### III.4.1.Résultat graphique pour Ain assel

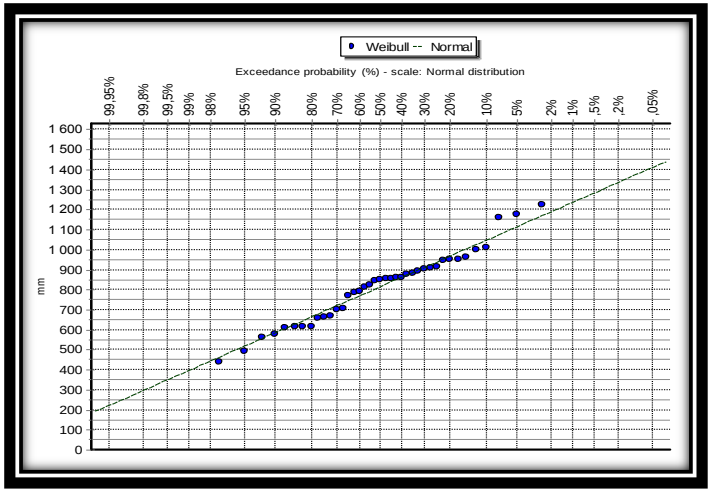


**Figure 17 :** Loi normal

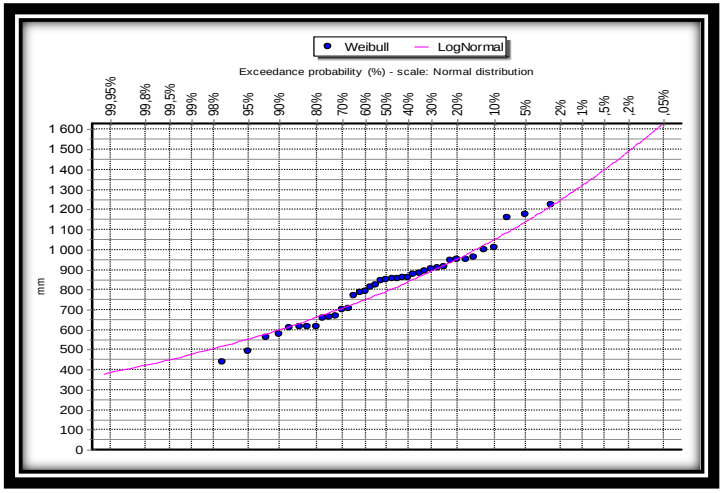


**Figure 18 :** Loi log normal

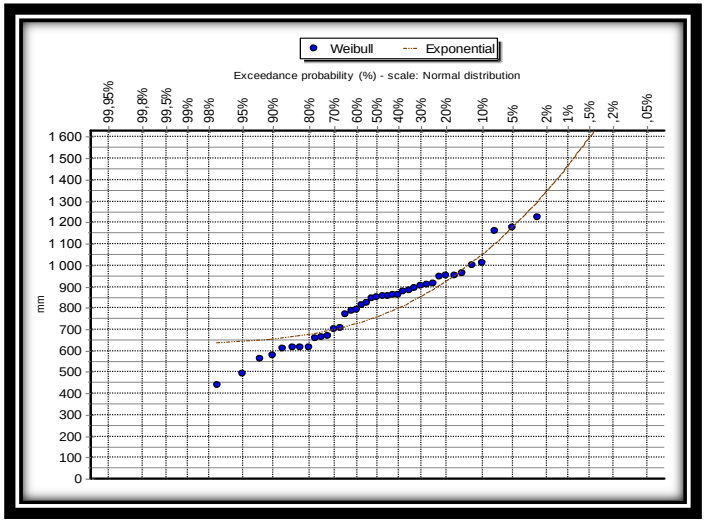


**Figure 19 :** Loi exponentielle

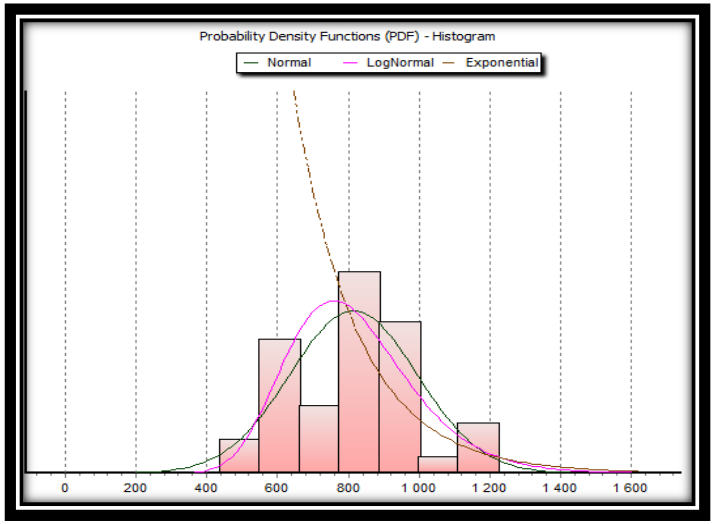


**Figure 20:** Histogramme avec les trois lois

### III.4.2.Test d'adéquation de l'ajustement

Pour vérifier l'adéquation de l'ajustement de la loi normale avec la moyenne et l'écart type calculés, on exécute le test de Kolmogorov Smirnov et l'examen visuel pour un seuil de signification de 95%.

**Tableau 27 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain assel

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,09419 | 0,21273 | 0,09419<0,21273 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,13635 | 0,21273 | 0,13635<0,21273 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,21597 | 0,21273 | 0,21597>0,21273 | Non vérifier |

Les données de la station d'Ain assel s'ajustent aux lois normales et log normale et ne s'ajustent pas à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.4.3.Résultat graphique pour Ain kerma

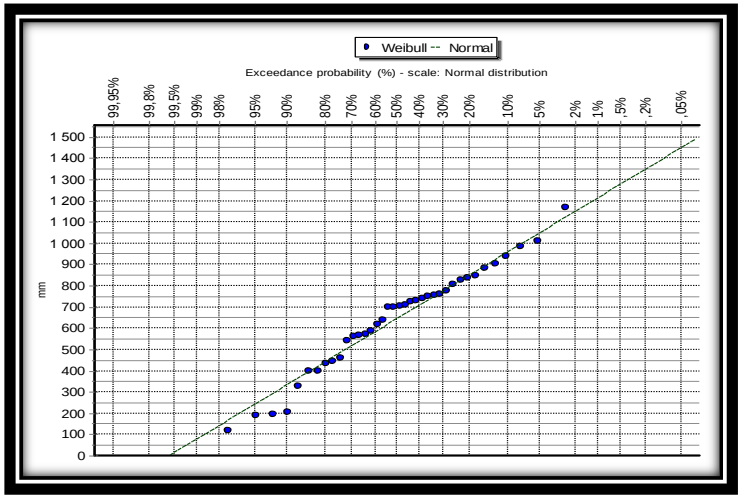


**Figure 21 :** Loi normal

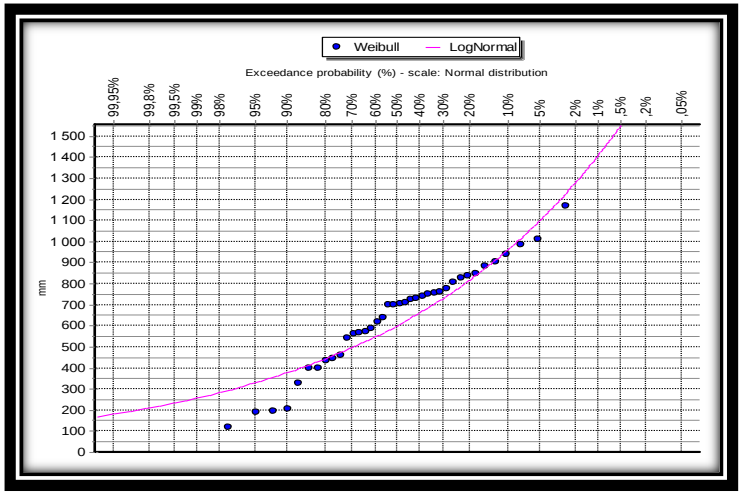


**Figure 22:** Loi log normal

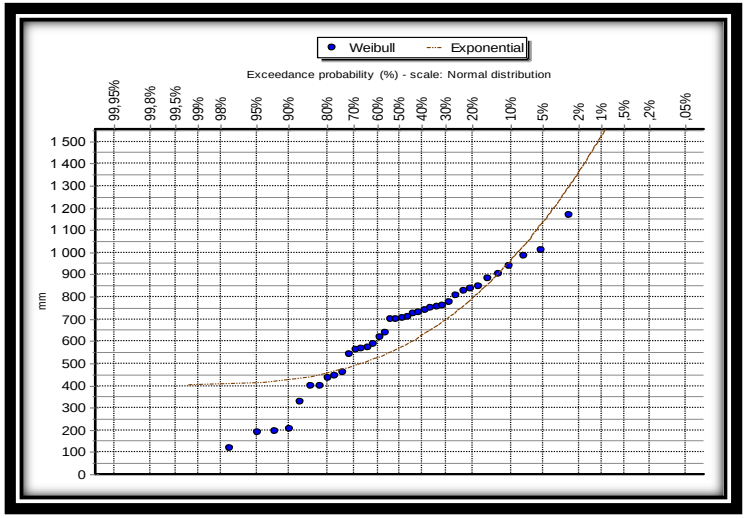


**Figure 23 :** Loi exponentielle

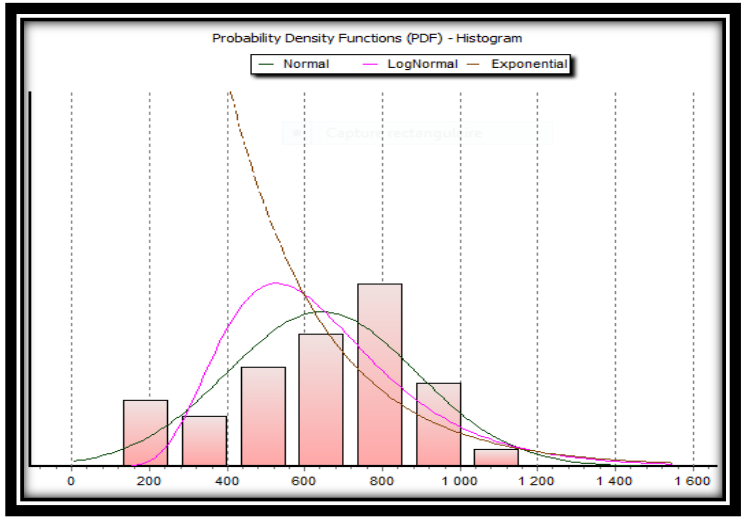


**Figure 24 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 28 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain kerma

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,12228 | 0,21544 | 0,12228<0,21544 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,19171 | 0,21544 | 0,19171<0,21544 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,24076 | 0,21544 | 0,24076>0,21544 | Non vérifier |

Les données de la station d'Ain kerma s'ajustent aux lois normales et log normal et ne s'ajustent pas à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.4.4. Résultat graphique pour Ain Seynour

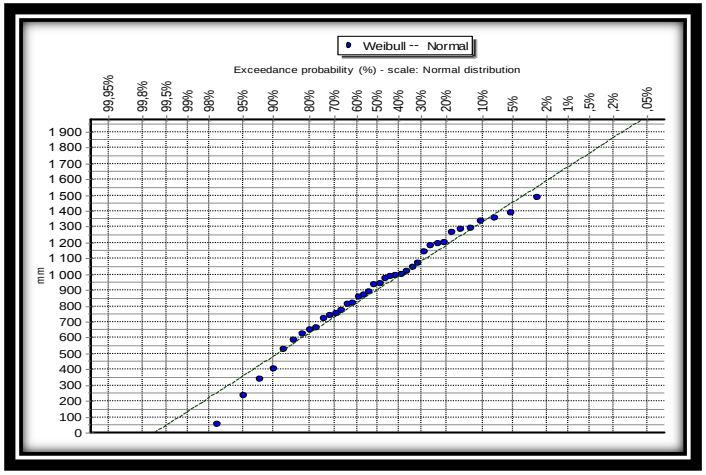


**Figure 25 :** Loi normal

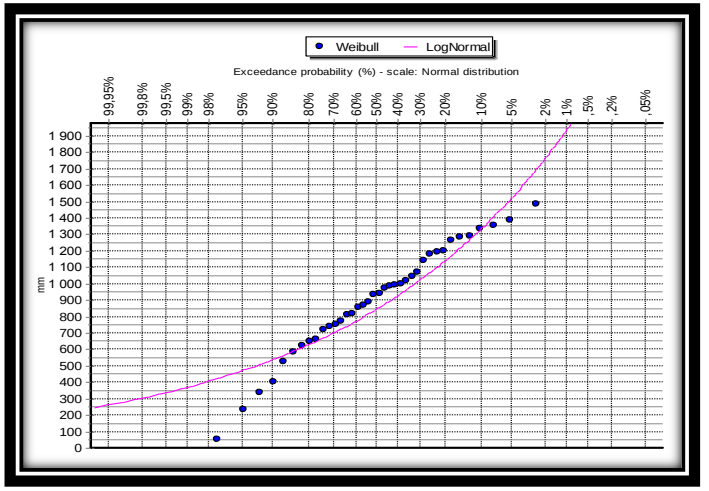


**Figure 26 :** Loi log normal

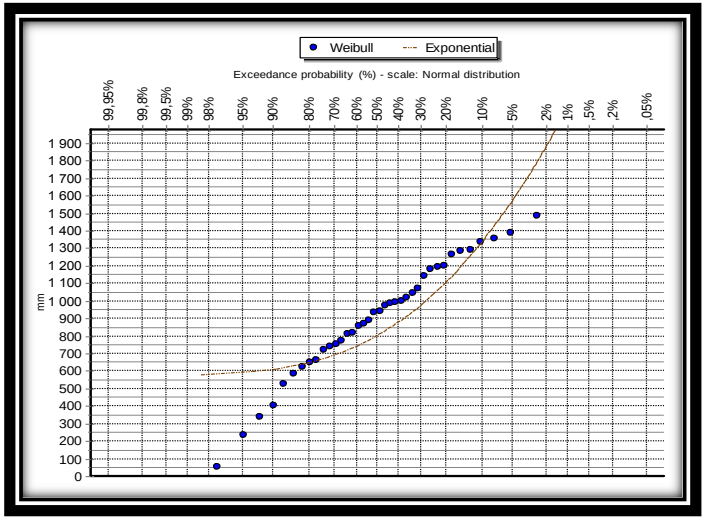


**Figure 27 :** Loi exponentielle

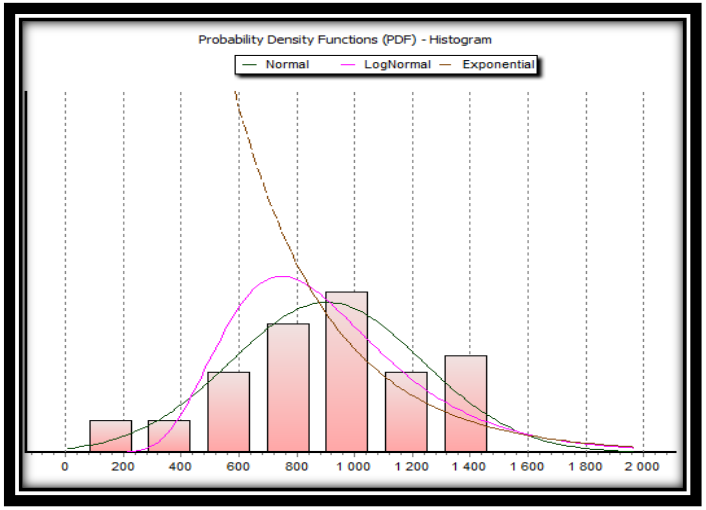


**Figure 28 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 29 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain Seynour

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,05386 | 0,21544 | 0,05386<0,21544 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,11769 | 0,21544 | 0,11769<0,21544 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,17535 | 0,21544 | 0,17535<0,21544 | Vérifier |

Les données de la station d'Ain seynour s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.4.5.Résultat graphique pour bouhadjar

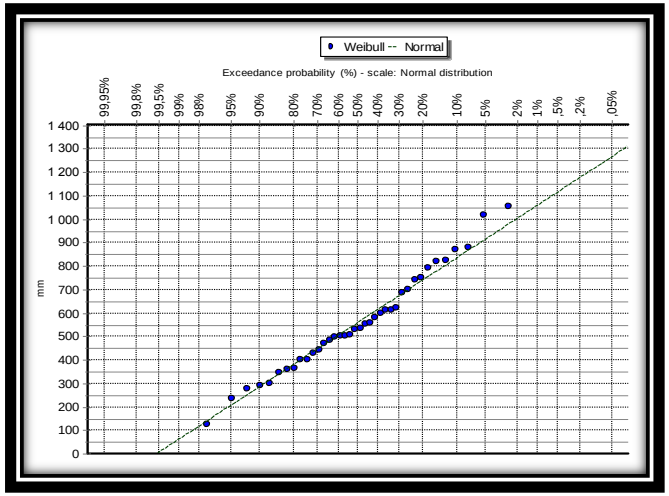


**Figure 29 :** Loi normal

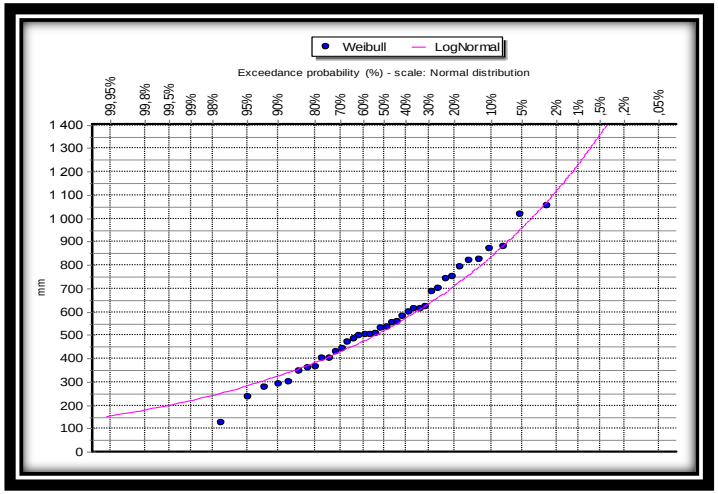


**Figure 30 :** Loi log normal

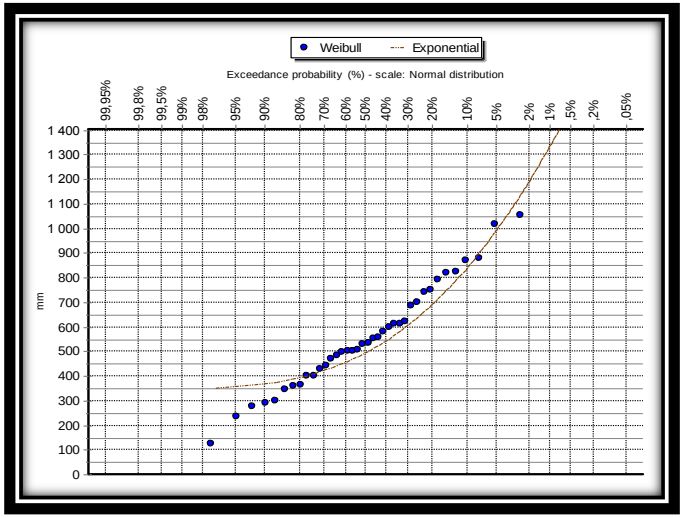


**Figure 31 :** Loi exponentielle

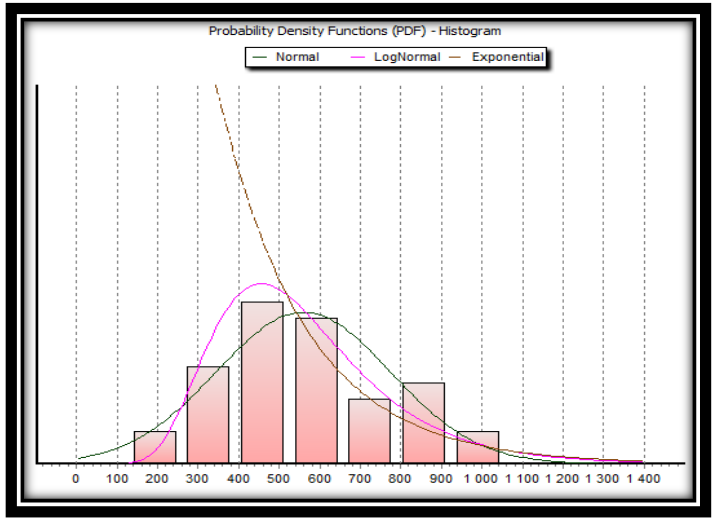


**Figure 32 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 30 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station bouhedjar

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,07606 | 0,21273 | 0,07606<0,21273 | vérifier |
| **Log-normal** | 0,06204 | 0,21273 | 0,06204<0,21273 | vérifier |
| **Exponentielle** | 0,15205 | 0,21273 | 0,15205<0,21273. | vérifier |

Les données de la station bouhadjar s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.4.6. Résultat graphique pour bouteldja

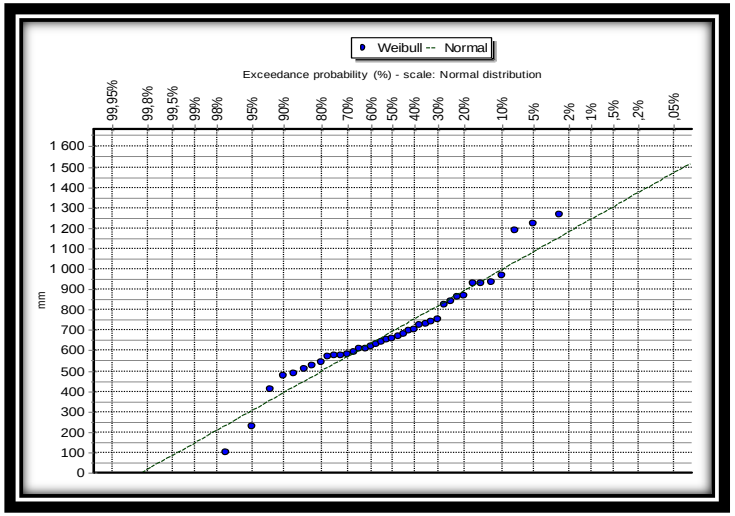


**Figure 33 :** Loi normal

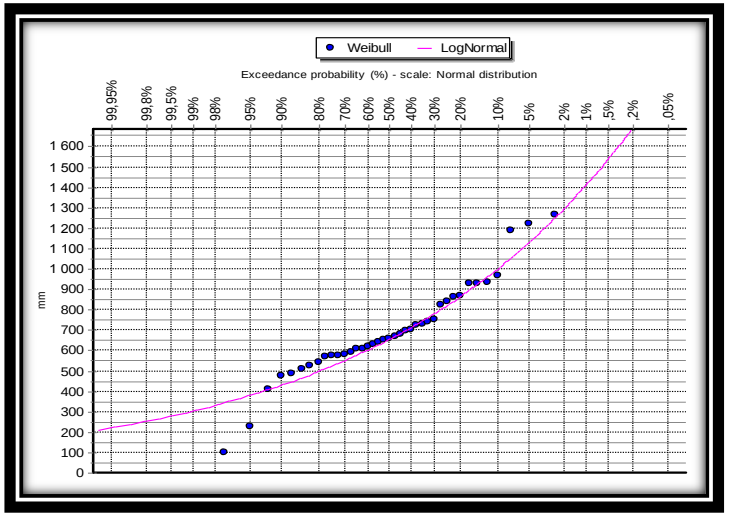


**Figure 34 :** Loi log normal

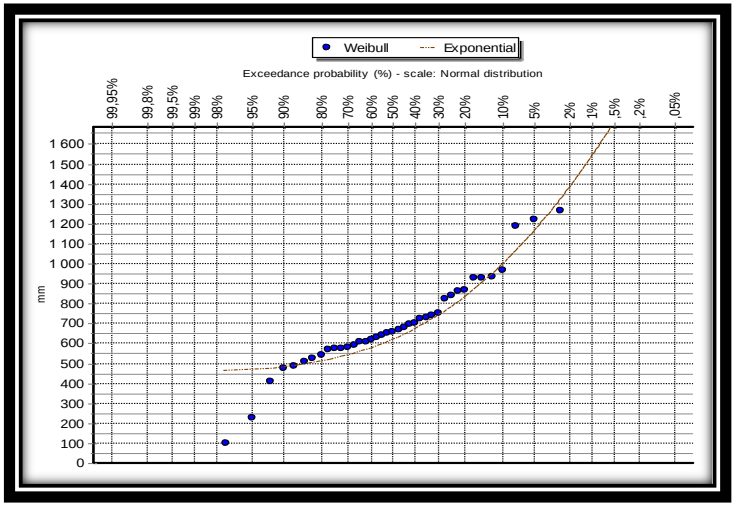


**Figure 35 :** Loi exponentielle

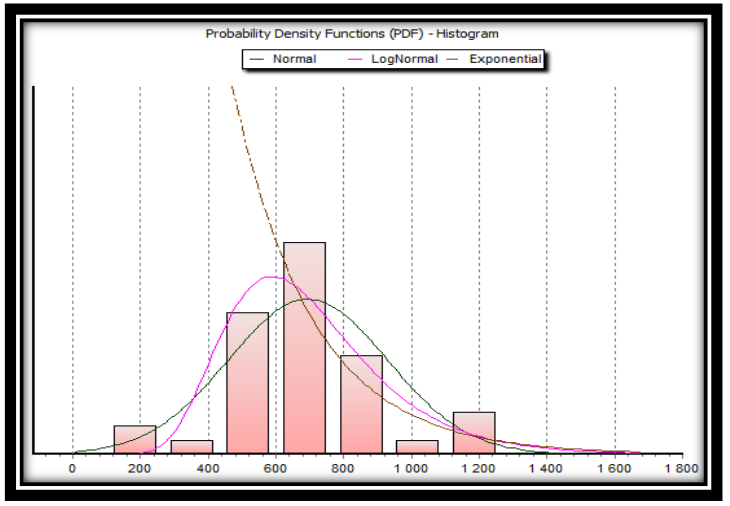


**Figure 36 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 31 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station bouteldja

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,10443 | 0,21273 | 0,10443<0,21273 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,11236 | 0,21273 | 0,11236<0,21273 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,15775 | 0,21273 | 0,15775<0,21273 | Vérifier |

Les données de la station bouteldja s'ajustent aux lois Normale et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.4.7. Résultat graphique pour cheffia barrage

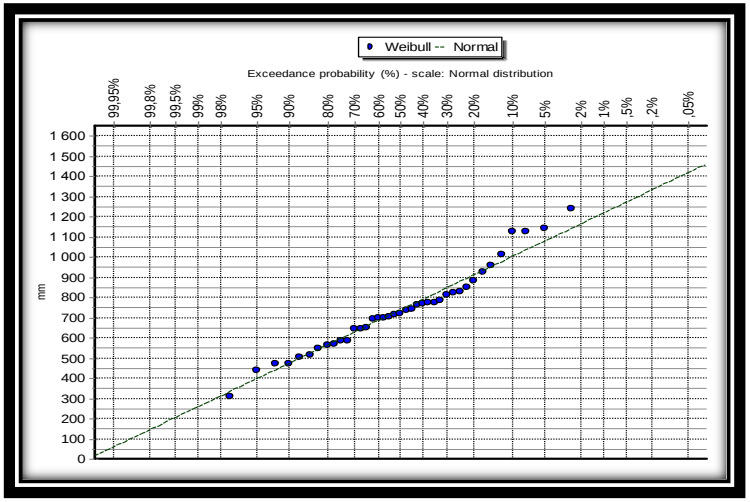


**Figure 37 :** Loi normal

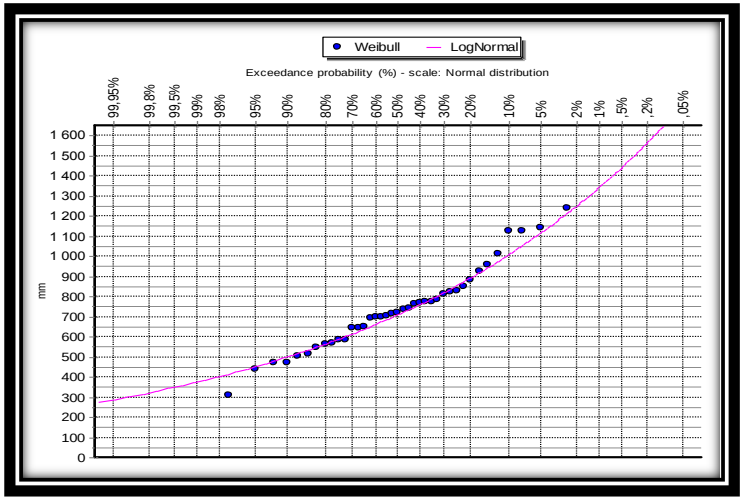


**Figure 38 :** Loi log normal

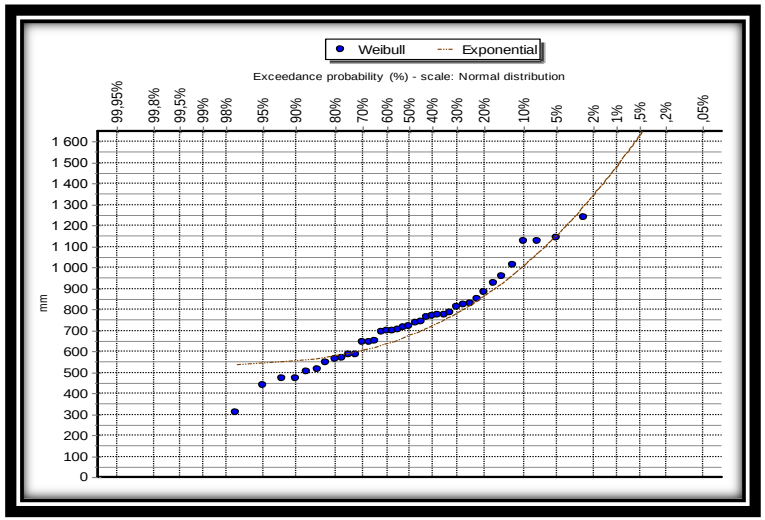


**Figure 39:** Loi exponentielle

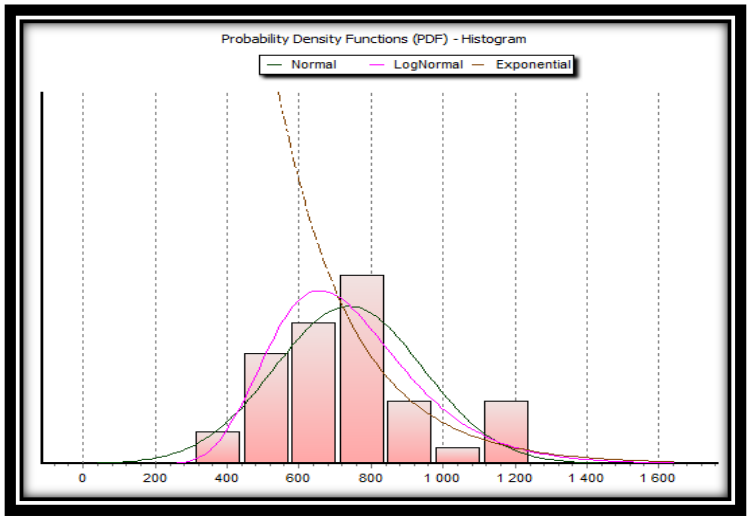


**Figure 40:** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 32 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station chaffia barrage

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,08880 | 0,21273 | 0,08880<0,21273 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,8526 | 0,21273 | 0,8526<0,21273 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,16409 | 0,21273 | 0,16409<0,21273 | Vérifier |

Les données de la station cheffia barrage s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.4.8. Résultat graphique pour lac des oiseaux

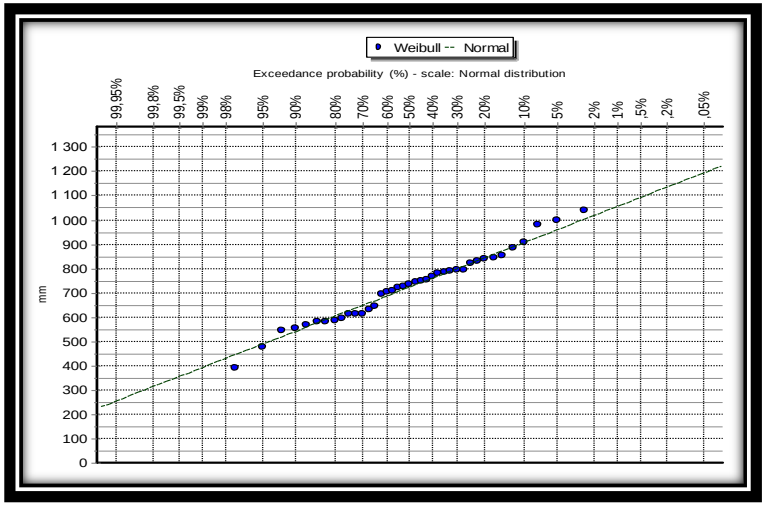


**Figure 41 :** Loi normal

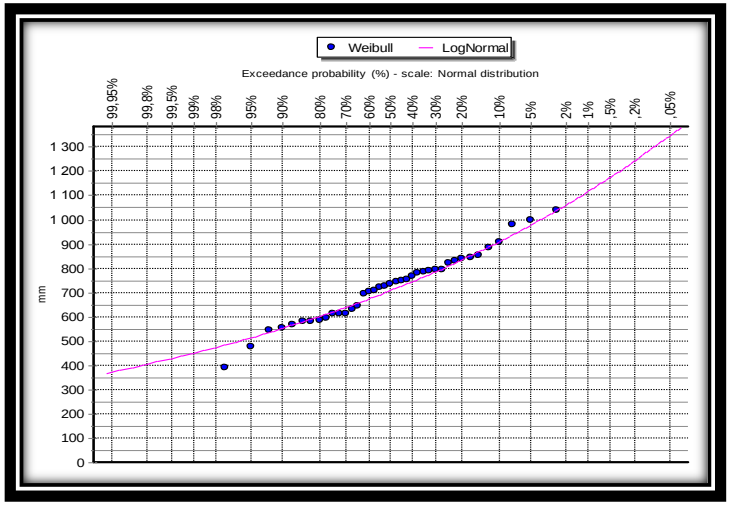


**Figure 42:** Loi log normal

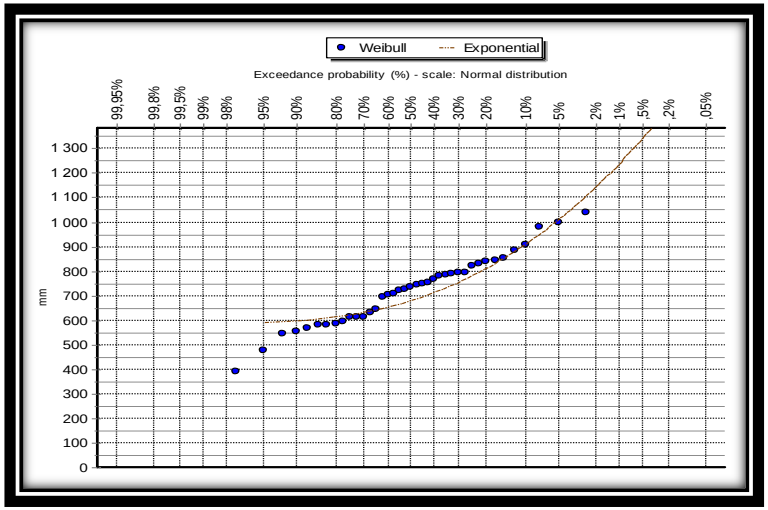


**Figure 43 :** Loi exponentielle

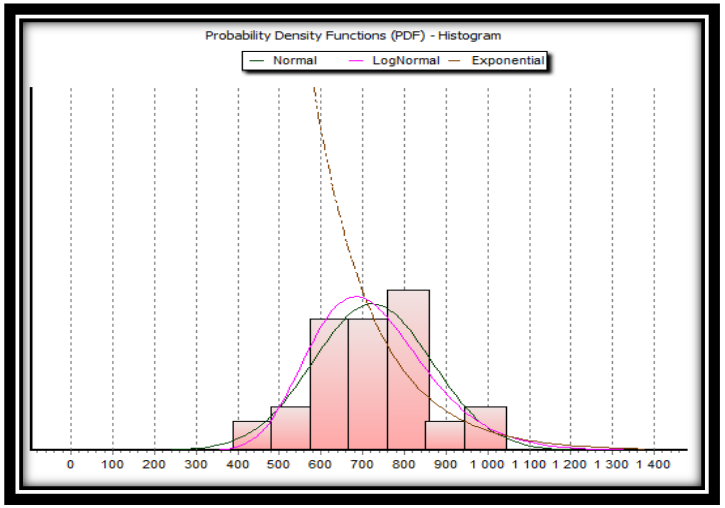


**Figure44:** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 33 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station lac des oiseaux

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normal** | 0,07766 | 0,21273 | 0,07766<0,21273 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,08609 | 0,21273 | 0,08609<0,21273 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,17948 | 0,21273 | 0,17948<0,21273 | Vérifier |

Les données de la station lac des oiseaux s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.4.9. Résultat graphique pour roum el souk

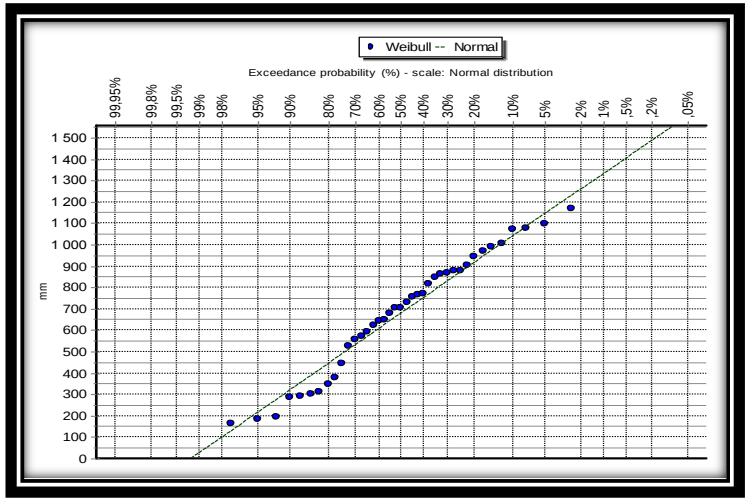


**Figure 45 :** Loi normal

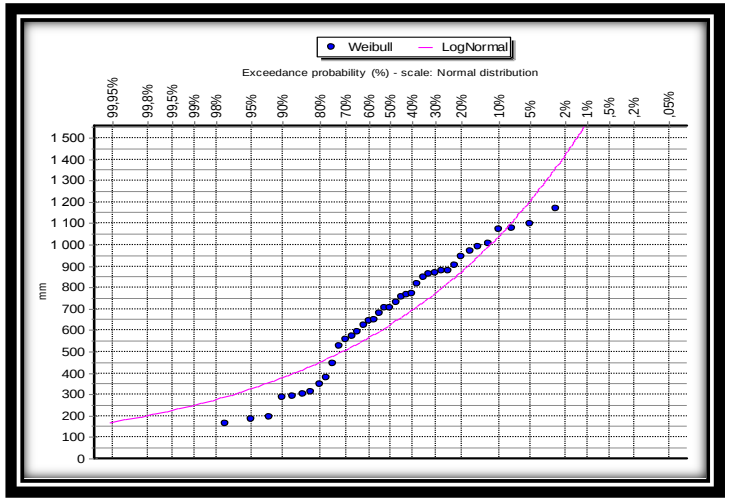


**Figure 46 :** Loi log normal

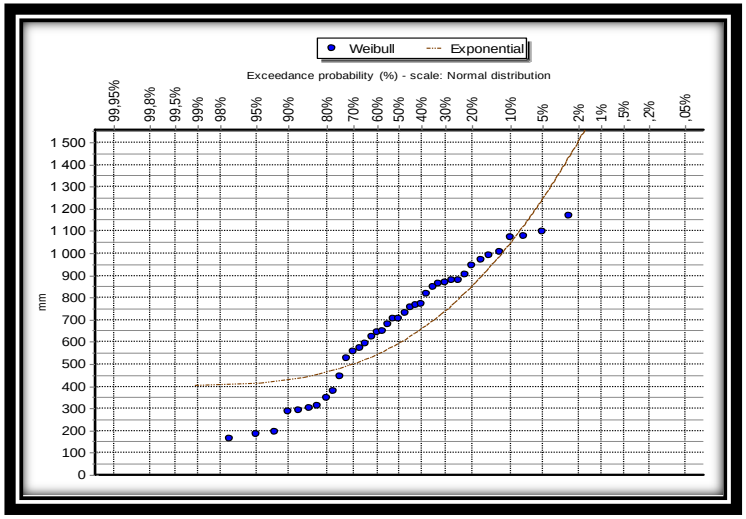


**Figure 47 :** Loi exponentielle

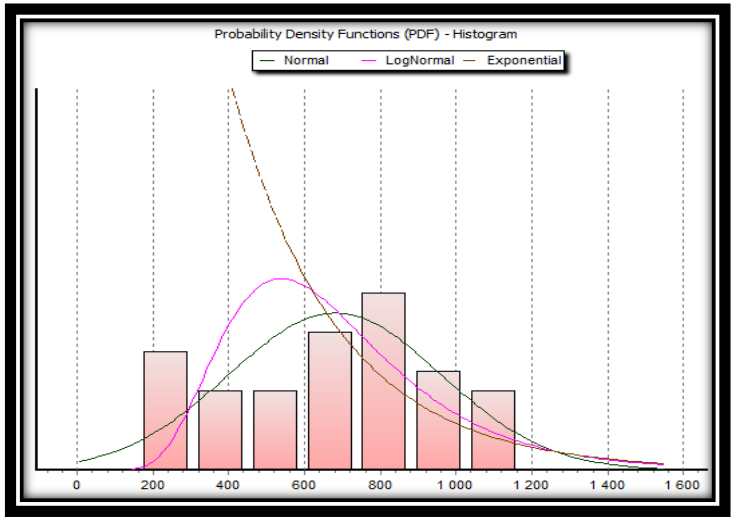


**Figure48:** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 34 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station roum el souk

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,08534 | 0,21273 | 0,08534<0,21273 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,13791 | 0,21273 | 0,13791<0,21273 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,18759 | 0,21273 | 0,18759<0,21273 | Vérifier |

Les données de la station roum el souk s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## III.5.Conclusion

Les données annuelles des stations s'ajustent aux lois normale et log normal et exponentielle et vérifiées les tests d'ajustements, (seuls les stations de Ain assel et Ain kerma s'ajustent pas à la loi exponentielle). Pour le choix du modèle fréquentiel a adopté, les auteurs (Ahmad M, Mebarki A … ) préfèrent toujours que l'échantillon tend vers la normalité, donc on choisit la loi normale.

# Chapitre IV

## Etude des précipitations mensuelles

## IV.1.Introduction :

On appelle précipitation mensuelle la somme des pluies tombées à une station en l'espace d'un mois.

Pour caractériser les pluies mensuelles, on détermine, séparément mois par mois, à partir d'observations de plusieurs années, les caractéristiques suivantes :

- Moyenne mensuelle des précipitations
- Ecart type de la série
- Coefficient de variation
- Maximum et minimum mensuels observés.

## IV.2.Traitement des données mensuelles

Les caractéristiques statistiques des mesures sont présentées dans les tableaux ci-dessous.

**Tableaux 35 :** Paramètres empiriques.

| station | Nombre d'observation | Moyenne Arithmétique | Moyenne Géométrique | Moyenne Harmonique | Médiane |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain assel** | 424 | 74,93 | 40,74 | 9,59 | 58,85 |
| **Ain kerma** | 355 | 69,14 | 38,12 | 8,98 | 50,4 |
| **Ain seynour** | 355 | 96,75 | 58,89 | 26,15 | 74,7 |
| **Bouhadjar** | 335 | 61,88 | 35,36 | 9,98 | 47,2 |
| **Bouteldja** | 167 | 72,70 | 37,95 | 7,71 | 53,8 |
| **Chaffia barrage** | 292 | 69,96 | 38,08 | 9,72 | 51,65 |
| **Lac des oiseaux** | 184 | 66,42 | 35,91 | 7,70 | 47,3 |
| **Roum el souk** | 372 | 71,34 | 34,47 | 5,30 | 49,2 |

**Tableaux 36:** Paramètres de dispersion et de forme.

| station | Minimum | Maximum | Ecart type | Variance | Cv |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain assel** | 0,3 | 340,4 | 65,73 | 4311,49 | 0,87 |
| **Ain kerma** | 0,1 | 391,4 | 61,35 | 4405,26 | 0,88 |
| **Ain seynour** | 2,2 | 516,5 | 79,89 | 7666,76 | 0,82 |
| **Bouhadjar** | 0,2 | 468,1 | 52,35 | 3565,01 | 0,84 |
| **Bouteldja** | 0,4 | 310,1 | 89,65 | 8636,56 | 1,03 |
| **Chaffia barrage** | 0,5 | 319,7 | 59,90 | 3978,58 | 0,84 |
| **Lac des oiseaux** | 0,2 | 287,4 | 54,40982 | 3649,413 | 0,81 |
| **Roum el souk** | 0,1 | 388,9 | 62,99116 | 4510,084 | 0,89 |

## IV.3.Ajustement des lois de probabilité

## IV.3.1. Résultat graphique pour Ain assel

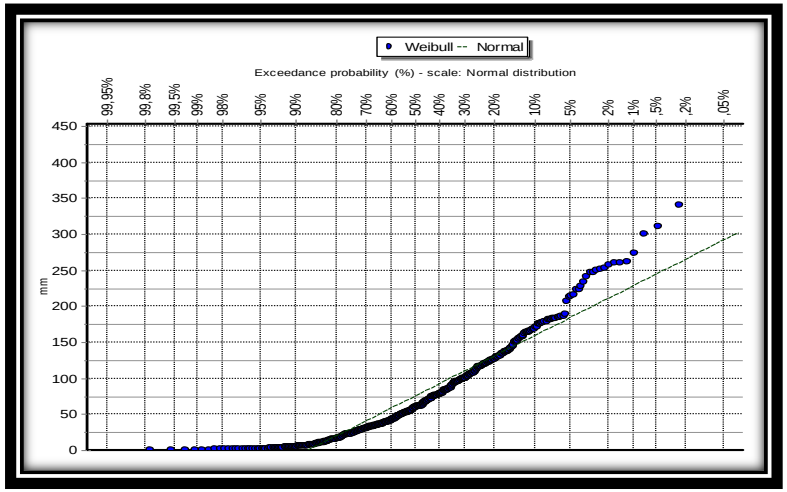


**Figure 49 :** Loi normal

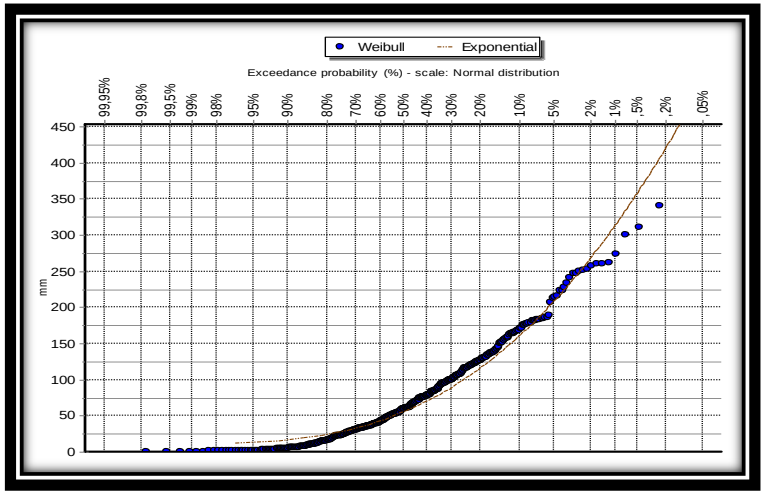


**Figure 50 :** Loi log normal

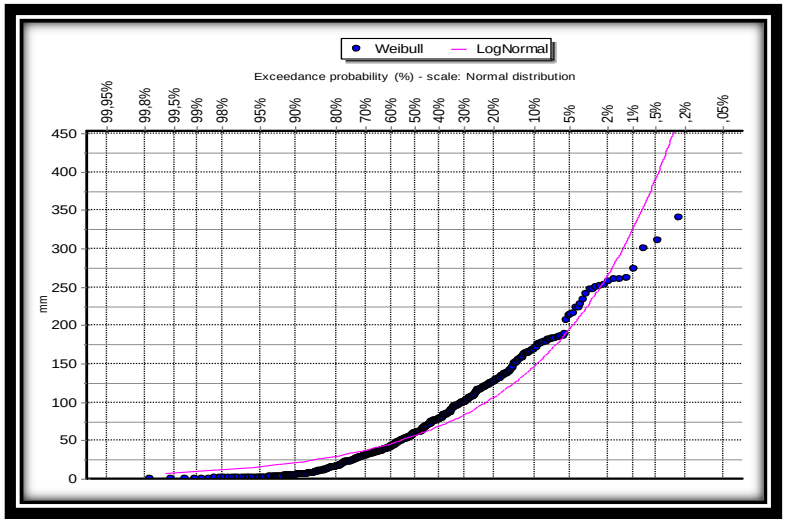


**Figure 51 :** Loi exponentielle

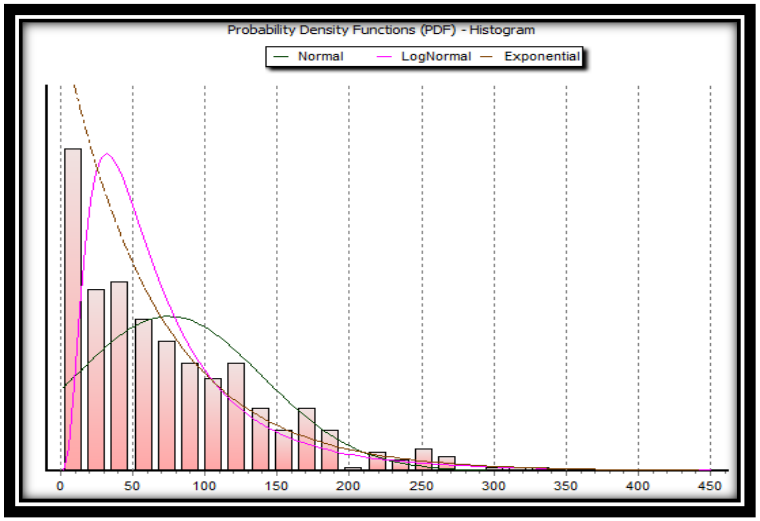


**Figure 52 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 37 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain assel

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,12578 | 27,9629 | 0,12578<27,9629 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,169005 | 27,9629 | 0,169005<27,9629 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,14745 | 27,9629 | 0,14745<27,9629 | Vérifier |

Les données de la station d'Ain assel s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.3.2. Résultat graphique pour Ain kerma

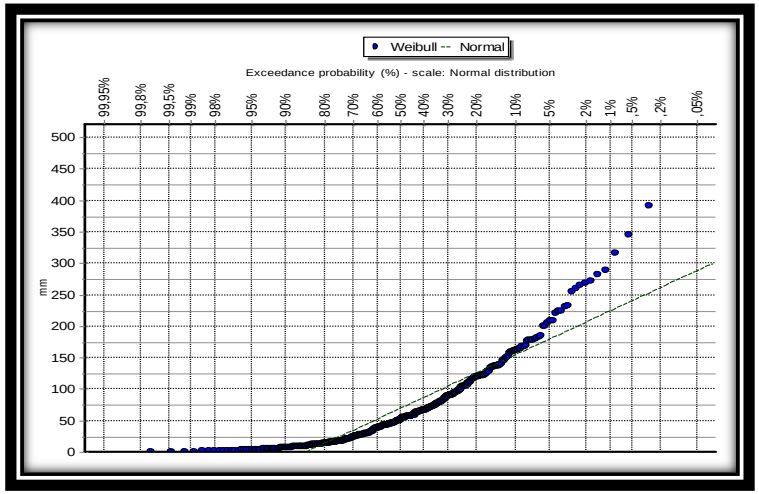


**Figure53 :** Loi normal

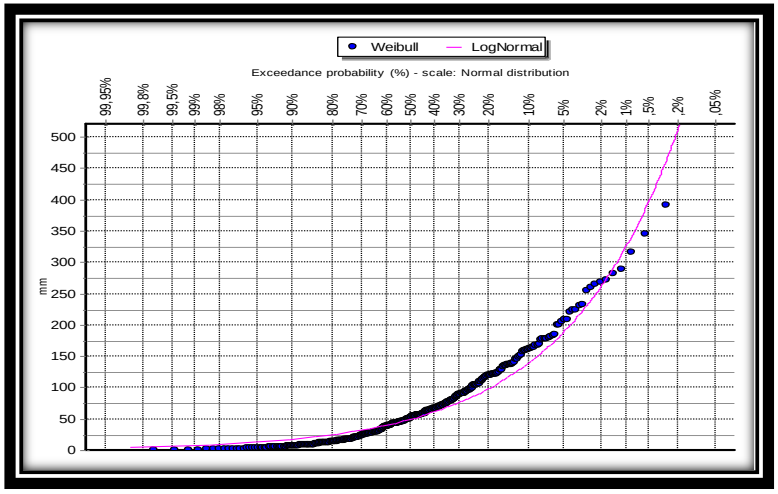


**Figure 54 :** Loi log normal

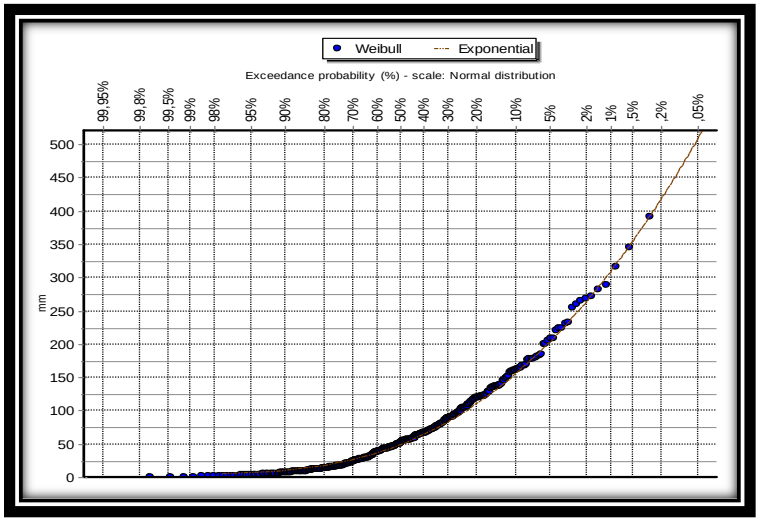


**Figure 55:** Loi exponentielle

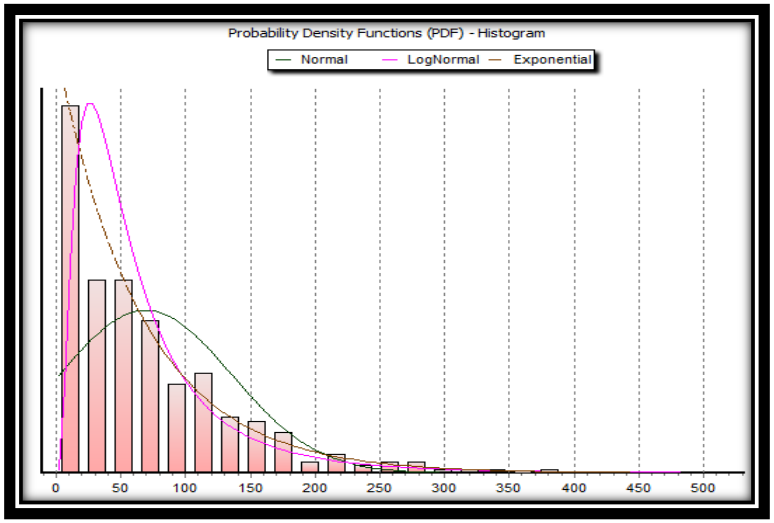


**Figure 56 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 38 :** Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain kerma

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,14663 | 25,5867 | 0,14663<25,5867 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,16500 | 25,5867 | 0,16500<25,5867 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,06299 | 25,5867 | 0,06299<25,5867 | Vérifier |

Les données de la station d'Ain kerma s'ajustent aux lois normale et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.3.3. Résultat graphique pour Ain seynour

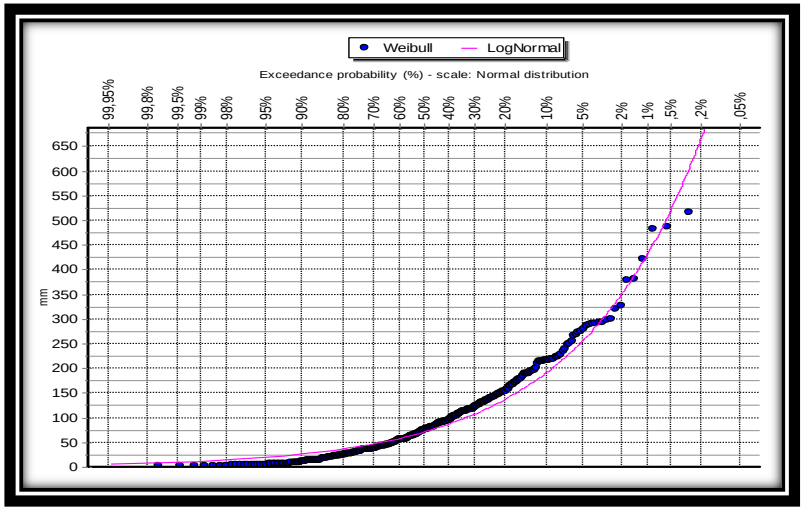


**Figure 57 :** Loi normal

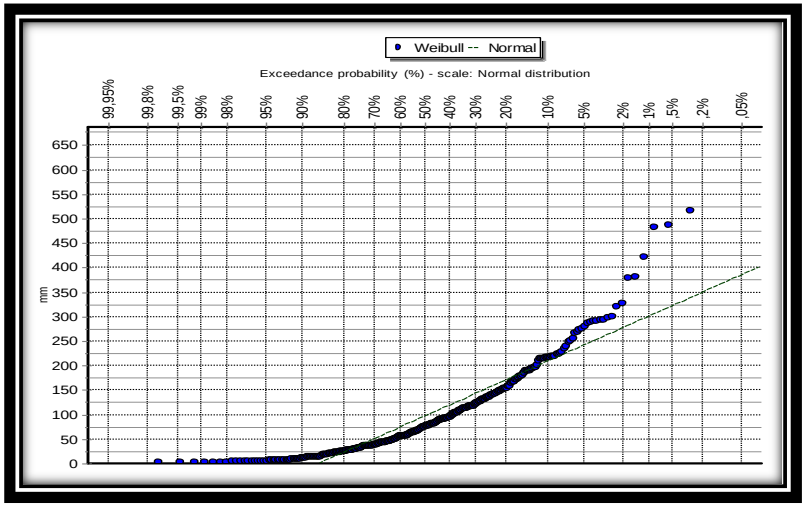


**Figure 58 :** Loi log normal

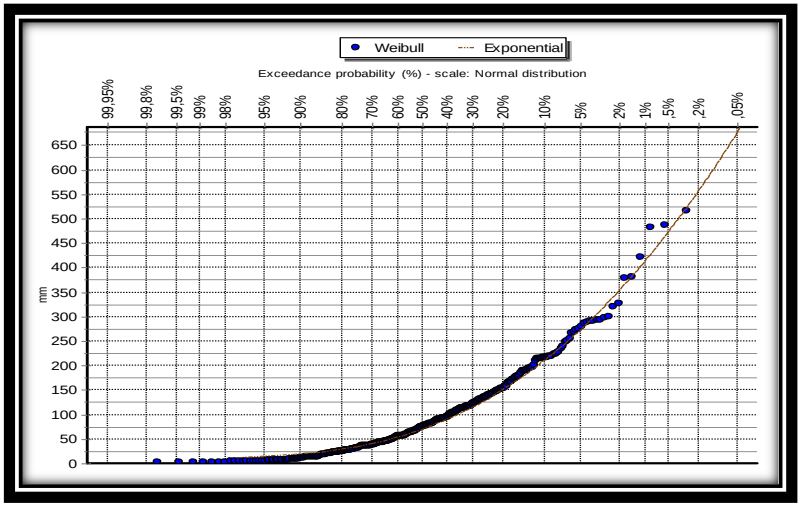


**Figure 59 :** Loi exponentielle

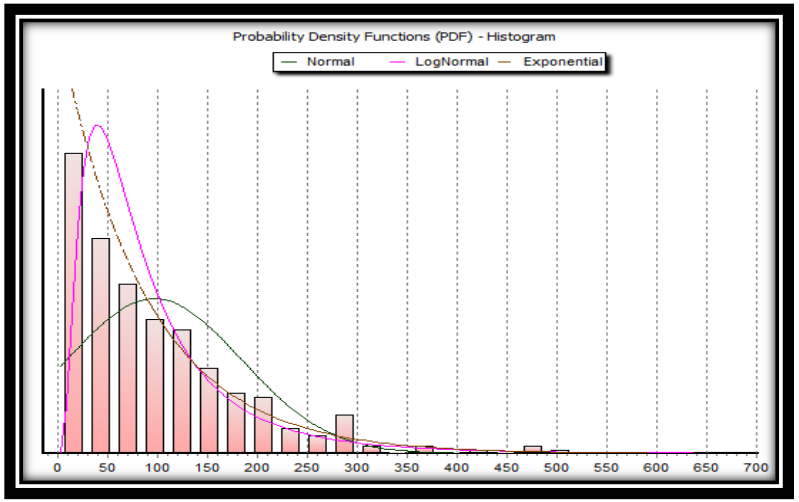


**Figure 60 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 39:** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain seynour

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,13763 | 25,5867 | 0,13763<25,5867 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,12299 | 25,5867 | 0,12299<25,5867 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,08776 | 25,5867 | 0,08776<25,5867 | Vérifier |

Les données de la station d'Ain seynour s'ajustent aux lois normaleS et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.3.4. Résultat graphique pour bouhadjar

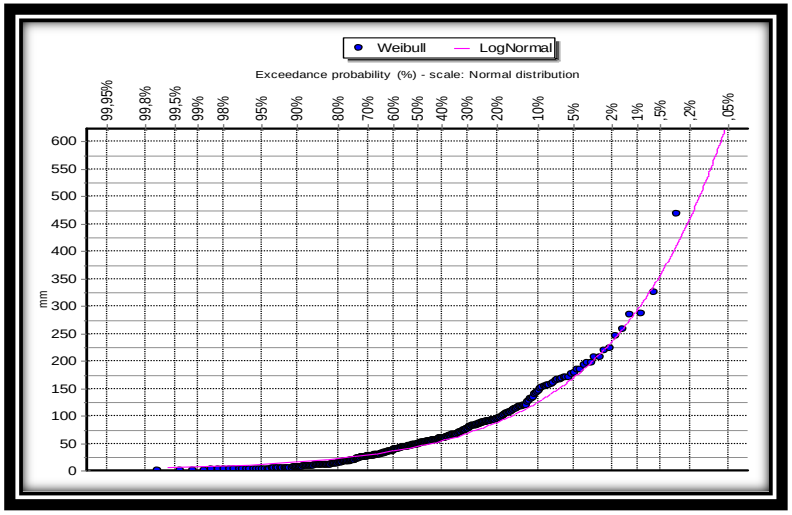


**Figure 61 :** Loi normal

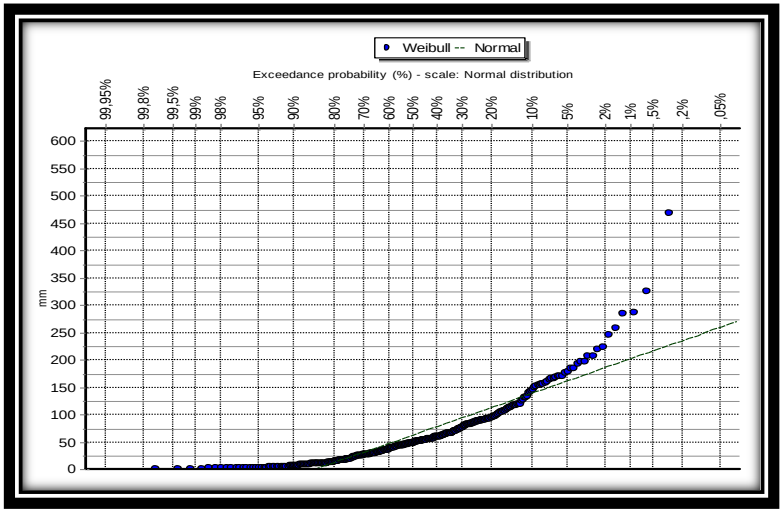


**Figure 62 :** Loi log normal

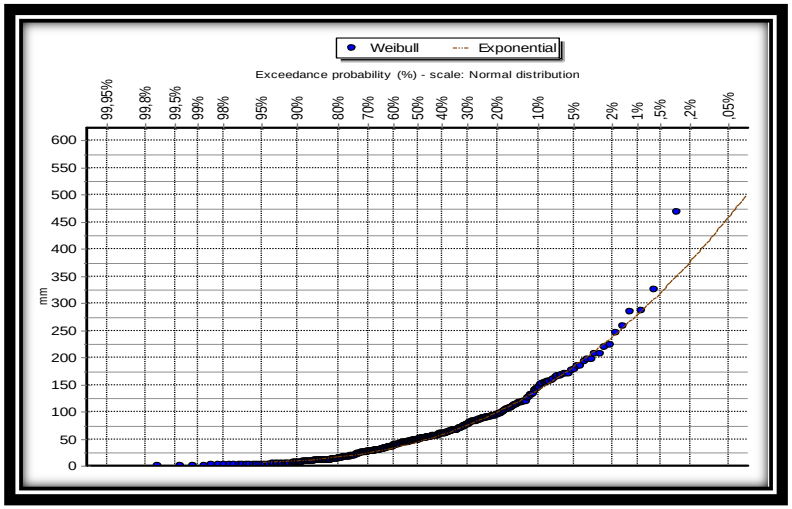


**Figure 63 :** Loi exponentielle

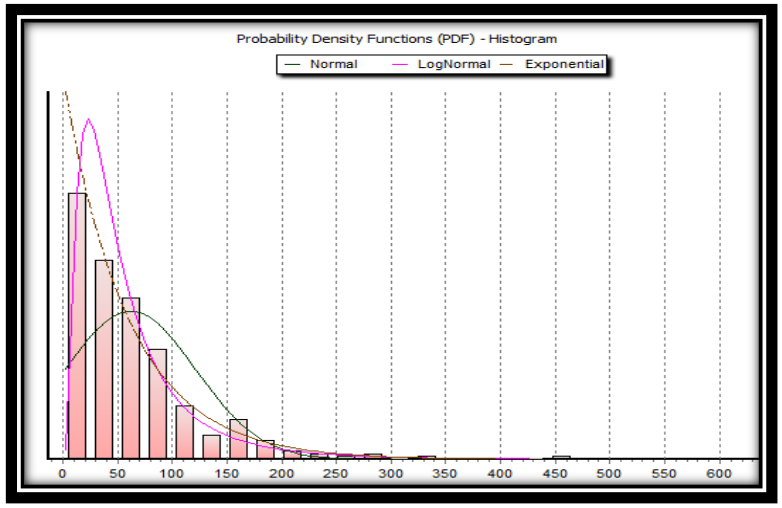


**Figure 64 :**Histogramme avec les trois lois

**Tableau 40 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station bouhadjar

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normal** | 0,14818 | 24,8555 | 0,14818<24,8555 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,13687 | 24,8555 | 0,13687<24,8555 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,05100 | 24,8555 | 0,05100<24,8555 | Vérifier |

Les données de la station bouhadjar s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.3.5. Résultat graphique pour bouteldja

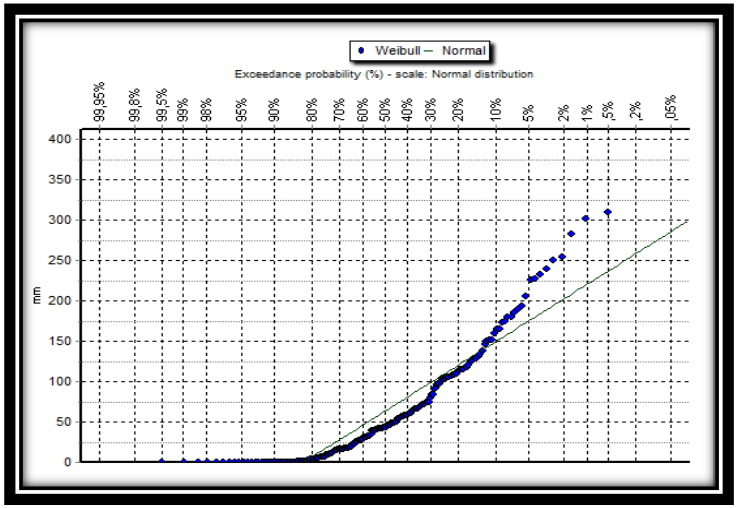


**Figure 65 :** Loi normal

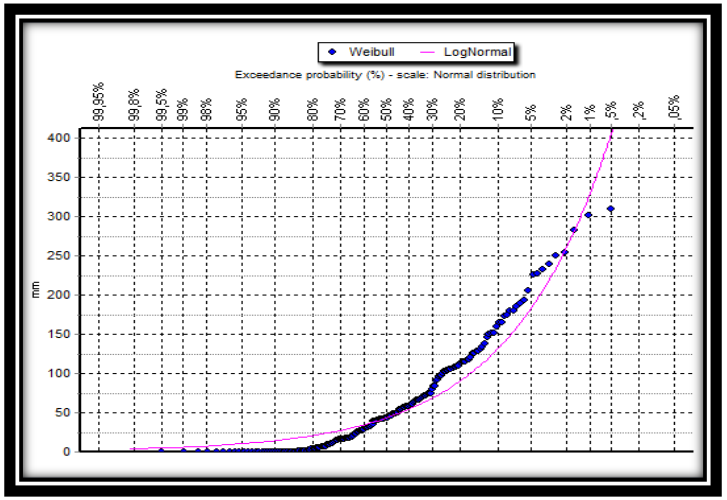


**Figure 66 :** Loi log normal

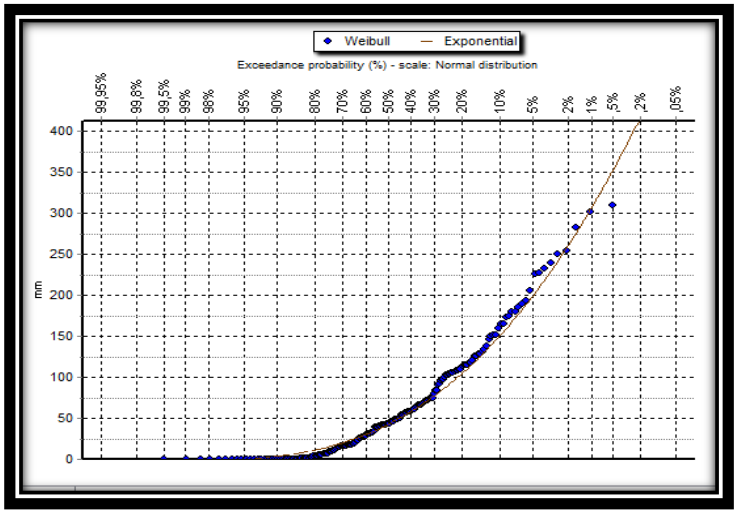


**Figure 67 :** Loi exponentielle

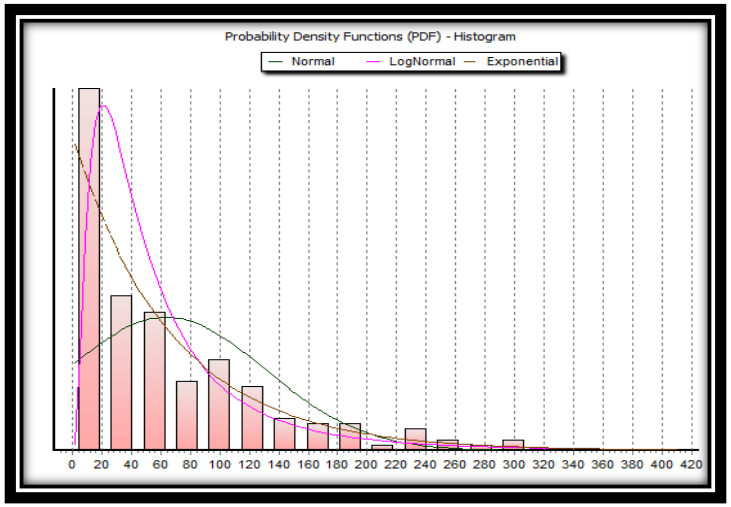


**Figure 68 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 41 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station bouteldja

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,14173 | 17,5492 | 0,14173<17,5492 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,16250 | 17,5492 | 0,16250<17,5492 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,11223 | 17,5492 | 0,11223<17,5492 | Vérifier |

Les données de la station bouteldja s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.3.6. Résultat graphique pour cheffia barrage

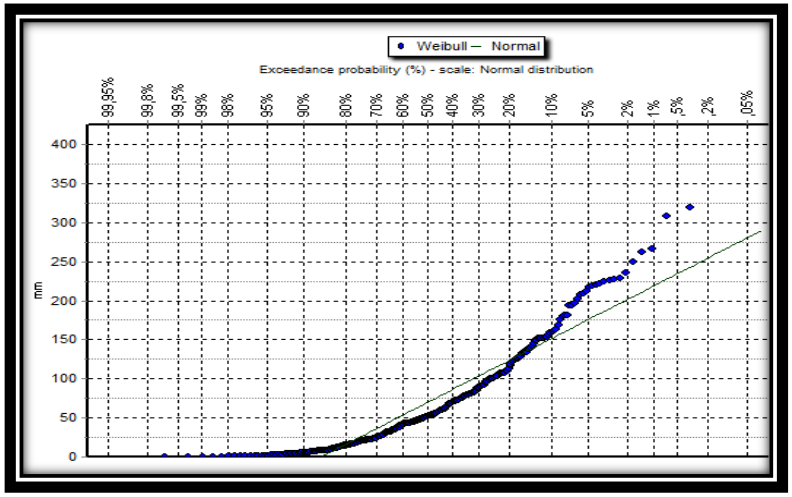


**Figure 69 :** Loi normal

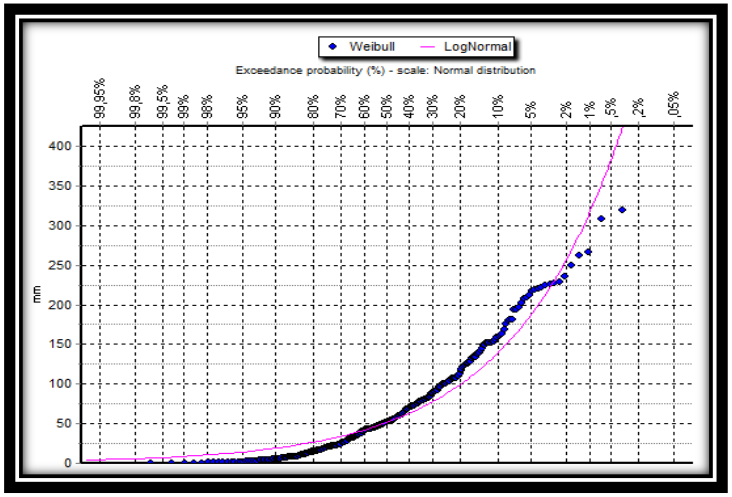


**Figure 70 :** Loi log normal

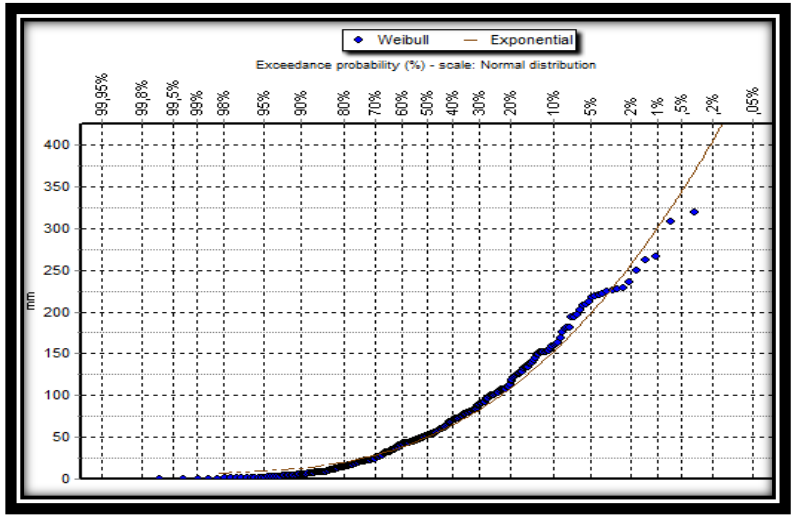


**Figure 71 :** Loi exponentielle

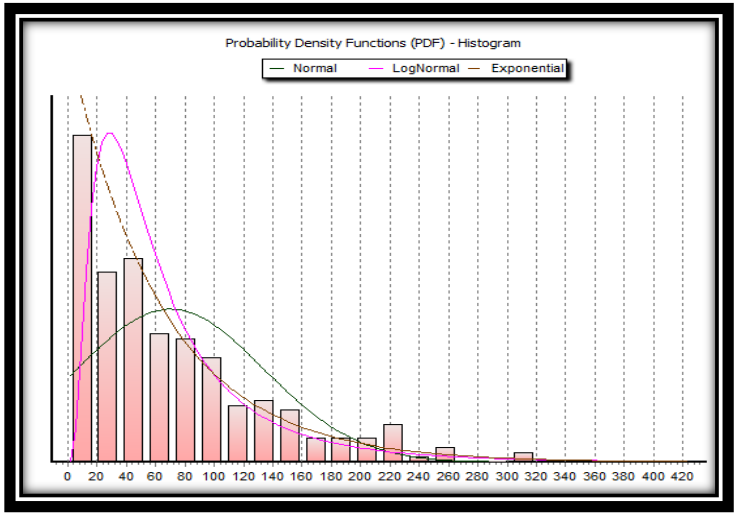


**Figure 72 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 42 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Cheffia barrage

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,13550 | 23,2055 | 0,13550<23,2055 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,15024 | 23,2055 | 0,15024<23,2055 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,11095 | 23,2055 | 0,11095<23,2055 | Vérifier |

Les données de la station chaffia barrage s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.3.7. Résultat graphique pour lac des oiseaux

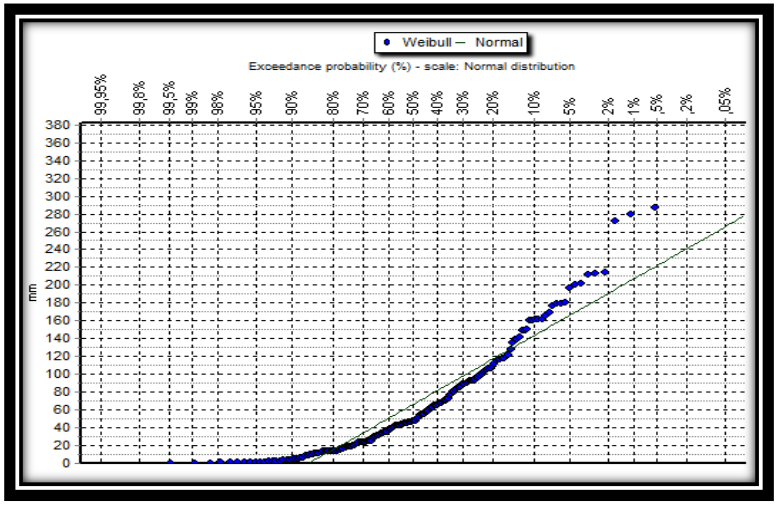


**Figure 73 :** Loi normal

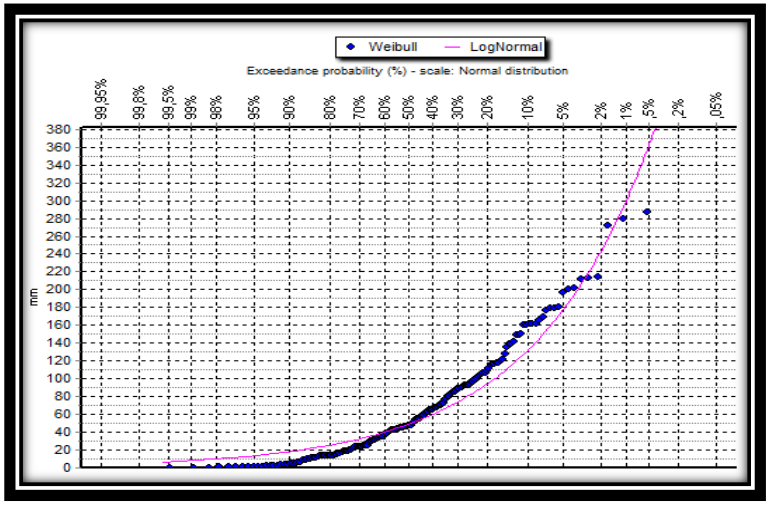


**Figure 74 :** Loi log normal

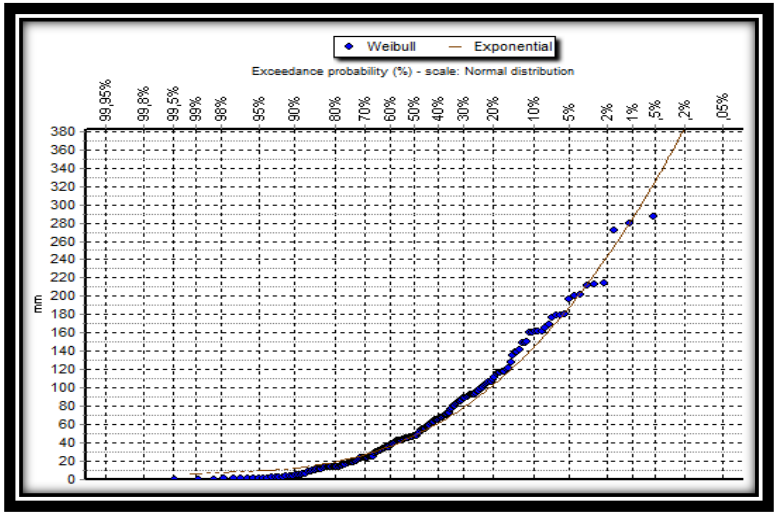


**Figure 75 :** Loi exponentielle

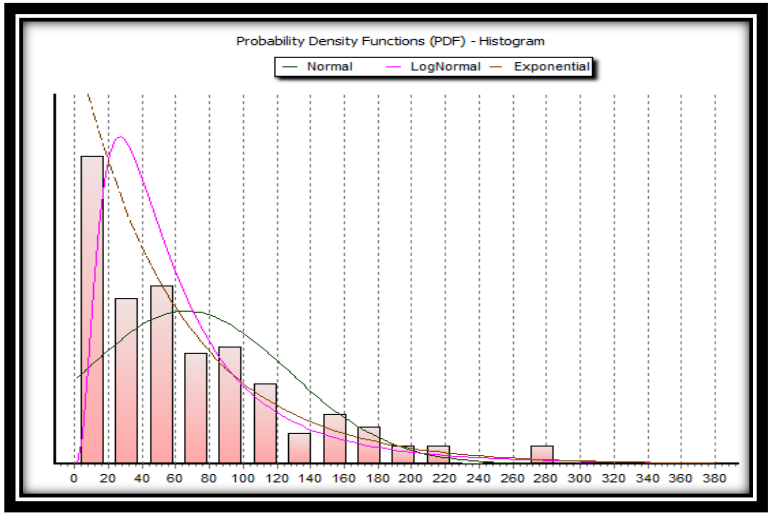


**Figure 76 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 43 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station lac des oiseaux

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,13240 | 18,4208 | 0,13240<18,4208 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,15352 | 18,4208 | 0,15352<18,4208 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,11533 | 18,4208 | 0,11533<18,4208 | Vérifier |

Les données de la station lac des oiseaux s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.3.8. Résultat graphique pour roum el souk

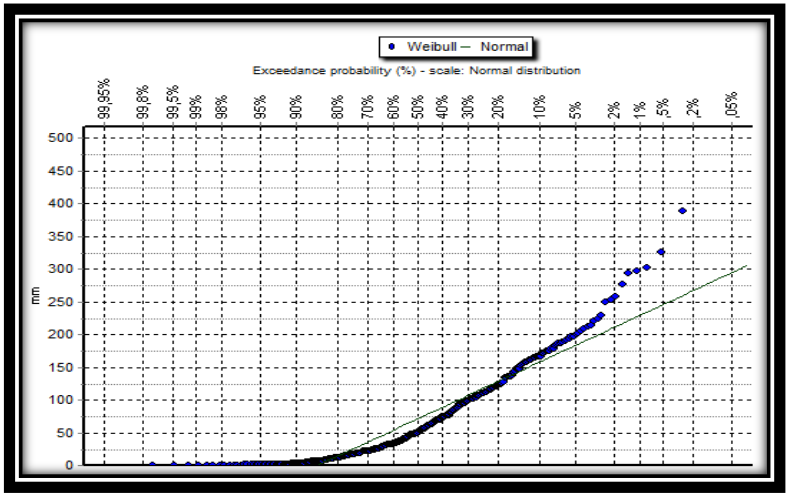


**Figure 77 :** Loi normal

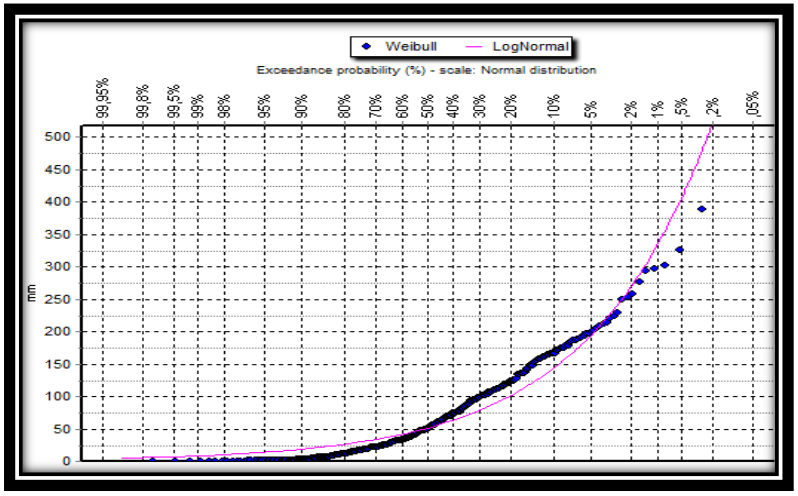


**Figure78 :** Loi log normal

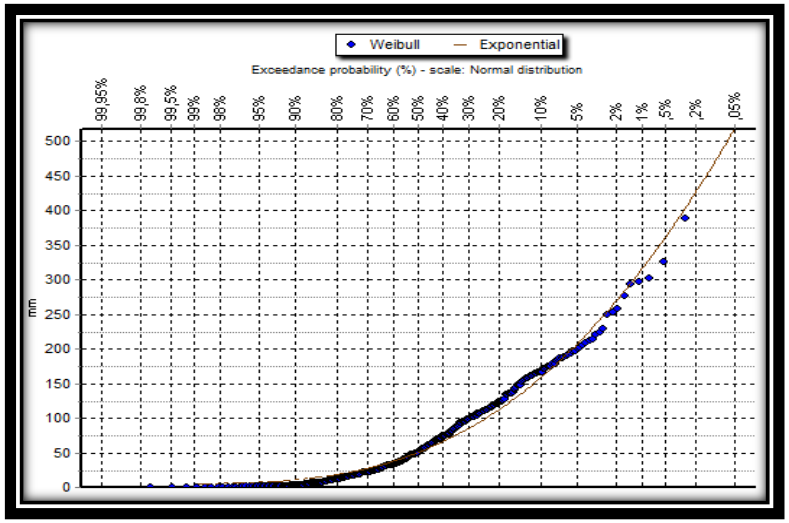


**Figure 79 :** Loi exponentielle

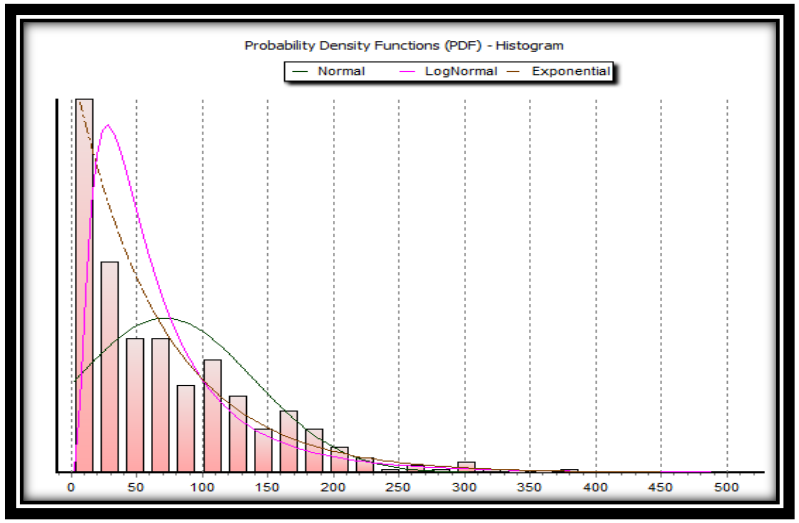


**Figure 80 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 44 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station roum el souk

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normal** | 0,14402 | 26,1922 | 0,14402<26,1922 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,16907 | 26,1922 | 0,16907<26,1922 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,11387 | 26,1922 | 0,11387<26,1922 | Vérifier |

Les données de la station roum el souk s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## IV.4.Conclusion

Les données mensuelles des stations s'ajustent à la loi normale et log normal et loi exponentielle au niveau de signification 95%.

# Chapitre V

## Etude des précipitations journalières

## V.1.Introduction

Comme nous l'avons indiqué on peut admettre que la pluie est une variable aléatoire, régie par simple hasard. Ou si pendant une journée il tombe une averse d'une valeur déterminée, celle qui la suivra peut prendre toutes les valeurs possibles dans le cadre d'une saison et d'un climat. Et ceci indépendamment de celle qui la précède et de celle qui la suit.

## V.2.Répartition des pluies journalières

On s'intéresse à l'ensemble de toutes les précipitations. L'échantillon se présente sous forme de 365 N valeurs des pluies journalières. N est le nombre d'années pour lesquelles nous possédons des valeurs de pluies journalières. On se propose de classer cas 765N valeur. Des différentes classes et d'essayer d'ajuster une loi théorique à cette répartition.

On procède généralement par classes de hauteurs d'eau de 5 ou 10 mm, pour les valeurs de précipitations inférieures à 100 mm puis tous les 25 mm et tous les 50 mm, de façon que les classes les plus élevées contiennent un nombre suffisant de valeurs.

Une fois le classement réalisé, on note pue la classe la plus basse est constituée par les pluies nulles (jours sans pluie). La fonction de répartition se présente donc au départ comme une droite horizontale d'ordonnée nulle Ceci conduit.

L'étude analytique n'est passible que si l'on élimine au préalable cette fréquence. On utilisera donc une loi tronquée représentant la distribution des fréquences des pluies non nulles.

Soit x la variable aléatoire représentant une pluie journalière et FND(x) sa fonction de répartition (au non dépassement). On devra introduire une nouvelle fonction de répartition **:**

$$\emptyset(x)=\frac{f(x)-f_0}{1-f_0} \text{ Ou } \emptyset_1(x)=\frac{f(x)}{f_1(x)} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (57)$$

Avec FND(x) : fréquence au non-dépassement d'une pluie non nulle : c'est la probabilité qu'une pluie soit comprise entre 0 et x.

En effet si

$$\emptyset(x)=\int_0^x f(x)dx \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(58)$$

Est la probabilité que la pluie soit comprise entre 0 et x

$F_o$ = Fréquence des pluies nulles ou la probabilité de jours sans pluie

1- $F_0$ = Fréquence des pluies non-nulles ou la probabilité de jours de pluie La probabilité d'avoir une pluie inférieure à x sera :

$$F(x) = F_0 + (1 - F_0)\,\emptyset(x) \quad \ldots\ldots(59)$$

1. Si un événement peut être réalisé de plusieurs façons qui s'excluent mutuellement; la probabilité de cet événement est la somme des probabilités attachées à chacune de ces façons. Dans notre cas la probabilité d'avoir une pluie inférieure à x peut être réalisée de deux façons qui s'excluent mutuellement : on peut avoir soit une pluie nulle, soit une pluie comprise entre 0et x.

2. $(1 - F_0)\emptyset(x)$= la probabilité d'avoir une pluie comprise entre 0 et x dans le cas où la condition qu'il pleuve soit réalisée.

D'une façon générale, quand on cherche la probabilité d'un événement qui suppose la réalisation d'un autre événement, la probabilité de cet événement composé est égale au produit des probabilités des événements composants.

Dans notre cas, la probabilité d'avoir un jour de pluie est $(1 - F_0)$ et s'il pleut, la probabilité que la pluie soit comprise entre 0 et x est $\emptyset(x)$

La probabilité composée sera donc $(1 - F_0)\emptyset(x)$

Ou: $$F(x) = F_0 + (1 - F_0)\,\emptyset(x) \quad \ldots\ldots(60)$$

Et $$\emptyset(x)=\frac{f(x)-f_0}{1-f_0}$$

Si on utilise les mêmes notations, la probabilité d'avoir une pluie supérieure à x sera :

$$FD(x) = (1 - F0)(1 - \emptyset(x))$$

$$1\text{-}f_0 = FD(0)$$

$$1\text{-}\emptyset(x) = \emptyset_1(x)$$

$$FD(x) = FD(0).\ \emptyset_1(x)$$

d' où

$$\emptyset_1(x) = \frac{FD(x)}{FD(0)}$$

Pour l'étude des pluies journalières, on utilise généralement pour $\emptyset_{1(x)}$ l'expression :

$$\emptyset 1(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_u^{\infty} e^{-\frac{1}{2}U^2} du$$

Avec $u = \frac{\ln x - \overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}}$ ……. (61)

L'ajustement demande l'estimation de trois paramètres FD(0)

$\sigma_{\ln x}$ : Ecart type des In dans la loi tronquée

$\overline{\ln x}$ : Moyenne des In x dans la loi tronquée

FD(0) : Devrait être estimée par la fréquence expérimentale des pluies>0 à partir de l'échantillon. Mais du fait que le terme jour sans pluie ou jour de pluie est mal défini, on estime graphiquement une valeur de $F_1(0)$ fictive proche de la valeur réelle.

## V.3. Ajustement graphique d'une loi tronquée.

L'ajustement graphique s'effectue de la façon suivante :

1. On divise l'échantillon en un certain nombre de classes de 5 ou 10 mm.
2. On calcule, pour la borne supérieure de chaque classe (x) la fréquence expérimentale $F_1(x)$
3. On choisit une valeur raisonnable de $F_1(0)$ en se basant sur la fréquence expérimentale de dépassement trouvée pour$F_1(0)$.

4. On calcule pour chaque borne $\emptyset_{1(x)} = \frac{FD(x)}{FD(0)}$
5. On porte en graphique, sur papier à probabilité log-normal, les valeurs de $\emptyset_{1(x)}$en abscisse gaussienne et les In (x) en ordonnée.

   Si l'ajustement est réalisé, les points s'alignent suivant une droite, sinon on recommence avec une nouvelle valeur de FD (0) jusqu'à obtenir un alignement correct. On retient la valeur de FD(0) qui provoque cet alignement.
6. On estime les valeurs de $\overline{\ln x}$ et $\sigma_{\ln x}$d'après la droite obtenue. Nous avons :

   $\emptyset_{1(x)} = 0.5$ Pour u=0 donc $\frac{\ln x_{0.5} - \overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}} = 0 \ln x_{0.5} = \overline{\ln x}$

   $\emptyset_{1(x)} = 0.159$ Pour u=1 donc $\frac{\ln x_{0.159} - \overline{\ln x}}{\sigma_{\ln x}} = 1\sigma_{\ln x} = \ln x_{0.159} - \overline{\ln x}$

   La loi de répartition des pluies journalières s'écrira :

$$FD(x) = FD(0) - \emptyset_1(x) \ldots\ldots\ldots\ldots (62)$$

## V.4.Traitement des données journalières

Les caractéristiques statistiques des mesures sont présentées dans les tableaux ci-dessous :

**Tableaux 45 :** Paramètres empiriques

| station | Nombre d'observation | Moyenne Arithmétique | Moyenne Géométrique | Moyenne Harmonique | Médiane |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain assel** | 14106 | 81,97 | 80,44 | 79,23 | 76,1 |
| **Ain kerma** | 12670 | 82,27 | 79,93 | 78,11 | 72 |
| **Ain seynour** | 12175 | 96,86 | 96,26 | 95,69 | 94,25 |
| **Bouhadjar** | 12082 | 79,35 | 76,35 | 73,82 | 68,05 |
| **Bouteldja** | 5812 | 73,30 | 71,00 | 69,23 | 65,5 |
| **Chaffia barrage** | 9796 | 85,18 | 83,10 | 81,32 | 74,4 |
| **Lac des oiseaux** | 6082 | 73,88 | 70,35 | 67,53 | 62,4 |
| **roum el souk** | 13258 | 84,31 | 82,04 | 80,14 | 77,85 |

**Tableaux 46:** Paramètres de dispersion et de forme.

| station | Minimum | Maximum | Ecart type | Variance | Cv |
|---|---|---|---|---|---|
| **Ain assel** | 65 | 142,7 | 18,36 | 318,66 | 0,22 |
| **Ain kerma** | 64,1 | 155,7 | 22,94 | 497,12 | 0,27 |
| **Ain Seynour** | 81 | 128,5 | 11,49 | 124,88 | 0,11 |
| **Bouhadjar** | 58,8 | 129,9 | 24,02 | 545,16 | 0,30 |
| **Bouteldja** | 55 | 144,5 | 21,62 | 441,66 | 0,29 |
| **Chaffia Barrage** | 65,5 | 140,5 | 20,83 | 410,15 | 0,24 |
| **Lac des oiseaux** | 51,3 | 148,9 | 26,16 | 646,73 | 0,35 |
| **Roum el Souk** | 64,8 | 131,4 | 21,78 | 448,41 | 0,25 |

**Tableau 47 :** Précipitation journalière de déférentes stations

| Station Ain Assel | Station Ain kerma | Station Ain Seynour | Station Bouhadjar | Station Bouteldja | Station Cheffia Barrage | Station lac des Oiseaux | Station Roum el Souk |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 142,7 | 155,1 | 128,5 | 129,9 | 144,5 | 140,5 | 148,9 | 131,4 |
| 107,4 | 112 | 115,5 | 120 | 94,5 | 116 | 105,8 | 126,2 |
| 97,5 | 104,8 | 104 | 118,3 | 94,2 | 113,5 | 105,4 | 124,3 |
| 87 | 96 | 104 | 104 | 84,8 | 100,5 | 95,4 | 101,4 |
| 82,3 | 92,6 | 103,5 | 96,3 | 80,2 | 93,5 | 91,2 | 88,9 |
| 80,5 | 80 | 99 | 88,5 | 73,2 | 91,7 | 74,4 | 81,5 |
| 80,4 | 77 | 98 | 77,2 | 72,8 | 89,2 | 74,1 | 80,2 |
| 77 | 74,5 | 94,5 | 72 | 72,7 | 80,8 | 68,8 | 80 |
| 76,4 | 72 | 94,5 | 69 | 67 | 74,9 | 62,4 | 79,5 |
| 75,8 | 72 | 94 | 67,1 | 64 | 73,9 | 62,4 | 76,2 |
| 75,5 | 71,7 | 94 | 64 | 62,9 | 73,5 | 61,5 | 72 |
| 74,7 | 71,3 | 92,5 | 64 | 60,3 | 73,2 | 60,4 | 72 |
| 72,1 | 69,2 | 92 | 60,2 | 60,3 | 73 | 59,4 | 70 |
| 71,7 | 68,9 | 90,5 | 60 | 59,8 | 70,3 | 52,5 | 68,9 |
| 71,5 | 68,3 | 89 | 60 | 58,3 | 70,2 | 52,3 | 68,6 |
| 70,5 | 66,2 | 87,5 | 60 | 57,6 | 67 | 52,1 | 66,2 |
| 67,5 | 65,3 | 81,5 | 59,1 | 57,4 | 66,1 | 51,6 | 65,5 |
| 65 | 64,1 | 81 | 58,8 | 55 | 65,5 | 51,3 | 64,8 |

# V.5.Ajustement des lois de probabilité

## V.5.1.Résultat graphique pour Ain assel

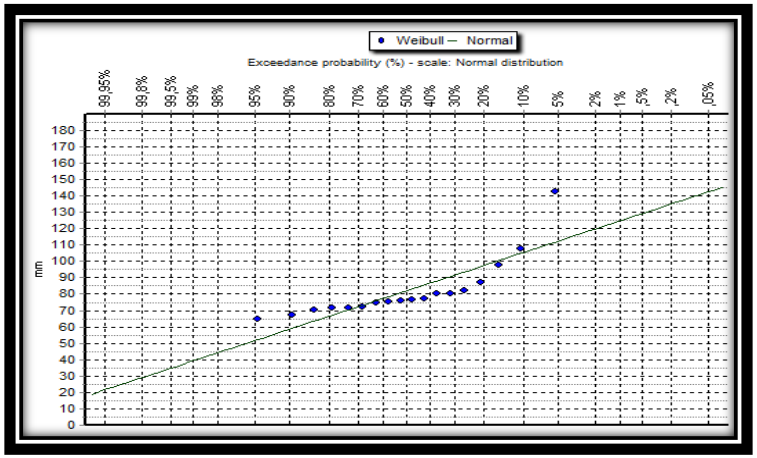


**Figure 81 :** Loi normal

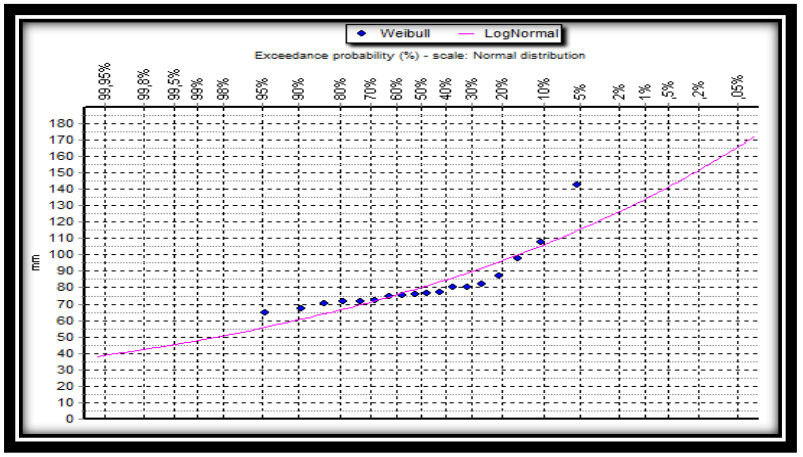


**Figure 82:** Loi log normal

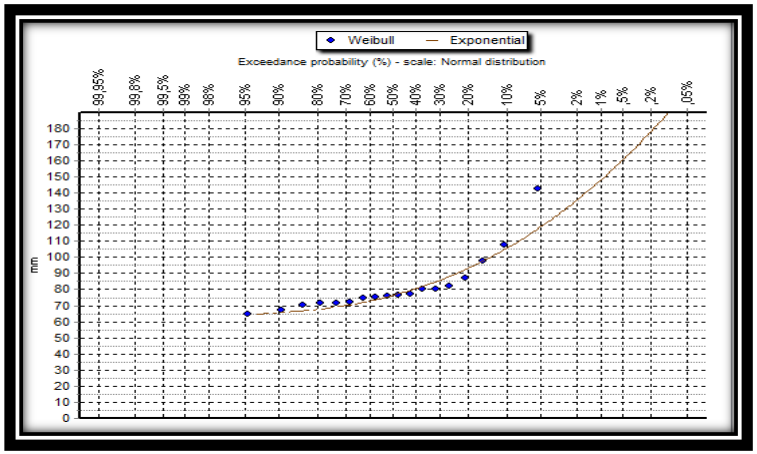


**Figure 83 :** Loi exponentielle

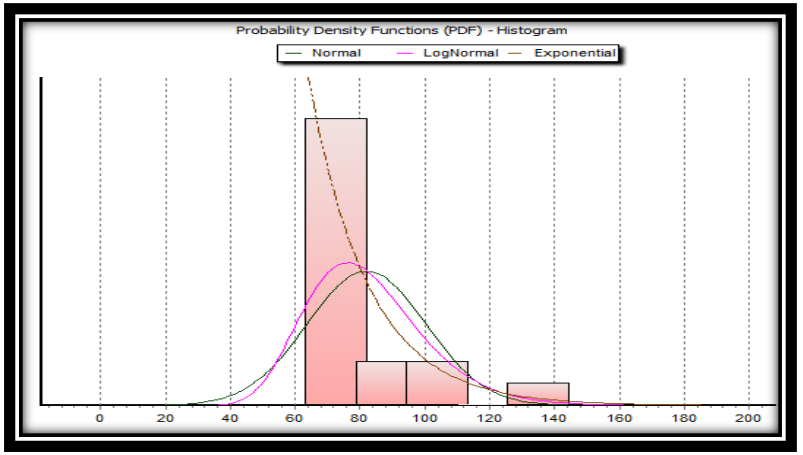


**Figure 84:** Histogramme avec les trois lois

**Tableau 48 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain assel

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,22972 | 0,30936 | 0,22972<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,18564 | 0,30936 | 0,18564<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,15512 | 0,30936 | 0,15512<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station Ain assel s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## V.5.2. Résultat graphique pour Ain kerma

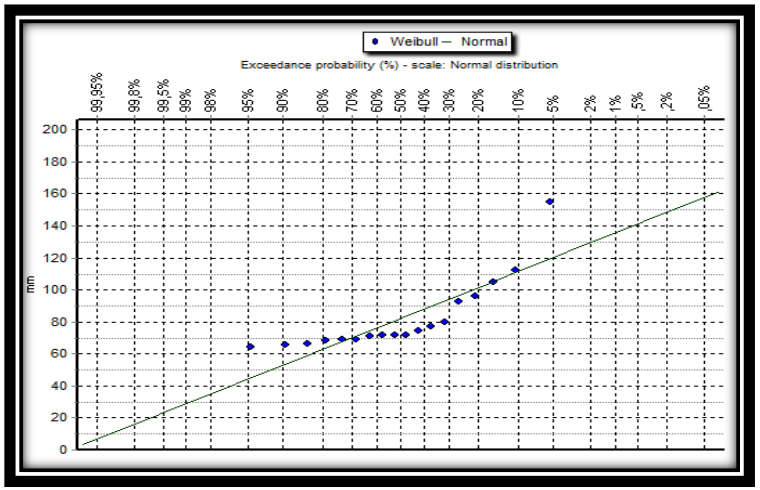


**Figure 85 :** Loi normal

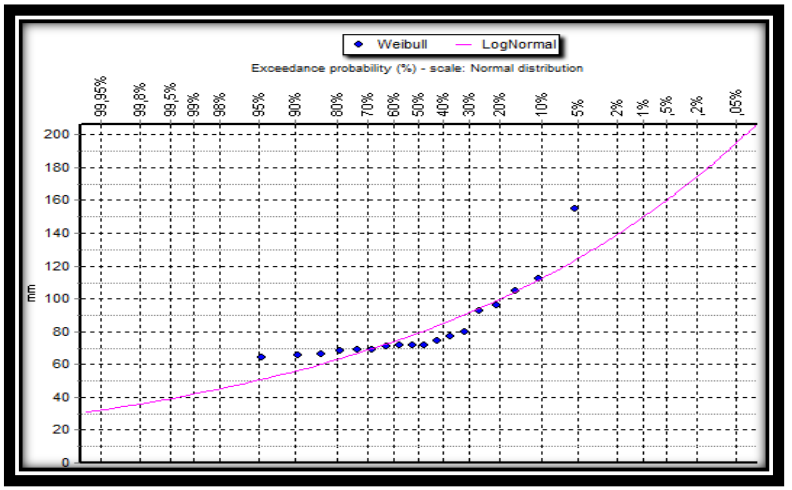


**Figure 86 :** Loi log normal

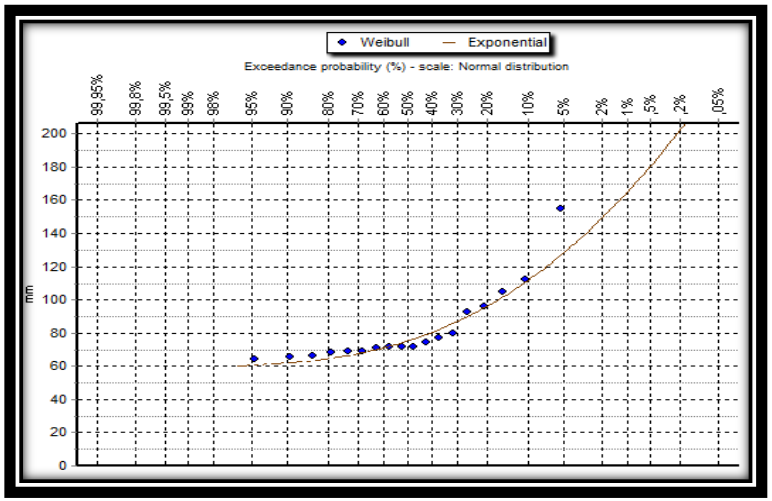


**Figure 87:** Loi exponentielle

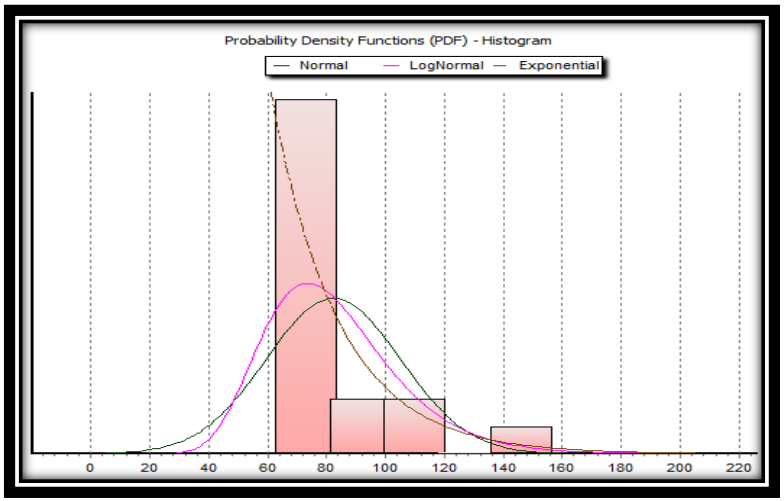


**Figure 88 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 49 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain kerma

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normal** | 0,22375 | 0,30936 | 0,22375<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,17357 | 0,30936 | 0,17357<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,13491 | 0,30936 | 0,13491<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station Ain kerma s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

### V.5.3. Résultat graphique pour Ain seynour

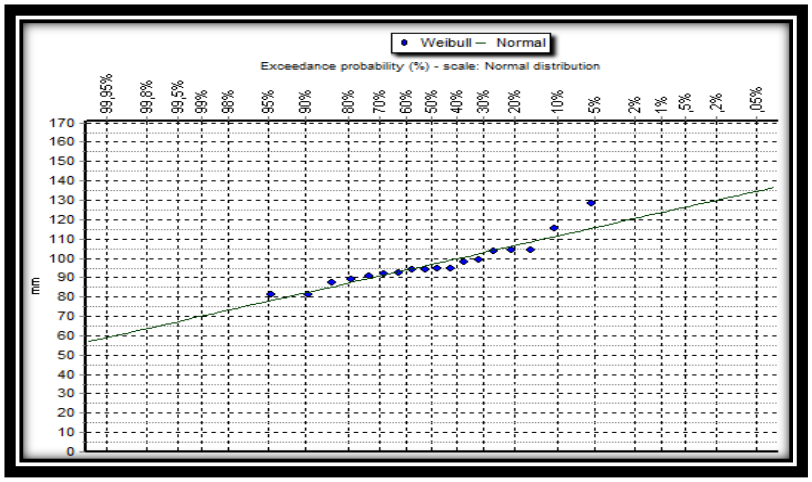


**Figure 89 :** Loi normal

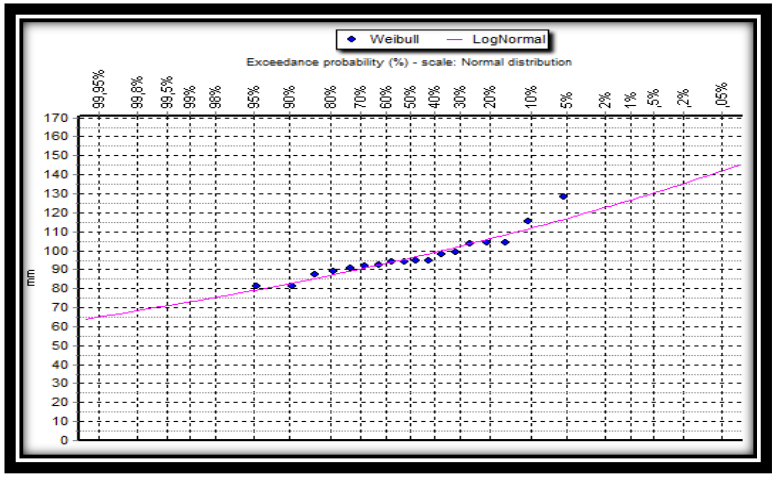


**Figure 90 :** Loi log normal

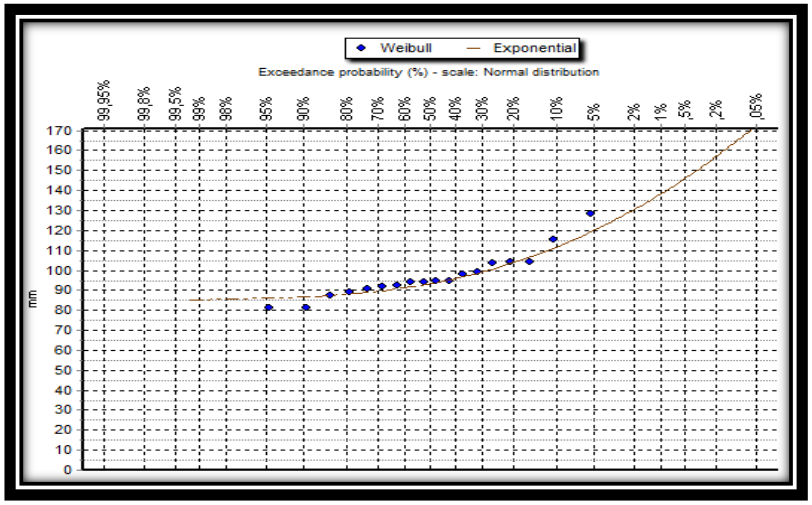


**Figure 91 :** Loi exponentielle

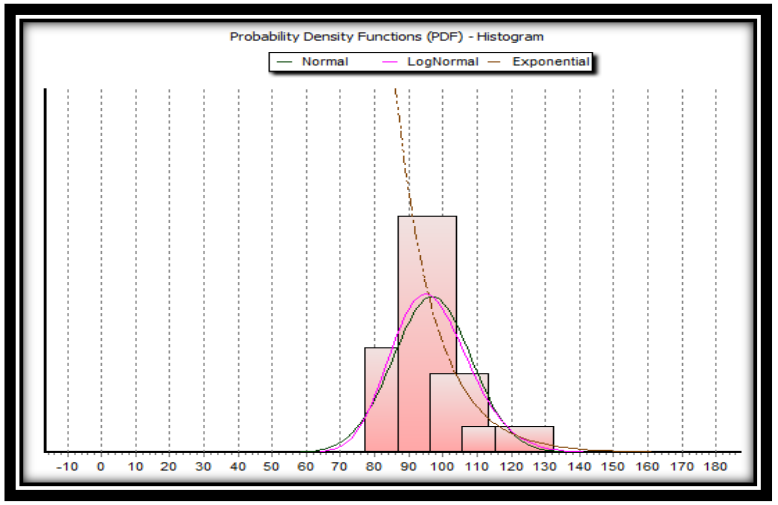


**Figure 92 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 50 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station Ain seynour

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,16029 | 0,30936 | 0,16029<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,13835 | 0,30936 | 0,13835<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,12278 | 0,30936 | 0,12278<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station Ain seynour s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## V.5.4. Résultat graphique pour bouhadjar

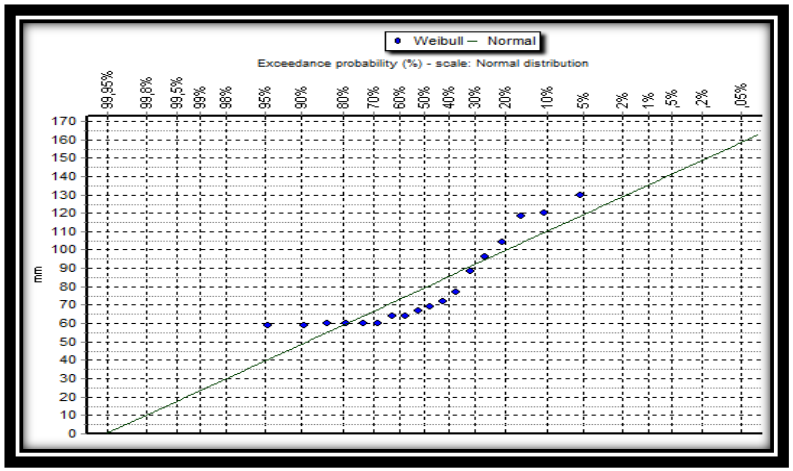


**Figure 93 :** Loi normal

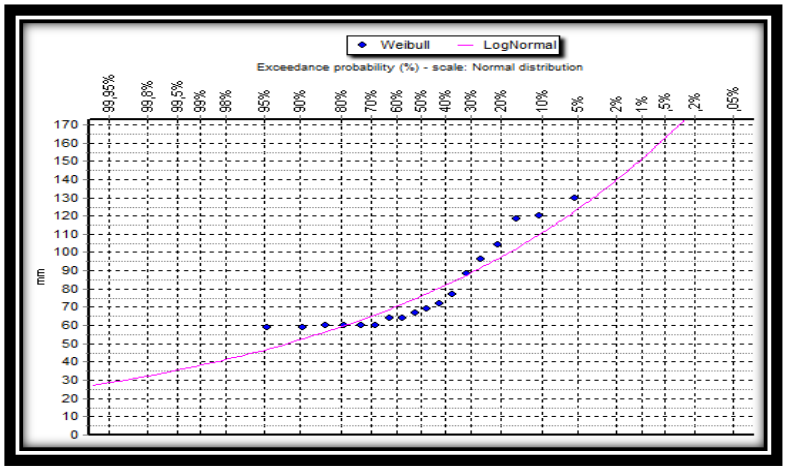


**Figure 94 :** Loi log normal

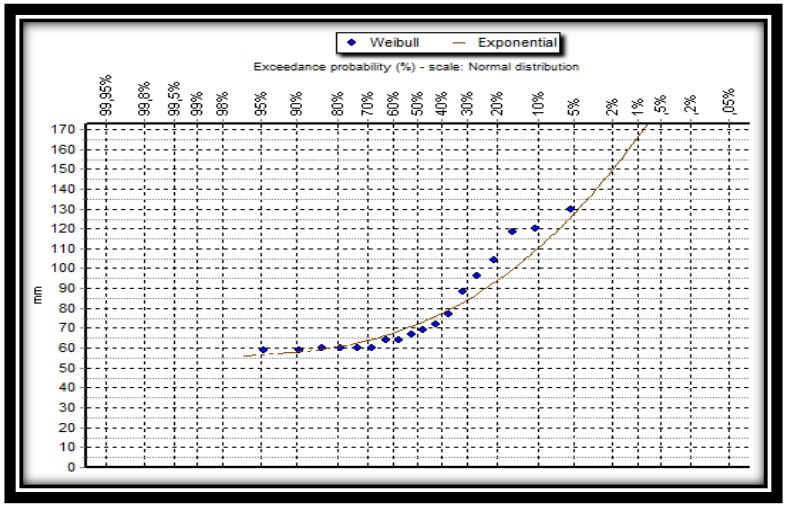


**Figure 95 :** Loi exponentielle

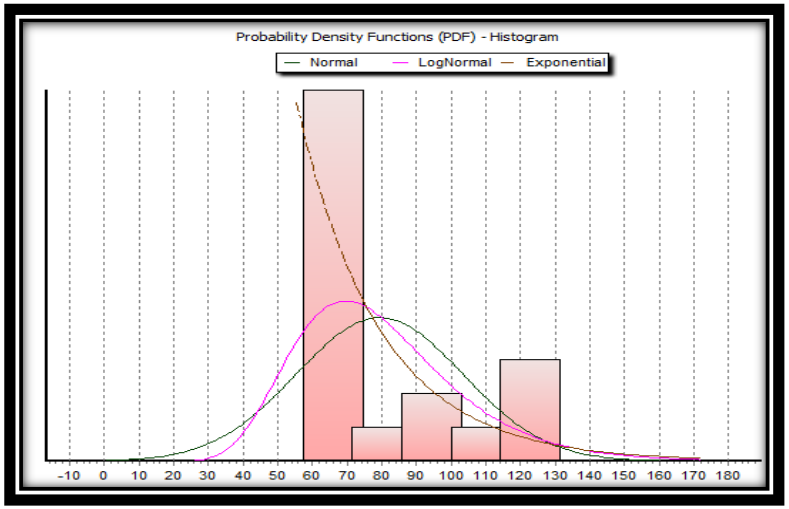


**Figure 96 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 51 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station bouhadjar

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,19920 | 0,30936 | 0,19920<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,15338 | 0,30936 | 0,15338<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,13231 | 0,30936 | 0,13231<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station bouhadjar s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## V.5.5. Résultat graphique pour bouteldja

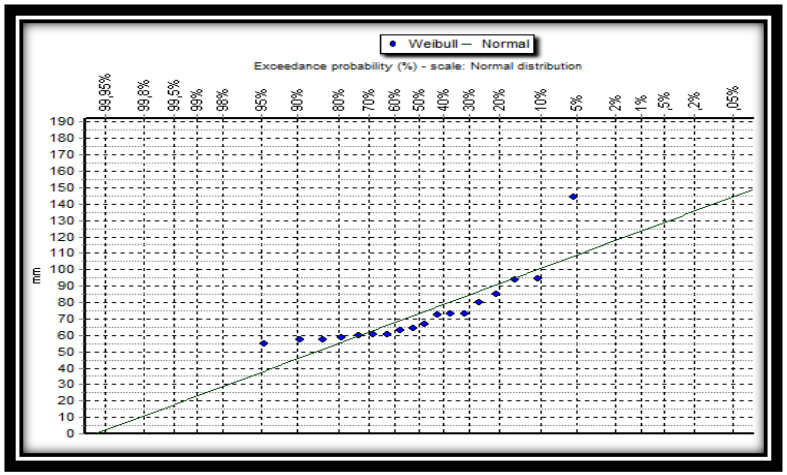


**Figure 97 :** Loi normal

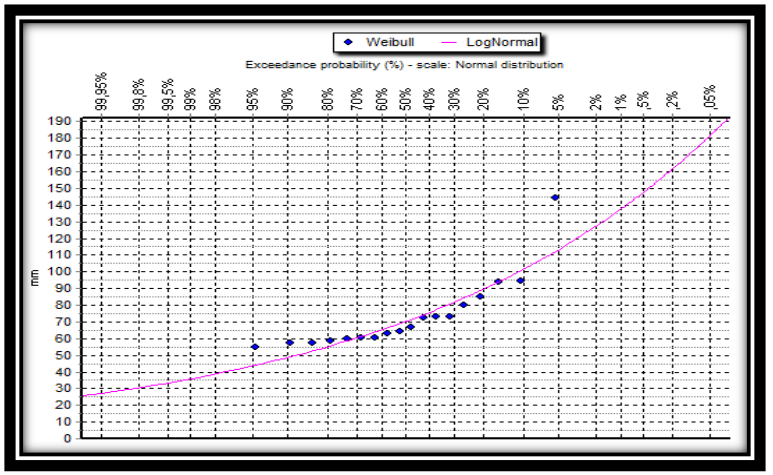


**Figure 98 :** Loi log normal

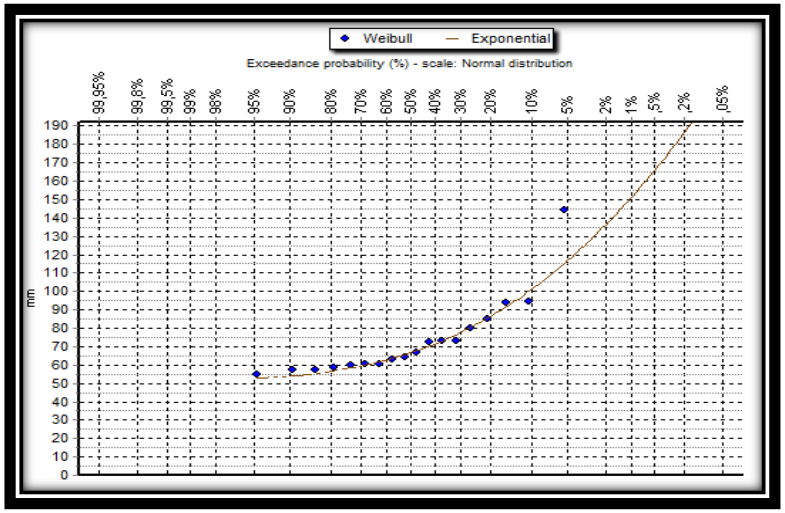


**Figure 99:** Loi exponentielle

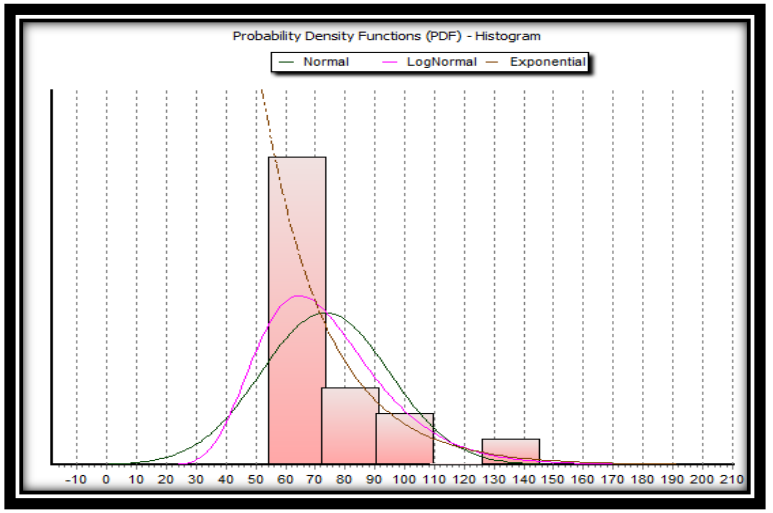


**Figure 100 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 52 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station bouteldja

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,18616 | 0,30936 | 0,18616<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,14499 | 0,30936 | 0,14499<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,12714 | 0,30936 | 0,12714<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station bouteldja s'ajustent aux lois normales et log normale et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## V.5.6. Résultat graphique pour cheffia barrage

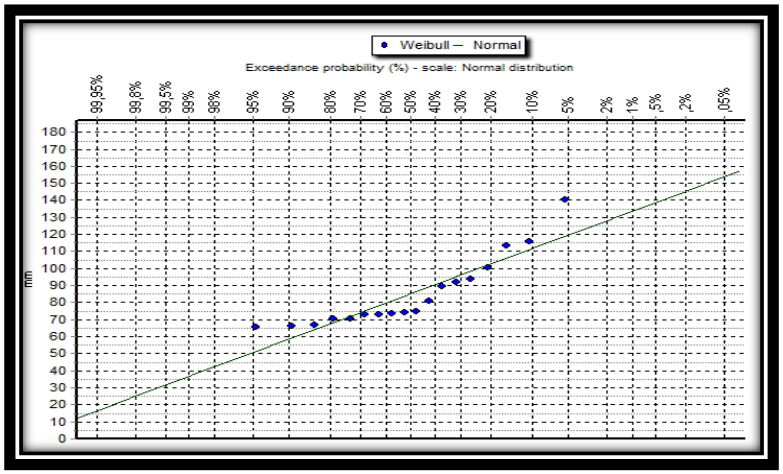


**Figure101:** Loi normal

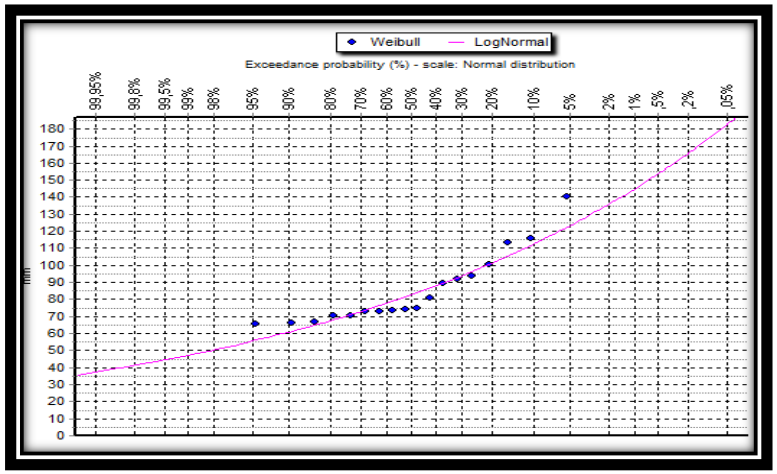


**Figure102 :** Loi log normal

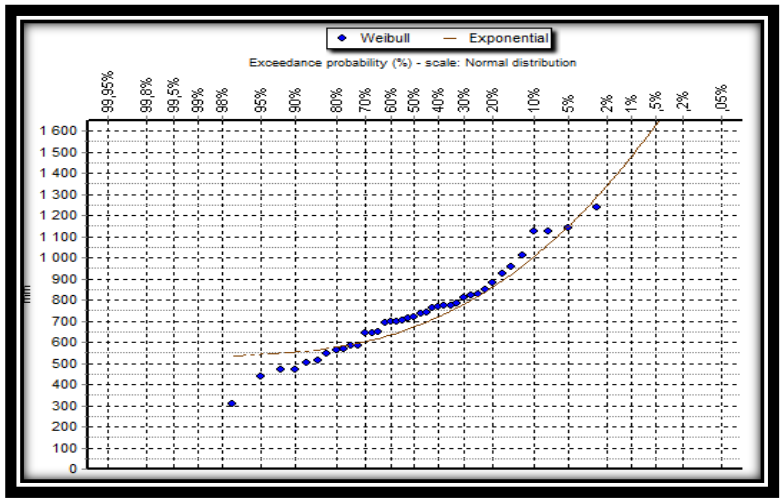


**Figure103:** Loi exponentielle

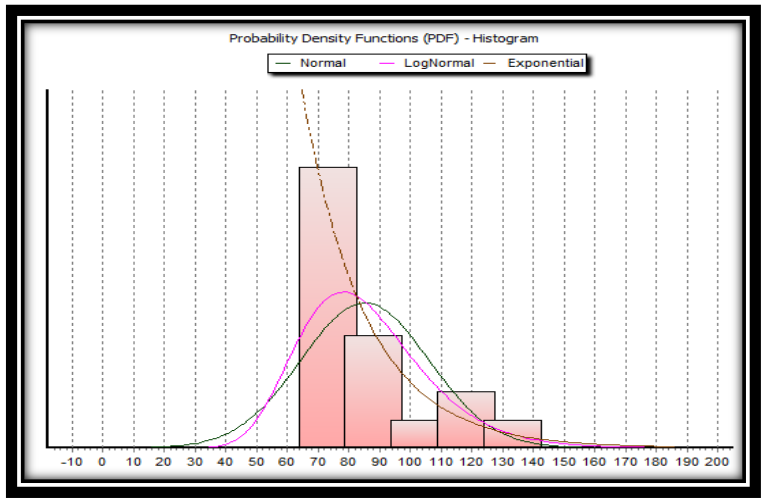


**Figure104 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 53 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station cheffia barrage

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,21547 | 0,30936 | 0,21547<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,18654 | 0,30936 | 0,18654<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,12889 | 0,30936 | 0,12889<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station cheffia barrage s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## V.5.7. Résultat graphique pour lac des oiseaux

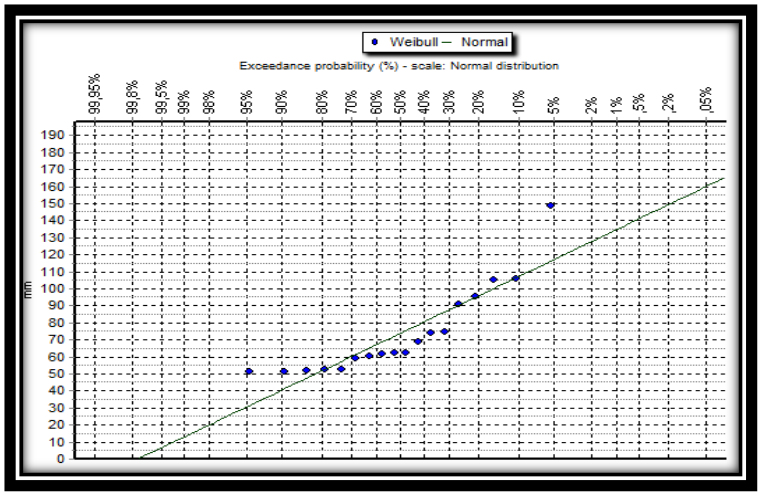


**Figure 105 :** Loi normal

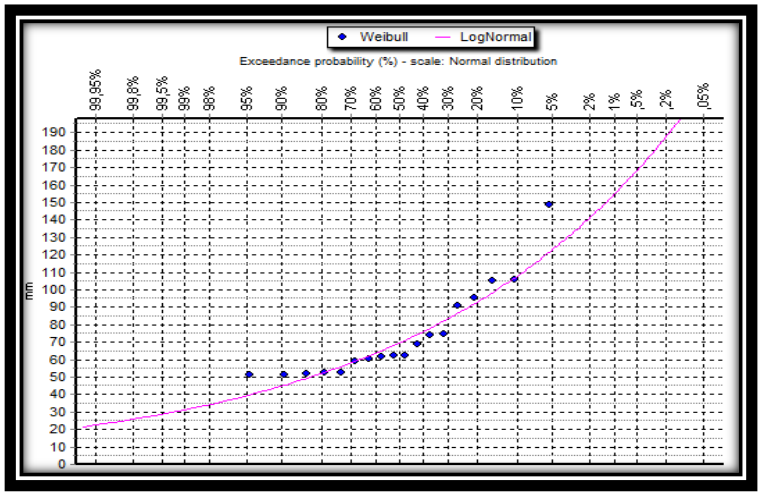


**Figure106 :** Loi log normal

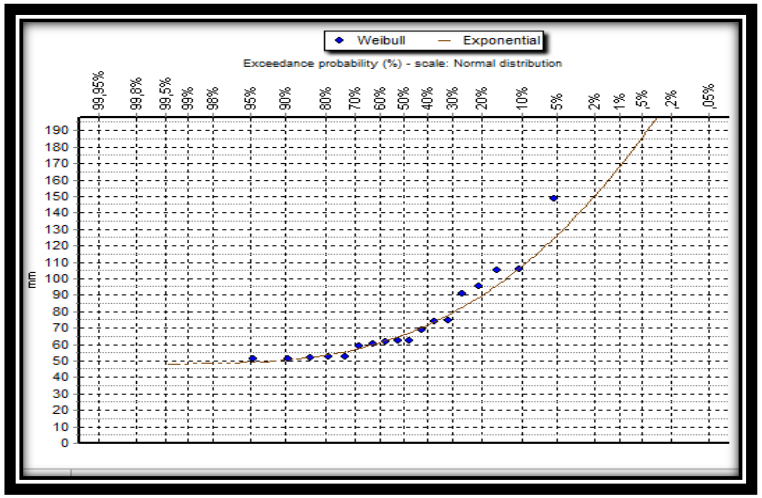


**Figure 107 :** Loi exponentielle

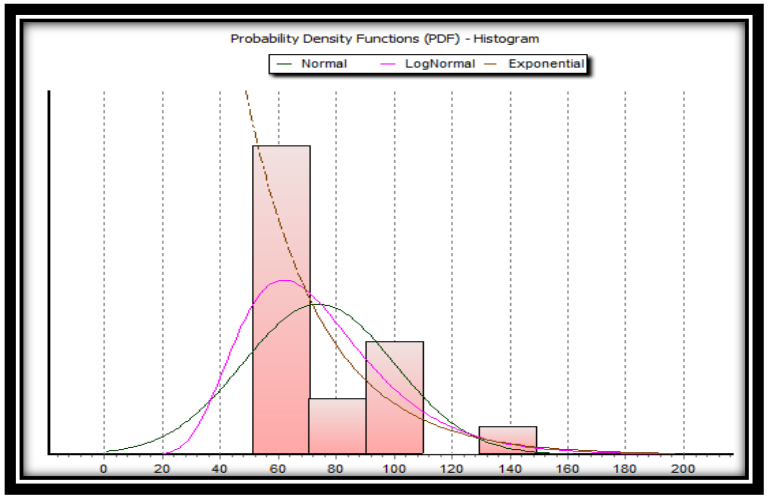


**Figure108 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 54 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station lac des oiseaux

| Lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,19592 | 0,30936 | 0,19592<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,15164 | 0,30936 | 0,15164<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,09685 | 0,30936 | 0,09685<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station lac des oiseaux s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## V.5.8. Résultat graphique pour roum el souk

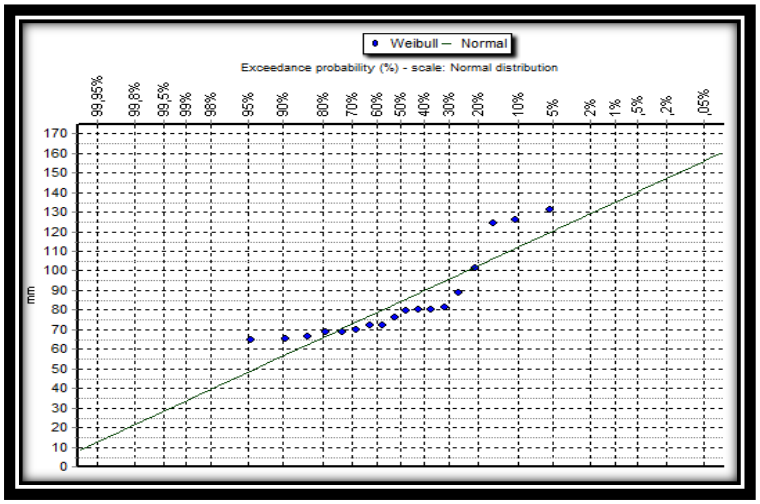


**Figure109:** Loi normal

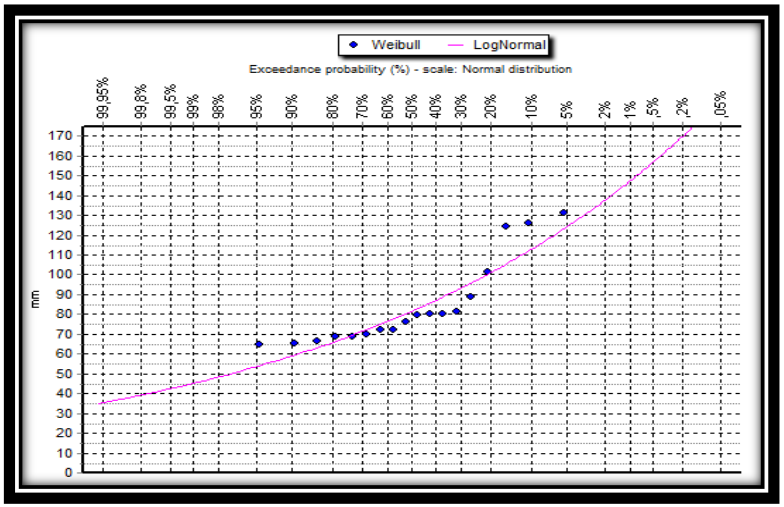


**Figure 110 :** Loi log normal

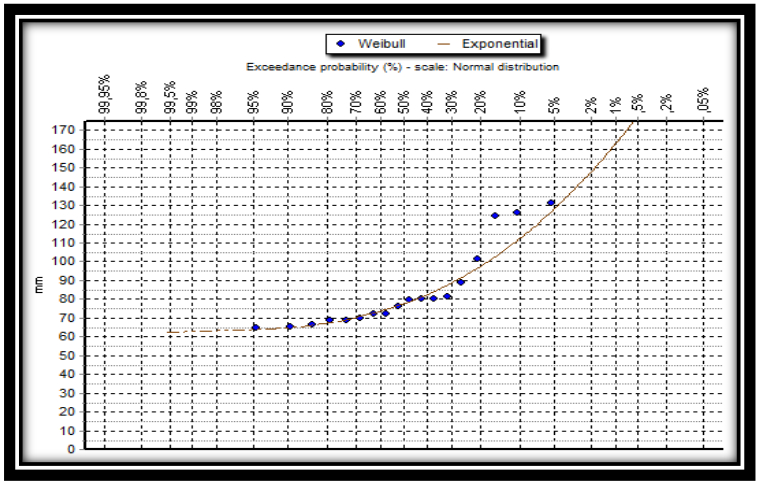


**Figure 111 :** Loi exponentielle

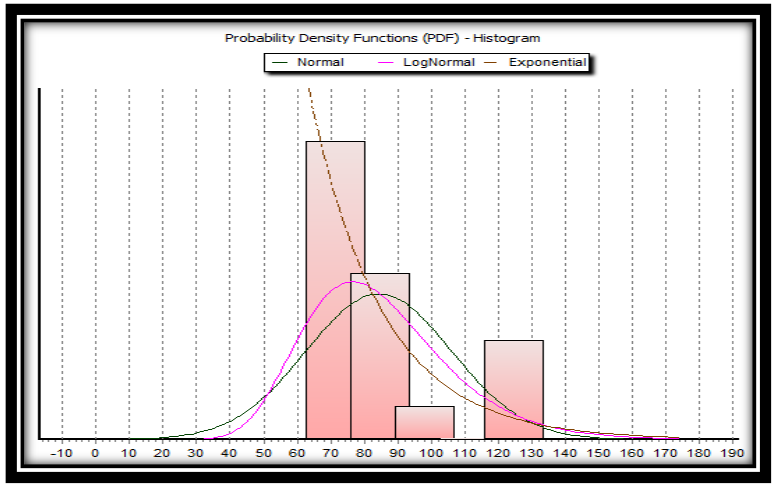


**Figure 112 :** Histogramme avec les trois lois

**Tableaux 55 :** Tests d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov pour la station roum el souk

| lois | Dmax | dn | Egalité | Observation |
|---|---|---|---|---|
| **Normale** | 0,23554 | 0,30936 | 0,23554<0,30936 | Vérifier |
| **Log-normal** | 0,18669 | 0,30936 | 0,18669<0,30936 | Vérifier |
| **Exponentielle** | 0,10275 | 0,30936 | 0,10275<0,30936 | Vérifier |

Les données de la station roum el souk s'ajustent aux lois normales et log normal et à la loi exponentielle sur un intervalle de confiance à 95%.

## V.6.Conclusion

Pour les données journalières toutes les stations s'ajustent bien à loi log normal à loi normale et loi exponentielle à un seuil de confiance de 95%.

# Conclusion générale

Dans notre recherche nous avons essayé d'analyser les phénomènes pluviométriques dans la ville d'El TAREF. On se basant sur les données des huit stations :

Dans notre recherche nous avons abouti aux résultats suivants :

- Concernant le réseau de mesure

- Le réseau d'observation de la ville d'El TAREF est très inférieur aux normes préconisées par les hydrologues pour l'analyse des événements pluvieux en milieux urbain.
- Le pas de temps dans les mesures n'est pas adapté pour cerner l'évolution du phénomène.

- Concernant les séries utilisé

  On a constitué trois types de séries : série annuelles complètes, série mensuelles complètes et série journalières tronquées.

- Concernant les lois d'ajustement

Nous avons testé l'ajustement des séries de données aux lois : normale, log normale et la loi exponentielle.

- Concernant les tests d'ajustement

Nous avons testé nos ajustements à l'aide de l'examen visuelle le test de Kolmogorov-Smirnov avec un seuil de confiance de 95%.
Nous avons obtenu que :

- Les données annuelles s'ajustent bien la loi normale et log normale et exponentielle. Dans ce cas de figure les hydrologues favorise le choix de la loi normale.

- Les données mensuelles s'ajustent bien à la loi normale, log normale et loi exponentielle.

- Pour les données journalières s'ajustent bien à la loi normale, log normale et loi Exponentielle.

En perspective, il serait bien intéressant de continuer le travail en utilisant d'autres lois d'ajustement et d'autre test et essayer d'établir des relations entre les mesures aux différentes stations.

# Référence bibliographique


**[1] Miquel J**.,**1984** ;*Guide pratique d'estimation des crues*, Editions Eyrolles, Paris.

**[2] NERC**.,**1975**; Natural Environment Research Council, *Flood studies report*, VolumeI: HydrologicalStudies, Lenders.

**[3] Michel C**.,**1985** ;Hydrologie *appliquée aux patits bassins ruraux*, CEMAGREF, Section hydrologie, hydraulique fluviale et souterraine.

**[4]Gibbons J.D**., **1971**;*Nonparametric statistical inference*, McGraw-Hill Kogahusha,Ltd, Tokyo, p72.

**[5]Stephens M.A**., **1974**;EDFstatistics for goodness of fit and some comparisons, Journal of the American Statistical Association, Vol 69, No .347, 730-737.

**[6]Sachs L**., **1984**; *Applied statistics, A handbook of techniques*, Springer V erlage, New –York.

**[7] Ahmad M.I**.,**1988**;Sinclair C.-D.,Spurr B .-D. ,*Assessment of flood frequency models using empirical distribution function statistics* ,Water Resources Research, Vol .24, No .8 ,1323-1328.

**[8]CTGREF** ., **1978** ;Centre Technique du Génie Rural ,des Eaux et Farète ,*Utilisation de quelque teste en hydrologie et calcule d'intervalles de confiance*, Informations techniques ,Cahier 31,No .2 , Groupement d'Antony ,Division hydrologie –Hydraulique fluviale .

**[9] Mebarki A** ., **2006** ; Hydrologie des bassins de l'Est algérien : ressources en eau, aménagement et environnement, thése doctorat Université Constantine 1 (ex Mentouri), 360p.

**[10]Omane N** ., **2013** ; Impact des inondations cas de l'averse du 24/02/2012 (wilaya d'EL TARF), mémoire master, université Badji mokhtar annaba, 66p.

**[11]Keblouti M** ., **2015** ; Contribution à l'analyse du risque pluvial, thése doctorat université Badji mokhtar annaba, 174p.

**[12]Lamas J** .,**1993** ; Hydrologie générale, Gaétan Morin.