

République Algérienne Démocratique et Populaire  
Ministère de l'Enseignement Supérieur et la recherche Scientifique  
Ecole Nationale Polytechnique

*Département Hydraulique*

*Thèse*

Présentée par

**AIT MOUHOUB Djazira**

*Ingénieur d'Etat en Hydraulique*

*(E.N.P)*

Pour obtenir le titre de

**MAGISTER**

*en HYDRAULIQUE*

Sujet

**CONTRIBUTION A L'ETUDE DE LA SECHERESSE SUR LE  
LITTORAL ALGERIEN PAR LE BIAIS DE TRAITEMENT DES  
DONNEES PLUVIOMETRIQUES ET LA SIMULATION .**

Soutenue en Mai 1998 devant le jury composé de:

Président	M. BALI A.	Professeur, ENP.
Rapporteur	M. DECHEMI N.	Maître de conférence, E.N.P.
Examineurs	Melle ABOUNE N.	Chargé de cours, E.N.P.
	M. ISSOLAH A.	Chargé de cours, I.N.A.
	M. MOULOUDI Y.	Chargé de cours, E.N.P.
	M. CHERRARED M.	Maître de conférence, Université de Bejaia.
Invité	M. OUABDESSLAM A.	Chargé de cours, E.N.P.

*Ecole Nationale Polytechnique*  
10, Avenue Pasteur El Harrach - Alger

يهدف هذا العمل إلى دراسة ظاهرة الجفاف على المناطق الساحلية للجزائر ومن أجل تحليل جيد لتطور وتقييم هذه الظاهرة. اعتونا لهذه الدراسة جزئين أساسيين: الجزء الأول يتعلق بإستعداد ومعالجة معطيات قيم الأمطار. وهذا يسمح لنا من تحقيق نوعية هذه المعطيات. والجزء الثاني يتعلق بإستعمال النماذج العددية (سلاسل ماركوف و التحليل بالموتكات الأساسية) ونماذج الظاهر إذن هذا التحليل مرتبط بنقص الأمطار ذات التواتر الغير عادي، والتي ينتج عنها تسلسل سنوات الجفاف التي تأثر مباشرة على تهيئة الموارد المائية.

### Résumé

Le présent travail est une contribution à l'étude du phénomène sécheresse sur les régions littorales de l'Algérie.

Afin de mener bien l'analyse de l'évolution et l'évaluation de ce phénomène, nous avons considéré deux parties essentielles: la première concerne la critique et le traitement statistique des données pluviométriques disponibles, afin de vérifier la qualité des données. Dans la deuxième partie, nous avons utilisé les modèles numériques ( les chaînes de Markov et l'analyse en composantes principales (A.C.P)), ainsi que les modèles de simulation.

Cette analyse est liée au déficit pluviométrique de fréquence inhabituelle, qui génère des années sèches consécutives et se traduit par un impact sensible sur l'aménagement des ressources hydriques.

### Abstract

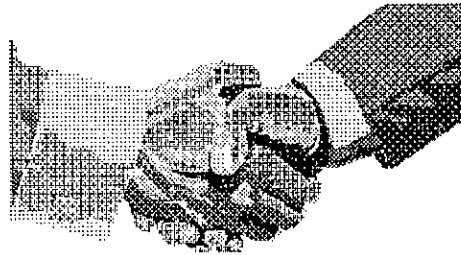
The present work is a contribution to study the drought phenomena in the Algerian coastals regions.

In the aim to lead a good explanation of this phenomena, we have considered two principals parts: the first one concerned the statistic critical and treatment of rain data, in order to affirme their good quality.

In the second part, we have used the numerical models ( the Markov chain and the main compoments analysis (P.C.A)), and the simulation models.

This analysis is connected with rainfall deficits of an unusual frequency which bring a succesion of dry years and have impact on the hydric-ressources amenagements.

# 🙏🙏🙏 Remerciement 🙏🙏🙏



المدرسة الوطنية المتعددة التقنيات  
المكتبة — BIBLIOTHEQUE  
Ecole Nationale Polytechnique

Je remercie tout d'abord mes parents pour leur soutien moral et matériel durant toute ma vie.

Je remercie mes soeurs et frères ainsi que ma belle soeur pour leur soutien moral.

Je remercie vivement et chaleureusement tous les enseignants qui ont contribué à ma formation durant tous les cycles de mes études.

Je remercie vivement mon promoteur M. DECHEMI N., qui m'a bien encadré tout le long du projet et qui n'a cessé de m'apporter des suggestions scientifiques et enrichissantes pour mon travail.

Je remercie M. BALI qui m'a fait l'honneur d'accepter d'assurer la présidence de mon jury, Melle ABOUNE, M. ISSOLAH et M. MOULOUDI ainsi que M. CHERRARED qui ont voulu examiner mon document et faire partie de mon jury.

**Je remercie M. OUABDESSLAM d'avoir accepter mon invitation.**

Je remercie M. KESSALI N. de l'O.N.M. de m'avoir facilité l'acquisition des données météorologiques nécessaires, ainsi que M. AFFANE et OUNAR du Ministère de transport pour leur aide.

Je remercie M. EL GUENDOZ N.K. et Melle ZEKRINI N. de service technique(S.E.A) de la D.H.G.G.Alger pour leur aide.

Merci Doudja de l'USTHB, tu étais trop gentille avec moi, Dieu te récompensera.

Merci mon amie Marine, toi qui n'oublies jamais dans tes lettres de m'encourager et chercher sur l'évolution de mon projet.

J'exprime ma profonde reconnaissance pour M. BOBEE B. de l'INRS-EAU du Québec (CANADA) d'avoir donné l'importance à mon travail et de m'encourager.

## Sommaire

- Introduction.....	1
- Chapitre I Etude bibliographique.....	3
<b>Première partie: Traitement préliminaire des données</b>	
- Chapitre II Traitement et analyse statistique des données.....	6
II.1 Introduction.....	6
II.2 Inventaire des données disponibles .....	6
II.3 Critique préliminaire des données.....	7
II.3.1 Introduction.....	7
II.3.2 Méthode de traitement statistique des données manquantes.....	8
II.3.2.1 Calcul de la moyenne générale de la variable correspondante.....	8
II.3.2.2 Méthode de régression simple.....	8
II.3.2.3 Simulation à partir de la fonction de répartition.....	9
II.3.3 Analyse des observations anomalies:.....	10
II.3.3.1 Position du problème.....	10
II.3.3.2 Test de Grubbs et Beck.....	11
II.3.4 Analyse des résultats.....	11
II.3.4.1 Comblement des lacunes.....	11
a- Méthode de régression.....	12
b- Simulation.....	14
c- Comparaison des méthodes utilisées.....	18
II.3.4.2 Points singuliers.....	18
II.4 Traitement statistique des données.....	19
II.4.1 Introduction.....	19
II.4.2 Définition des hypothèses des tests statistiques.....	19
II.4.3 Test d'indépendance.....	19
II.4.3.1 Test des blocs basé sur la médiane de l'échantillon.....	20
II.4.3.2 Test des séries ascendantes et descendantes.....	21
II.4.3.3 Test des différences séquentielles (test d'Abb).....	21
II.4.3.4 Test de Wald Wolfowitz.....	22
II.4.3.5 Test d'Anderson.....	23
II.4.3.6 Analyse des résultats des tests.....	23
II.4.4 Test d'homogénéité et de stationnarité.....	28
II.4.4.1 Méthode de double masses.....	28
II.4.4.2 Test du cumul des résidus.....	28
II.4.4.3 Test de Wilcoxon-Mann-Whitney.....	30
II.4.4.4 Test de Student.....	31
II.4.4.5 Test de Fisher.....	32
II.4.4.6 Analyse des résultats.....	32

II.5 Analyse statistique des données .....	38
II.5.1 Introduction.....	38
II.5.2 Choix de l'échantillon.....	38
II.5.3 Formes de distribution de fréquence théoriques.....	38
II.5.3.1 Loi normale.....	38
II.5.3.2 Loi log normale.....	39
II.5.3.3 Fonction de répartition des valeurs extrêmes (Loi de Gumbel).....	39
II.5.4 Analyse des fréquences.....	39
- Conclusion .....	46
<b>- Chapitre III Etude des précipitations et des sécheresses .....</b>	<b>47</b>
III.1 Introduction.....	47
III.2 Caractéristiques pluviométriques des régions côtières.....	47
III.2.1 Pluviométrie annuelle.....	47
III.2.2 Variabilité mensuelle et saisonnière.....	48
III.2.2.1 Répartition spatiale et temporelle des précipitations mensuelles.....	49
a- Région Ouest.....	49
b- Région centre.....	50
c- Région Est.....	50
III.2.2.2 Répartition saisonnière des pluies.....	51
III.2.2.3 Répartition des pluies maximales journalières.....	54
III.3 Etude statistique de la sécheresse.....	56
III.3.1 Introduction.....	56
III.3.2 Distribution de sécheresse dans le temps.....	56
a- Seuil moyenne interannuelle.....	56
b- Seuil médiane.....	57
c- Seuil minimum des moyennes interannuelles.....	57
d- seuil minimum des médianes.....	57
e- seuil maximum des minima annuels.....	58
- Conclusion.....	59

## Deuxième partie: Etude de la sécheresse par les modèles numériques et de simulation.

<b>-Chapitre IV Etude de la sécheresse par les chaîne de Markov.....</b>	<b>60</b>
IV.1 Introduction.....	60
IV.2 Définition.....	60
IV.2.1 Chaînes de Markov homogène dans le temps et/ou discrets.....	60
IV.2.2 Chaînes de Markov finie et homogène.....	60

IV.3	Ordre des chaînes de Markov.....	61
IV.3.1	Processus d'ordre 1.....	62
IV.3.2	Processus d'ordre 2.....	62
IV.3.3	Processu d'ordre 3.....	63
IV.4	Analyse du phénomène pluviométrique par les chaînes de Markov.....	63
IV.4.1	Introduction.....	63
IV.4.2	Résultats et analyses.....	64
	a- Une saison.....	64
	b- Deux saisons.....	65
	c- Quatre saisons.....	65
-	Conclusion.....	66

## **Chapitre V Etude de la sécheresse par l'analyse en composantes principales.....67**

V.1	Introduction.....	67
V.2	Les caractéristiques des données.....	67
V.2.1	Centre de gravité.....	68
V.2.2	Espace des individus.....	69
V.2.3	Espace des variables.....	70
V.3	Analyse en composantes principales (A.C.P).....	71
V.3.1	Définition.....	71
V.3.2	Calcul de l'A.C.P.....	71
V.3.3	Qualité des résultats d'une A.C.P.....	73
	V.3.3.a Corrélation entre composantes et variables initiales.....	73
	V.3.3.b Mesure globale sur les plans principaux.....	74
V.4	Analyse du phénomène pluviométrique par l'A.C.P.....	75
V.4.1	Résultat et Analyse de l'A.C.P sur les totaux pluviométriques.....	75
	V.4.1.a Données calendaires.....	75
	V.4.1.b Données hydrologiques.....	79
V.4.2	Résultat et analyse de l'A.C.P sur les totaux mensuels.....	82
-	Conclusion.....	87

## **Chapitre VI Etude de la sécheresse par la simulation.....88**

VI.1	Introduction.....	88
VI.2	Aspect de la simulation.....	88
VI.2.1	Introduction.....	88
VI.2.2	Modèles de génération.....	89
VI.3	Méthode de Canif suisse « Jack nife ».....	90
VI.3.1	Définition.....	90
VI.3.2	Estimateur Jack nife.....	90
VI.3.3	Application du modèle Canif suisse.....	91
	VI.3.3.1 Processus d'application.....	91
	VI.3.3.2 Résultats et analyses.....	92

VI.4 Modèle Bootstrap.....	93
VI.4.1 Introduction.....	93
VI.4.2 Modélisation mathématique de la méthode.....	94
VI.4.2.1 Fonction de répartition .....	94
VI.4.2.2 Processus de modélisation.....	94
VI.4.3 Méthode d'obtention des nombres aléatoires.....	95
VI.4.4 Application du modèle « bootstrap historique ».....	96
VI.4.4.1 Introduction.....	96
VI.4.4.2 Résultats et analyses.....	96
VI.5 Modèle bootstrap simulé.....	100
VI.5.1 Introduction.....	100
VI.5.2 Modèle GESTOP.....	100
VI.5.3 Résultats et analyses.....	102
VI.6 Analyse du phénomène pluviométrique par la simulation .....	103
VI.6.1 Détermination des longueurs sèche et humide.....	103
VI.6.1.1 Présentation des seuils d'étude.....	103
VI.6.1.2 Résultats et analyses.....	104
VI.6.2 Condition climatiques pluviométriques pendant la dernière décennie...105	
VI.6.2.1 Introduction.....	105
VI.6.2.2 Résultats et analyses.....	105
- Conclusion.....	109
<b>- Conclusion.....</b>	<b>110</b>
<b>- Références bibliographiques.....</b>	<b>113</b>

## Liste des tableaux

Tableau II.1 Présentation des stations d'étude (O.N.M).....	6
Tableau II.2 Caractéristiques des stations pluviométriques.....	7
Tableau II.3 Estimation des données annuelles manquantes par la régression linéaire.....	12
Tableau II.4 Paramètres statistiques des données mensuelles lacunaires( stations Oran-Ghazaouet).....	12
Tableau II.5 Coefficients de corrélation intermensuels (stations Oran-Ghazaouet).....	12
Tableau II.6 Estimation des lacunes mensuelles par la régression linéaire.....	13
Tableau II.7 Données mensuelles corrigées (station Ghazaouet).....	13
Tableau II.8 Calculs d'erreur.....	13
Tableau II.9 Données mensuelles corrigées pour l'année 1996(station El Kala).....	14
Tableau II.10 Estimation des lacunes mensuelles par la simulation (station Ghazaouet).....	18
Tableau II.11 Résultats des tests d'indépendance pour les données annuelles.....	25
Tableau II.12 Résultats des tests d'indépendance pour les données mensuelles.....	26
Tableau II.13 Résultats des tests d'indépendance pour les données maximales journalières.....	27
Tableau II.14 Résultats des tests d'homogénéité pour les données annuelles.....	35
Tableau II.15 Résultats des tests d'homogénéité pour les données mensuelles.....	36
Tableau II.16 Résultats des tests d'homogénéité pour les données maximales journalières.....	37
Tableau II.17 Calcul des fréquences par la loi normale.....	44
Tableau II.18 Calcul des fréquences par la loi log-normale.....	44
Tableau II.19 Calcul des fréquences par la loi Gumbel.....	45
Tableau III.1 Paramètres statistiques des pluies (A.H).....	48
Tableau III.2 Coefficients de corrélation inter-stations.....	49
Tableau III.3 Calculs des moyennes intermensuelles.....	49
Tableau III.4 Paramètres statistiques des pluies maximales journalières.....	54
Tableau III.5 Longueurs maximales des années sèches consécutives.....	58
Tableau IV.1 Matrice de passage d'ordre 1.....	62
Tableau IV.2 Matrice de passage d'ordre 2.....	62
Tableau IV.3 Matrice de passage d'ordre 3.....	63
Tableau IV.4 Périodes d'observation journalières des stations d'étude.....	64
Tableau V.1 Coefficients de corrélation (A.C).....	75
Tableau V.2 Contribution à la variance totale (A.C).....	76
Tableau V.3 Paramètres statistiques des données A.C pour les deux périodes.....	76
Tableau V.4 Coefficients de corrélation (A.H).....	79
Tableau V.5 Paramètres statistiques des données A.H pour les deux périodes.....	79
Tableau V.6 Paramètres statistiques des données mensuelles pour les deux périodes.....	83
Tableau VI.1 Paramètres statistiques des données annuelles simulées par Canif suisse.....	92



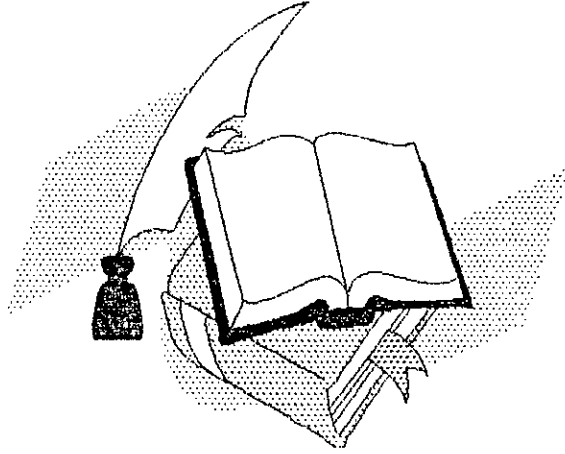
Tableau VI.2 Paramètres statistiques des données mensuelles simulées par Canif suisse.....	92
Tableau VI.3 Paramètres statistiques des données maximales journalières simulées par Canif suisse.....	93
Tableau VI.4 Paramètres statistiques des données annuelles simulées par bootstrap historique.....	96
Tableau VI.5 Paramètres statistiques des données mensuelles simulées par bootstrap historique.....	97
Tableau VI.6 Paramètres statistiques des données maximales journalières simulées par bootstrap historique.....	97
Tableau VI.7 Paramètres statistiques des données annuelles simulées par bootstrap simulé.....	102
Tableau VI.8 Paramètres statistiques des données mensuelles simulées par bootstrap simulé.....	102
Tableau VI.9 Paramètres statistiques des données maximales journalières simulées par bootstrap simulé.....	103
Tableau VI.10 Seuils considérés pour étude de la sécheresse.....	103
Tableau VI.11 Ecart pluviométriques entre les moyennes interannuelles de la période sèche et la série simulée.....	105
Tableau VI.12 Ecart pluviométriques entre les moyennes intermensuelles de la période sèche et la série simulée.....	106
Tableau VI.13 Ecart pluviométriques entre les maxima journaliers de la période sèche et la série simulée.....	108

## Liste des graphes

Figure II.1	Simulation à partir de la fonction de répartition.....	10
Figure II.2	Comblement des lacunes des totaux annuels par la simulation à partir de la fonction de répartition .....	15
Figure II.3	Comblement des lacunes des totaux mensuels par la simulation à partir de la fonction de répartition.....	17
Figure II.4	Tests de contrôle d'homogénéité de la station de Ghazaouet.....	33
Figure II.5	Tests de contrôle d'homogénéité de la station d'El Kala .....	34
Figure II.6	Ajustement à la loi normale.....	41
Figure II.7	Ajustement à la loi log-normale.....	42
Figure II.8	Ajustement à la loi Gumbel.....	43
Figure III.1	Répartition des pluies par région.....	48
Figure III.2	Répartition des pluies mensuelles à l'Ouest.....	50
Figure III.3	Répartition des pluies mensuelles au centre.....	50
Figure III.4	Répartition des pluies mensuelles à l'Est.....	51
Figure III.5	Variation des pluies saisonnières.....	53
Figure III.6	Variation des pluies maximales et minimales annuelles.....	55
Figure V.1	Cercle de corrélation.....	74
Figure V.2	Choix de nombre de CP des données A.C.....	78
Figure V.3.a	Cercles de corrélation entre le 1 <sup>er</sup> et le 2 <sup>ème</sup> axes (A.C).....	78
Figure V.3.b	Cercles de corrélation entre le 1 <sup>er</sup> et le 3 <sup>ème</sup> axes (A.C).....	78
Figure V.4	Choix de nombre de CP des données A.H.....	80
Figure V.5.a	Cercles de corrélation entre le 1 <sup>er</sup> et le 2 <sup>ème</sup> axes (A.H).....	81
Figure V.5.b	Cercles de corrélation entre le 1 <sup>er</sup> et le 3 <sup>ème</sup> axes (A.H).....	82
Figure V.6	Variation des variances expliquées pour les trois premières C.P.....	85
Figure VI.1	Convergence des fonctions de répartition empirique et théorique.....	94
Figure VI.2	Organigramme de bootstrap historique.....	99
Figure VI.3	Variation des écarts pluviométriques à l'échelle annuelle.....	106
Figure VI.4	Variation des écarts pluviométriques à l'échelle mensuelle.....	107
Figure VI.5	Variation des écarts pluviométriques pour les maxima journaliers.....	108

المدرسة الوطنية المتعددة التخصصات  
المكتبة — BIBLIOTHEQUE  
Ecole Nationale Polytechnique

# INTRODUCTION



---

---

## Introduction

Les ressources en eau deviennent de plus en plus limitées et difficiles à exploiter dans notre pays. Leur répartition sur le territoire est inégale; Relativement abondantes dans la frange Nord-Est du pays, et limitées dans les hauts-plateaux où elles sont confinées dans quelques grandes nappes.

Toutes ces ressources (excepté les nappes fossiles) sont conditionnées par les précipitations très irrégulières dans le temps et dans l'espace. Elles sont aussi exposées à des risques de pollution de plus en plus importants, qui compromettent l'utilisation de ces eaux dans de nombreuses régions du pays.

Compte tenu de l'évolution inquiétante de la pénurie, et de la pollution de cette ressource rare et précieuse, on doit impérativement s'engager pour lutter contre cette situation en tenant compte des trois points essentiels suivants:

- Evolution du cycle hydrologique;
- Utilisation rationnelle des ressources hydriques;
- Sensibilisation des utilisateurs à l'économie de l'eau.

La connaissance des conditions climatiques joue un rôle important dans les études de planification économique. Elle permet de mieux maîtriser les apports non contrôlés qui engendrent le bon fonctionnement du système de prévision et de gestion des ressources hydriques à court, moyen et long terme; et ainsi d'assurer les meilleures conditions d'optimisation de la construction des ouvrages hydrauliques.

La principale préoccupation des chercheurs actuellement dans le domaine climatologique est de répondre aux questions suivantes :

*Y - a - t - il sécheresse ou pas ?, Et sur quelle base peut-on le confirmer?...*

Dans cette perspective, il importe d'analyser de manière approfondie la pluie qui est l'élément essentiel du bilan d'eau. C'est l'objectif de la présente recherche. Elle contribue à étudier la chronologie des précipitations, et à expliquer l'évolution et l'évaluation du phénomène sécheresse sur les régions littorales du pays.

Dans notre approche, nous avons utilisé les statistiques de base qui permettent une compréhension assez globale des phénomènes étudiés. Cette démarche a été approfondie par des méthodes intégrant l'analyse en composantes principales, les chaînes de Markov, et la simulation qui ont vu grandir leur importance comme instruments d'analyse des données hydrométéorologiques.

Notre travail est subdivisé en six (06) chapitres, qui sont regroupés en deux parties:

Dans la première partie, nous avons fait une critique préliminaire des données dont le premier chapitre est consacré à la recherche bibliographique sur les travaux effectués dans le domaine d'étude.

Dans le chapitre II, nous avons critiqué les données pluviométriques mises à notre disposition par l'Office Nationale de la Météorologie (O.N.M.). Le chapitre III a été consacré à l'étude des précipitations et des sécheresses à l'échelle spatiale et temporelle. A cet effet, nous avons basé notre analyse sur un ensemble de séries de totaux pluviométriques annuels, mensuels et maxima journaliers annuels couvrant quarante-trois (43) années d'observations (1954-1996).

La deuxième partie est consacrée à l'application des modèles numériques et de simulation. Les chaînes de Markov sont utilisées dans le chapitre IV, comme outil de base pour détecter d'éventuels changements dans les caractéristiques du phénomène pluviométrique sur le littoral. Cette approche (qualitative) est basée sur l'état du jour prise en considération (pluvieux ou sec).

L'étude de la sécheresse par l'Analyse en Composantes Principales (A.C.P.) a fait l'objet du chapitre V, cette technique permet d'étudier l'effet spatial de la pluviométrie, ainsi que la caractérisation des changements spécifiques pouvant apparaître sur les séries de données.

Dans le dernier chapitre, des modèles de simulation ont été appliqués afin de générer les séries synthétiques dont les caractéristiques statistiques sont conformes à ceux de la série historique pour étudier les probabilités d'apparition de périodes sèches ou humides.

La simulation permet d'approcher la population en générant de longues séries synthétiques de données dont la finalité est de ressortir d'éventuels changements du phénomène étudié.

## *Première Partie*

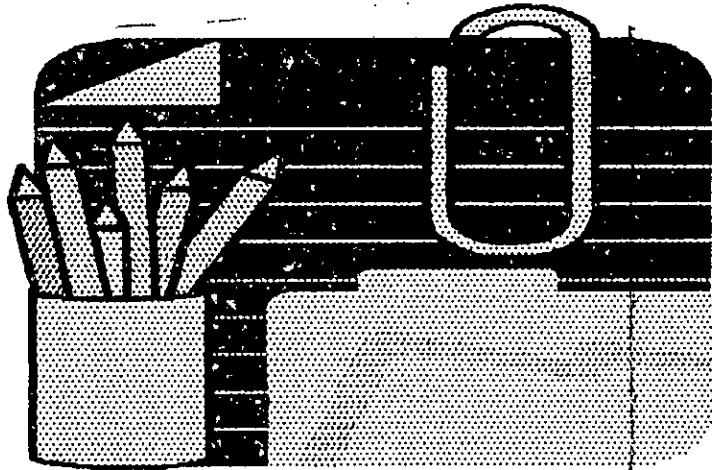
# **Traitement préliminaire des données**

*Après une étude bibliographique sur les travaux effectués dans le domaine climatique, on va présenter dans cette partie les méthodes de critique et de traitement statistique des données pluviométriques, et ainsi élaborer une méthodologie d'analyse de la qualité des données.*

*Cette procédure permet de discuter l'évolution du phénomène pluviométrique ainsi de sécheresse sur la période d'étude.*

# CHAPITRE 9

## *Etude bibliographique*



## Chapitre I

---

### Etude Bibliographique

L'une des menaces graves qui pèsent sur les pays arides et semi-arides, et qui risque de compromettre leur avenir alimentaire sous le coup d'une constante aggravation de l'érosion et de la déforestation est la sournoise perturbation de leurs ressources en eau par le phénomène sécheresse.

La sécheresse est un caractère de temps sec, qui influe directement sur les termes du bilan besoin-ressource et engendre les dégâts économiques. Elle peut se produire à n'importe quelle période et à différentes échelles (saison, année, décade).

D'après Dorize(1990 ), la définition de la sécheresse varie selon le secteur de l'économie concerné.

En météorologie, la sécheresse réside dans une déficience pluviométrique plus ou moins accusée par rapport à la normale. Cette méthode est la plus caractéristique d'après les climatologues pour étudier le climat d'une région.

Kadi(1992) a fait une étude sur l'évolution pluviométrique par rapport à l'indice de normalité sur quelques régions méditerranéennes (Italie, Algérie, France, Grèce, Espagne, Maroc, Portugal et Moyen Orient ), et il a déduit sur la période de 1930-1992 que:

- L'occurrence du déficit en précipitations dans une très vaste zone durant les années 1944, 1945, 1970, 1973, 1980, 1981, 1989 et 1990, où au moins entre 4 et 6 des huit sous-régions traitées ont été touchées;

- L'Algérie et l'Espagne dans la partie occidentale, la Grèce et le Moyen Orient dans la partie orientale sont les plus affectées.

Cette anomalie météorologique peut devenir une sécheresse hydrologique, qui se traduit par la baisse des débits des écoulements dans les cours d'eau principaux, et dans l'alimentation des nappes souterraines.

L'Algérie est l'un des pays menacés par ce genre de sécheresse. Les deux années hydrologiques 1987/88 et 1988/89 ont vu un déficit pluviométrique de 50% à l'Ouest ( surtout à Oran et Mascara), et 30% à l'Est. Les barrages de Beni-Bahdal et de Mafrouch se sont asséchés durant le mois de juin 1988.



Llamas (1993) a défini ce genre de situation par une sécheresse sur le plan d'aménagement des ressources hydriques. Cette sécheresse exprime un déséquilibre permanent entre la fonction demandée en eau pour une région bien définie et la fonction disponibilité physique ou économique.

Matari (1995) s'est intéressé à la région Ouest du littoral du pays pour étudier l'évolution de ce phénomène. Sur une période hydrologique de 62 ans (1930/1931-1991/1992), il a montré qu'il y avait une baisse importante des pluies d'hiver dans chaque ensemble régional Ouest depuis les années quatre-vingts.

Pour y remédier aux problèmes causés par les sécheresses, plusieurs études et modèles hydrologiques ont été construits afin d'établir des bilans hydriques détaillés et d'analyser l'évolution des divers variables du cycle hydrologique (précipitation, écoulement de surface, charge hydrique des aquifères, contenu en eau de la zone d'aération du sol, etc.).

Citant le cas du Rwanda, qui se situe au coeur de l'Afrique équatoriale. D'après Bultot (1994), il est parmi les pays qui ont pris la décision de lutter pour leur avenir alimentaire. Avec la coopération des autorités belges, un projet dont l'intitulé « Evolution du climat et du cycle hydrologique » a été effectué. Il a pour souci de définir les actions prioritaires à entreprendre pour assurer la préservation des ressources en eau et leur gestion rationnelle en fonction des besoins de développement.

Selon Bensaad (1995), la valeur de 300 mm est une limite approximative de la culture sèche des céréales les moins exigeantes et constitue de ce fait le seuil indicateur d'aridité totale. Ainsi la sécheresse agricole est atteinte.

Dans ce domaine agricole, le Canada, depuis la sécheresse dévastatrice des années 30 qu'elle a subi, s'est dotée d'outils pour atténuer l'impact de ce phénomène sur les productions agricoles. Le plus important est l'amélioration des pratiques culturales. D'ailleurs, des études sur la détection précoce de la sécheresse en temps réel sont en cours de mise en oeuvre dans quelques régions Canadiennes.

Ces techniques (Bootsma, 1996) sont :

- L'échantillonnage de l'humidité du sol;
- L'estimation de la teneur en eau du sol et des rendements prévus à l'échelle régionale à l'aide des données météorologiques récentes comme paramètres d'entrées des modèles de bilan hydrique;
- La surveillance des conditions agricoles dans les champs avec ou sans images satellitaires.

Rognon (1996) a travaillé avec des méthodes statistiques pour l'analyse de la sécheresse sur des stations situées au Maghreb. Deux approches ont été proposées selon les paramètres suivants:

**- A partir des mesures de pluies et de températures:**

Les diagrammes ombrothermiques de Bagnouls et Gaussen (1953) permettent de fixer le début et la fin d'une période sèche aux intersections des courbes des valeurs mensuelles de la pluviométrie et de température. Par exemple au Sud Oranais, la durée de la saison sèche a augmenté de deux mois entre les années 1913/1938 et 1978/1990, Djellouli et Doget (1993).

**- A partir de l'évapotranspiration potentielle:**

Une période sèche commence lorsque la quantité d'eau reçue par le sol devient inférieure à l'évapotranspiration potentielle, ou égale à la moitié ou encore à 35% de l'ETP d'après les essais effectués au Maghreb (Le Houerou 1989).

Les régions du bassin méditerranéen (Algérie, Maroc, Tunisie et France) tentaient pour étudier la variabilité climatique afin de développer des modèles numériques et dynamiques de prévision météorologique. Ce projet appelé « AVICENNE » consiste en la prévision à l'échelle saisonnière du régime pluviométrique. Il a pour objet de déterminer les paramètres caractérisant l'état de l'atmosphère (pluie, pression, température, humidité, vent) à un instant futur connaissant la valeur de ces paramètres à un instant initial.

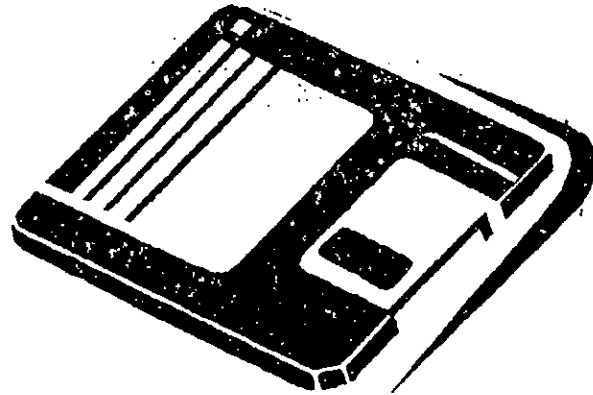
Plusieurs justifications scientifiques (Kadi 1992) ont été proposées pour exprimer la cause de ce phénomène de sécheresse. Elles sont déduites de l'analyse des observations recueillies au niveau des stations climatologiques qui se situent au Maghreb. On peut citer:

- L'oscillation Nord Atlantique (ONA);
- La température de la surface de la mer (SST);
- L'oscillation méditerranéenne(OM);
- La position de certaines caractéristiques saisonnières de la circulation atmosphérique.

La confrontation de cette étude est inspirée à partir de plusieurs indications météorologiques qui ont été étudiées par Word (1978), Déqué (1989) et Shilling (1992).

# CHAPITRE 99

## *Traitement et Analyse statistique des données*



# Traitement et analyse statistique des données

## II.1 Introduction

Les précipitations sur le littoral du pays manifestent-elles des modifications notables depuis le début du siècle ?...

La réponse à cette question est liée essentiellement au traitement statistique des séries chronologiques de pluies recueillies aux niveaux des stations de mesure.

Il s'agit d'abord de relever les valeurs aberrantes, de détecter et combler les lacunes des données, et ainsi de vérifier l'indépendance et l'homogénéité temporelle des séries afin de visualiser les hypothèses de travail.

Plusieurs méthodes statistiques sont utilisées afin de garantir la qualité des données, et ainsi déterminer les meilleurs tests représentatifs pour étudier les séries pluviométriques.

## II.2 Inventaire des données disponibles

Les données utilisées nous ont été aimablement fournies par l'Office Nationale de la Météorologique (O.N.M.). Il y a celles qui sont déterminées sur la base des données journalières, et d'autres à partir d'un ensemble de bulletins mensuels d'informations climatologiques et agrométéorologiques (1986-1996).

Nous avons utilisé les données pluviométriques recueillies au niveau de six (06) stations des régions d'étude, qui sont définies dans le tableau (II.1), et illustrées dans l'annexe A.

Tableau II.1 Présentation des stations d'étude (O.N.M.)

Stations	Indicatif	Latitude (Nord)	Longitude (E/w)	Altitude (m)
Ghazaouet	517	35°06	01°53W	04
Oran	490	35°38	00°36 W	90
Alger	390	36°43	03°15E	24
Skikda	355	36°53	06°54 E	01
Annaba	360	36°50	07°49 E	14
El Kala	361	36°54	08°27 E	11

Ces données sont sous forme de fichiers aux pas de temps différents (journalier, mensuel, annuel, et maximum journalier annuel).  
Le nombre d'observations par station étant variable, comme le montre le tableau (II.2).

Tableau II.2 Caractéristiques des stations pluviométriques.

N°	Stations	Code O.M.M	Code	Années d'observation
1	Ghazaouet	517	Gha	1950-1985, 1988-1996
2	Oran	490	Ora	1947-1996
3	Alger	390	Alg	1936-1996
4	Skikda	355	Ski	1950-1996
5	Annaba	360	Ann	1950-1996
6	El Kala	361	Elk	1954-1995

## II.3 Critique préliminaire des données

### II.3.1 Introduction

La mesure de la pluviométrie peut consister en :

- Une lecture directe des paramètres sur des pluviomètres;
- Un dépouillement d'enregistrement (les diagrammes pluviographiques).

Toutes ces mesures peuvent comporter deux types d'erreurs; les erreurs systématiques et les erreurs accidentelles.

- Les erreurs systématiques peuvent être dues à un mauvais réglage de l'instrumentation de mesure, à une procédure de mesure incorrecte, ou à l'installation inadéquate d'appareillages de mesure, donc à des causes produisant des effets constants, ou légèrement variables dans le temps.

- Les erreurs accidentelles surviennent inopinément, et ne peuvent être prévues ni évitées. Elles peuvent être dues à une erreur de manipulation ou à une défectuosité imprévue de l'instrumentation, donc à des causes soudaines qui introduisent des déviations sensibles au sein des séries de données.

En effet, ces erreurs de manipulation peuvent altérer les séries, et si certaines précautions ne sont pas prises durant cette phase de transcription des données, ces dernières peuvent être rendues inutilisables à cause du cumul d'irrégularités.

Afin de garantir la qualité des données, on doit suivre les étapes suivantes:

- Détecter et corriger les erreurs;
- Compléter les données manquantes dans les séries d'observations;
- Vérifier la permanence de l'identification des données dans le temps et dans l'espace.

### II.3.2 Méthodes de traitement statistique des données manquantes

Les données disponibles de 1954 à 1996 (une période commune pour toutes les stations) présentent quelques lacunes dans les mesures (surtout dans les stations de Ghazaouet et d'El kala). L'absence des données dans ces stations est liée à des causes techniques précitées.

Dans ce paragraphe, on décrit les méthodes de traitement des vecteurs pour les données annuelles, ou des matrices de données (cas des valeurs mensuelles). La reconstitution des données manquantes peut se faire par:

- Calcul des moyennes;
- Régression linéaire sur les variables mesurées;
- Simulation.

#### II.3.2.1 Calcul de la moyenne générale de la variable correspondante

On remplace la valeur manquante de la série annuelle moyenne par la moyenne interannuelle de cette série.

Lorsqu'il s'agit d'une valeur mensuelle manquante, soit on la remplace par la moyenne annuelle des mois disponibles, ou par la moyenne intermensuelle pour le mois considéré sur une période déterminée.

#### II.3.2.2 Méthode de régression simple

Lorsque l'on peut admettre que le phénomène aléatoire représenté par X peut servir à prédire celui représenté par Y, on est conduit à rechercher une formule de prévision de Y par X du type  $Y = f(X)$ .

Sur cette base, on peut estimer la valeur manquante (valeur expliquée ou critère) dans la série d'une station en fonction d'une autre valeur explicative (prédicateur) de la série d'une autre station, Saporta (1990).

Théoriquement, on appelle modèle de régression linéaire sur les données expérimentales. La méthode des moindres carrés reprend sur l'échantillon la propriété que  $E(y/X) = \alpha + \beta x$  est la meilleure approximation de Y par X en moyenne quadratique. On cherche donc à ajuster au nuage de points  $(x_i, y_i)$  une droite d'équation  $y^* = a x + b$  de telle sorte que  $\sum (y_i - y_i^*)^2$  soit minimal.

La méthode élémentaire pour la détermination des paramètres  $a$  et  $b$  est la suivante:

$$\sum (y_i - y_i^*)^2 = \sum (y_i - a - bx_i)^2 = F(a, b)$$

Ce minimum est atteint pour  $\frac{\partial F}{\partial a} = \frac{\partial F}{\partial b} = 0$  ce qui donne les deux équations:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i) = 0 \Rightarrow \bar{y} = a + b\bar{x} \quad (\text{II.1})$$

dont la solution est:

$$b = \frac{\sum (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = r \frac{s_y}{s_x} \quad (\text{II.2})$$

d'où :

$$y^* = \bar{y} + r \frac{s_y}{s_x} (x - \bar{x}) \quad (\text{II.3})$$

Cette méthode permet de combler les lacunes à l'échelle annuelle et mensuelle.

Lorsqu'on a plusieurs années manquantes qui présentent des lacunes à l'échelle mensuelle, on applique la procédure effectuée par Dubreuil (1974).

Le principe de la méthode est que l'estimation des totaux annuels doit être effectuée avec beaucoup de précision par rapport à l'estimation des totaux mensuels ou saisonniers.

En effet, on peut corriger l'estimation des totaux pluviométriques pour les différents mois de l'année en fonction des valeurs estimées à l'échelle annuelle.

Après l'obtention du total annuel ( $P_j$ ) ainsi que le cumul ( $P_j'$ ) obtenu par la somme des valeurs mensuelles, on corrige ces dernières valeurs ( $P_j'$ ) par le rapport ( $P_j/P_j'$ ) afin de les rendre homogènes avec l'estimation globale ( $P_j$ ) faite à l'échelle annuelle.

### II.3.2.3 Simulation à partir de la fonction de répartition

L'approche suivante peut être utilisée pour estimer aussi bien les observations manquantes dans le vecteur ou la matrice des données, mais aussi informer sur la qualité de ces données reconstituées.

C'est une méthode de tirage d'un échantillon artificiel de  $n$  valeurs d'une variable aléatoire continue. Elle s'applique lorsque  $F^{-1}$  à une forme analytique simple. Soit  $F(x)$  la fonction de répartition de  $X$ . La variable  $Y=F(X)$  est distribuée sur  $[0,1]$ . En effet:

$$g(y) = \frac{f[F^{-1}(y)]}{F'[F^{-1}(y)]} = 1 \quad (\text{II.4})$$

Si on tire  $n$  nombres uniformément répartis entre  $[0,1]$ :  $r_1, r_2, r_3, \dots, r_n$ , l'échantillon cherché  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  sera déterminé par  $x_i = F^{-1}(r_i)$ ; cette méthode est dite « de l'anamorphose », (figure II.1). On dit que l'on a simulé la variable  $X$ .

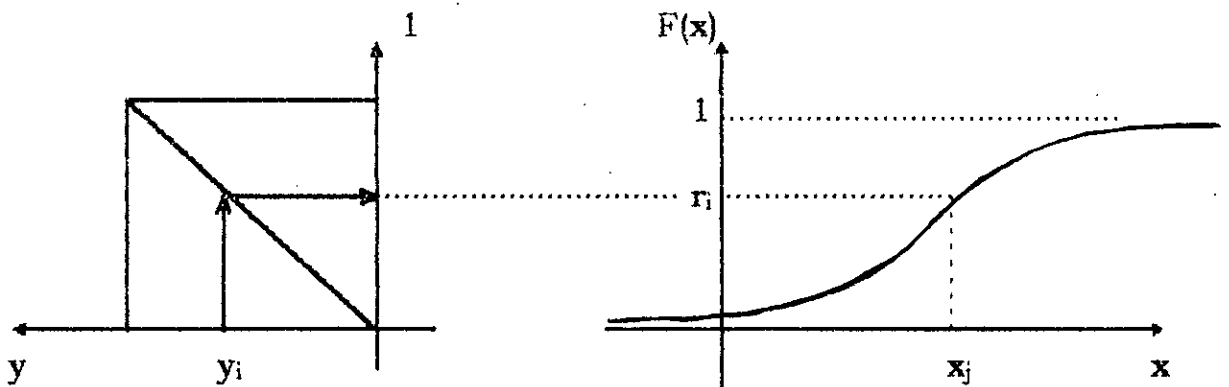


Figure II.1 Simulation à partir de la fonction de répartition.

### II.3.3 Analyse des observations anomalies

#### II.3.3.1 Position du problème

Les observations qui s'écartent fortement du centre de la répartition sont les résultats d'une erreur systématique, d'une lecture incorrecte des indications de l'instrument de mesure, d'un décalage aléatoire de la virgule dans la représentation décimale de la mesure et ou à cause des valeurs intégrées après le comblement des lacunes.

L'identification de ces observations anomalies permet en général de vérifier les conditions dans lesquelles elles ont été enregistrées et traitées. Si cette erreur ne peut être supprimée, c'est l'observation qui l'est, car étant non caractéristique. Ce problème peut se traiter par le biais des méthodes graphiques et les méthodes analytiques d'élimination d'une ou plusieurs observations extrêmes.



### II.3.3.2 Test de Grubbs et Beck

Ce test est très utilisé à cause de sa simplicité. Il peut détecter les points singuliers de la série en calculant la statistique suivante:

$$\begin{aligned} X_n &= \text{Exp}(\bar{x} + K_n * S) \\ X_1 &= \text{Exp}(\bar{x} - K_n * S) \end{aligned} \quad (\text{II.5})$$

où:

$\bar{x}$  et  $S$  : Sont respectivement la moyenne et la variance des logarithmes naturels des éléments constituant l'échantillon.

$K_n$  : Est une valeur statistique du test de Grubbs et Beck, tabulée pour différentes tailles d'échantillons de niveaux de signification.

Au niveau de 10%, l'approximation polynomiale suivante a été donnée par Pilon (1985):

$$\begin{aligned} K_n &= - 3,62201 + 6,28446 * n^{1/4} - 2,49835 * n^{1/2} + 0,491436 * n^{3/4} \\ &\quad - 0,037911 * n \end{aligned} \quad (\text{II.6})$$

Avec  $n$  : Taille de l'échantillon

En appliquant ce test, tout les points de l'échantillon supérieurs à  $X_n$  ou inférieurs à  $X_1$  sont considérés comme points singuliers qu'il faut comparer avec les autres valeurs des autres stations.

## II .3.4 Analyse des résultats

### II.3.4.1 Comblement des lacunes

Le tableau (II.2) indique que les stations de Ghazaouet et d'El Kala présentent des ruptures dans les mesures journalières dont les pourcentages lacunaires sont évalués à 5% et 2% respectivement sur la base des données annuelles.

Afin d'estimer la qualité des méthodes de reconstitution proposées, nous avons augmenté le pourcentage lacunaire à 12%, en éliminant trois autres années (1988-1990) de la série de Ghazaouet. Le nombre d'années manquantes devient cinq années (1986-1990).

Dans notre travail, nous avons considéré la série lacunaire composée de trente-huit observations (38), c'est-à-dire sans compter les cinq ans manquants, et la série sans lacunes correspond à la période totale de quarante-trois (43) valeurs.

**a- Méthode de régression**

**i. Données annuelles**

Vu l'importance des valeurs manquantes (cinq ans successifs) au niveau de la station de Ghazaouet, il était impossible de remplacer ces valeurs par la moyenne interannuelle. C'est pour quoi, nous avons utilisé la méthode de régression linéaire entre la série de cette station lacunaire et la série de la station témoin (station d'Oran). En fonction de l'équation obtenue pour la série de 38 observations :

$$Y = 0.768 X + 68.21 \text{ (mm)},$$

nous avons estimé les données annuelles manquantes, et les résultats sont les suivants:

**Tableau II.3** Estimation des données annuelles manquantes par la régression linéaire.

Station Années	Oran (X)	Ghazaouet (Y)
1986	393.5	370.4
1987	322.0	315.5
1988	263.5	270.7
1989	242.0	254.1
1990	462.0	423.0

**ii. Données mensuelles**

Les paramètres statistiques des stations d'Oran et de Ghazaouet (X, Y) calculés sur la période lacunaire (1954-1985, 1991-1996) sont illustrés dans le tableau (II.4) :

**Tableau II.4** Paramètres statistiques des données mensuelles lacunaires (stations Oran-Ghazaouet).

Mois	Jan	Fev	Mar	Avr.	Mai	Juin	Juill	Août	Sept	Oct.	Nov.	Dec
$\bar{x}$	47.3	51.1	46.5	40.9	25.6	8.9	0.9	1.9	10.5	35.9	43.4	65.9
$\sigma_x$	35.8	37.9	33.3	35.1	32.1	9.8	1.6	2.6	10.6	37.4	35.0	51.4
$\bar{y}$	35.6	44.1	47.1	47.0	28.6	8.8	0.9	1.5	11.8	35.0	34.4	64.2
$\sigma_y$	28.1	34.9	41.5	48.9	38.1	13.1	2.5	3.17	25.3	50.5	31.4	55.1

En déterminant les coefficients de corrélation intermensuelles entre les deux stations (tableau II.5), et les équations de régression linéaire de chaque mois correspondant, nous avons comblé les données mensuelles manquantes.

**Tableau II.5** Coefficients de corrélation intermensuels (stations Oran-Ghazaouet).

Mois	Jan.	Fev.	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.
r	0.727	0.669	0.768	0.716	0.588	0.635	0.734	0.139	0.238	0.779	0.542	0.779

Le tableau (II.6) représente les données mensuelles estimées pour la série de Ghazaouet.

Tableau II.6 Estimation des lacunes mensuelles par la régression linéaire.

Année	Jan.	Fev.	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.	Cumul
1986	51.1	60.4	57.3	25.2	24.4	5.0	0.	1.3	28.6	17.3	37.1	36.7	344.3
1987	38.3	38.9	5.67	8.1	18.9	1.5	33.1	2.5	22.3	45.3	52.8	23.7	291.0
1988	64.0	24.9	16.3	36.8	31.3	11.6	3.3	1.4	18.2	1.5	27.1	14.1	250.5
1989	12.0	36.7	81.2	37.4	18.7	1.9	0.2	2.2	11.0	5.3	17.4	42.9	267.3
1990	83.5	12.9	32.3	139.6	17.2	4.3	1.2	1.3	13.9	19.4	56.2	35.7	417.4

**III- Application de la méthode de Dubreuil**

D'après ces résultats, nous avons constaté que l'estimation des données manquantes à l'échelle annuelle et mensuelle est différente.

En appliquant la méthode de Dubreuil, nous avons corrigé les valeurs mensuelles par le rapport ( $P_j/P_j'$ ). Les corrections portées sur ces valeurs sont données par le tableau (II.7).

Tableau II.7 Données mensuelles corrigées (station Ghazaouet).

Année	Jan.	Fev.	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept	Oct	Nov.	Dec.	Cumul
1986	55.0	65.0	61.6	27.1	26.3	5.4	0.	1.4	30.7	18.5	39.9	39.4	370.3
1987	41.3	42.1	6.1	8.7	20.5	1.7	35.7	2.7	24.2	49.0	57.1	25.6	314.7
1988	69.0	26.8	17.6	39.6	33.8	12.5	3.5	1.5	19.6	1.6	29.2	15.2	269.9
1989	28.9	36.0	79.3	36.5	18.2	1.8	0.2	2.2	10.7	19.0	23.0	41.8	275.8
1990	166.0	13.0	30.0	96.0	19.0	1.0	1.0	0.0	8.0	11.0	39.0	40.	424.0

L'équation de régression linéaire obtenue après traitement des données devient:

$$Y = 0.762X + 70.73 \text{ (mm)}$$

**IV- Comparaison entre les valeurs réelles et celles estimées**

Sur la base des trois années supprimées, et aussi estimées en même temps par la régression simple, nous avons constaté que le risque d'erreur (valeur réelle - valeur estimée) est important à l'échelle annuelle (15% à 40%). Par contre à l'échelle mensuelle, la déférence est plus importante pour les mois humides que les mois secs comme le montre le tableau (II.8).

Tableau II.8 Calcul d'erreur.

Mois	Janv	Fev	Mar	Avri	Mai	Juin	Juil	Aoû	Sept	Oct	Nov	Dec	An %
1988	-54.9	-1	-14.6	-17.9	1.4	-4	-3.5	-1.5	-6.6	17.9	19.8	-13	-40.0
1989	-12.7	-11	75.1	-9.2	-0.6	-1.8	-0.2	-1.2	-0.2	1	-6	-18.9	18.5
1990	-15.0	-13	-3.5	-8.8	-11.5	0.7	-1.0	0	-1.4	-11	-6	0	14.7

Aussi, nous avons remarqué que l'équation de régression simple pour les 38 observations est presque homogène avec celle déterminée pour 43 observations (après le comblement des lacunes).

En ce qui concerne la station d'El Kala, il y a une année lacunaire (1996), dont cinq (05) valeurs mensuelles manquantes. Ces dernières peuvent être déduites à partir des droites de régression linéaire entre les stations El Kala-Annaba et El Kala-Skikda, et qui sont :

$$Y_1 = 0.61X_1 + 379.5 \text{ (mm)}$$

$$Y_1 = 0.54X_2 + 347.7 \text{ (mm)}$$

Nous avons constaté que le coefficient de détermination entre El Kala et Annaba (0.57) n'est pas assez important par rapport au coefficient entre El kala et Skikda (0.52).

En choisissant la station d'Annaba comme station témoin, nous avons obtenu les résultats suivants:

**Tableau II.9** Données mensuelles corrigées pour l'année 1996 (station d'El Kala ).

	Jan	Fev	Mar	Avr	Mai	Juin	Juil	Août	Sept	Oct	Nov	Dec	T.An
Régre	85.0	135.1	70.7	71.9	33.0	44.0	3.0	10.3	25.0	88.0	44.0	124.0	824.0
Dubre	85.0	146.3	76.6	77.9	35.7	44.0	3.0	11.2	25.0	88.0	44.0	124.0	850.7

## b- Simulation

L'application de cette technique a été portée sur la série lacunaire de Ghazaouet. Nous avons calculé la fonction de répartition inverse de cette série (figure II 2.a), et généré des valeurs aléatoires entre [0,1] qui sont projetées sur cette fonction pour obtenir les observations correspondantes.

Nous avons retenu parmi l'ensemble de ces observations simulées cinq données qui correspondent aux valeurs annuelles manquantes dans la période d'étude.

Le choix de ces valeurs dûment à avoir un coefficient de corrélation ( $r$ ) entre les deux stations (Ghazaouet et Oran) égale à celui obtenu avant le comblement des lacunes ( $r^*$ ).

La figure (II.2.b) montre que la fonction de répartition des données annuelles après comblement des lacunes est presque la même que celle obtenue avant comblement des lacunes.

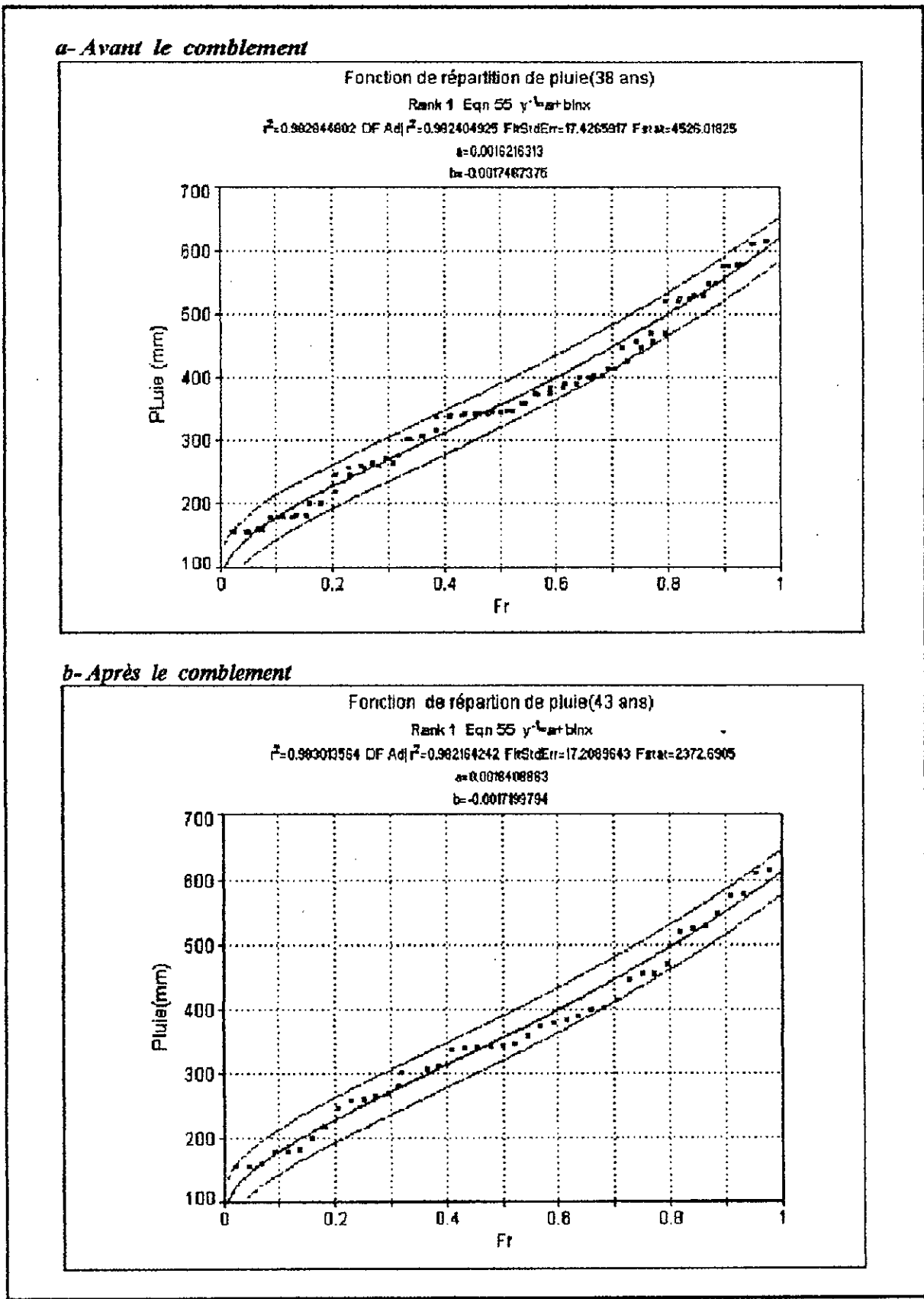
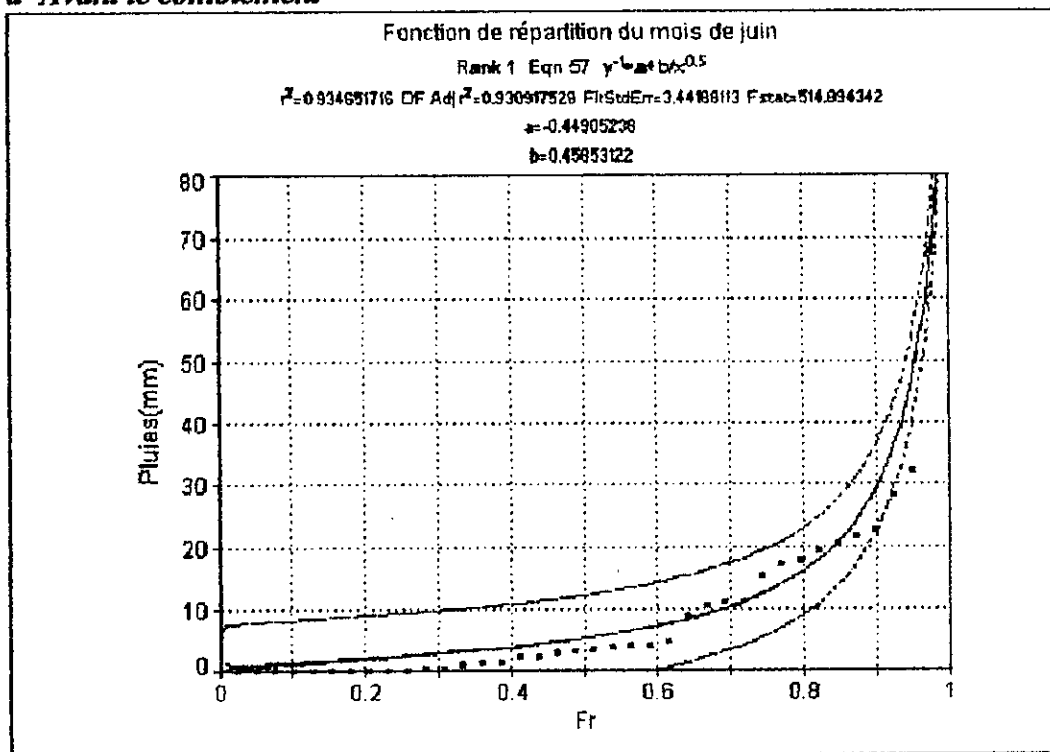
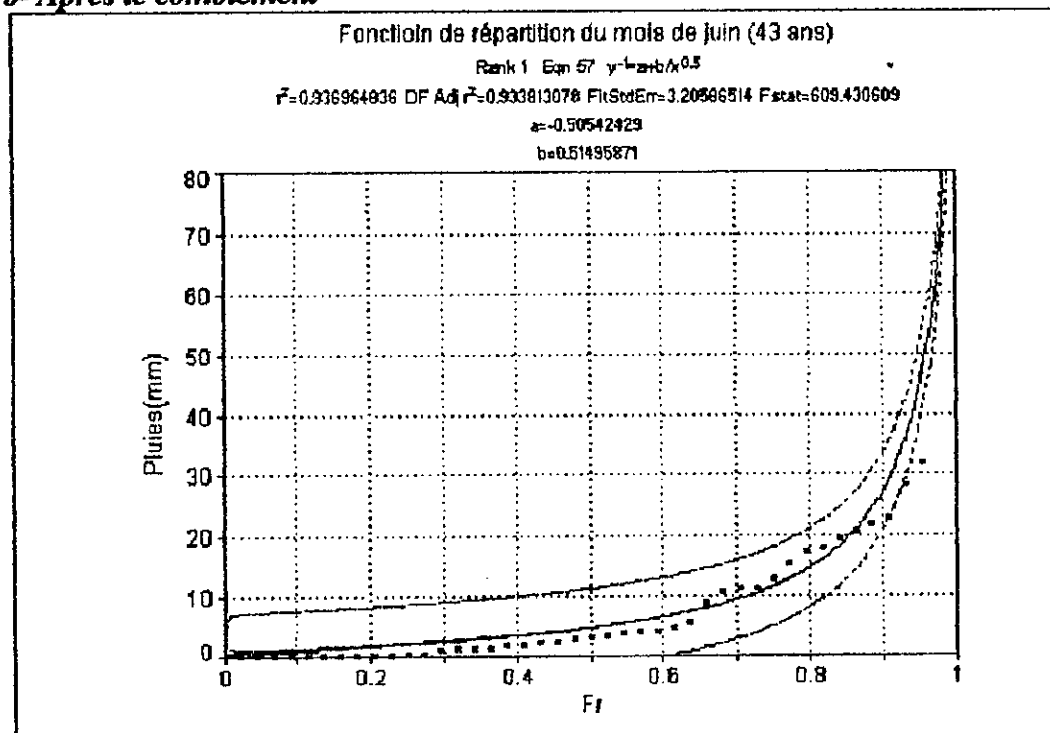


Figure II. 2 Comblement des lacunes des totaux annuels par la simulation à partir de la fonction de répartition.

**a- Avant le comblement**



**b- Après le comblement**



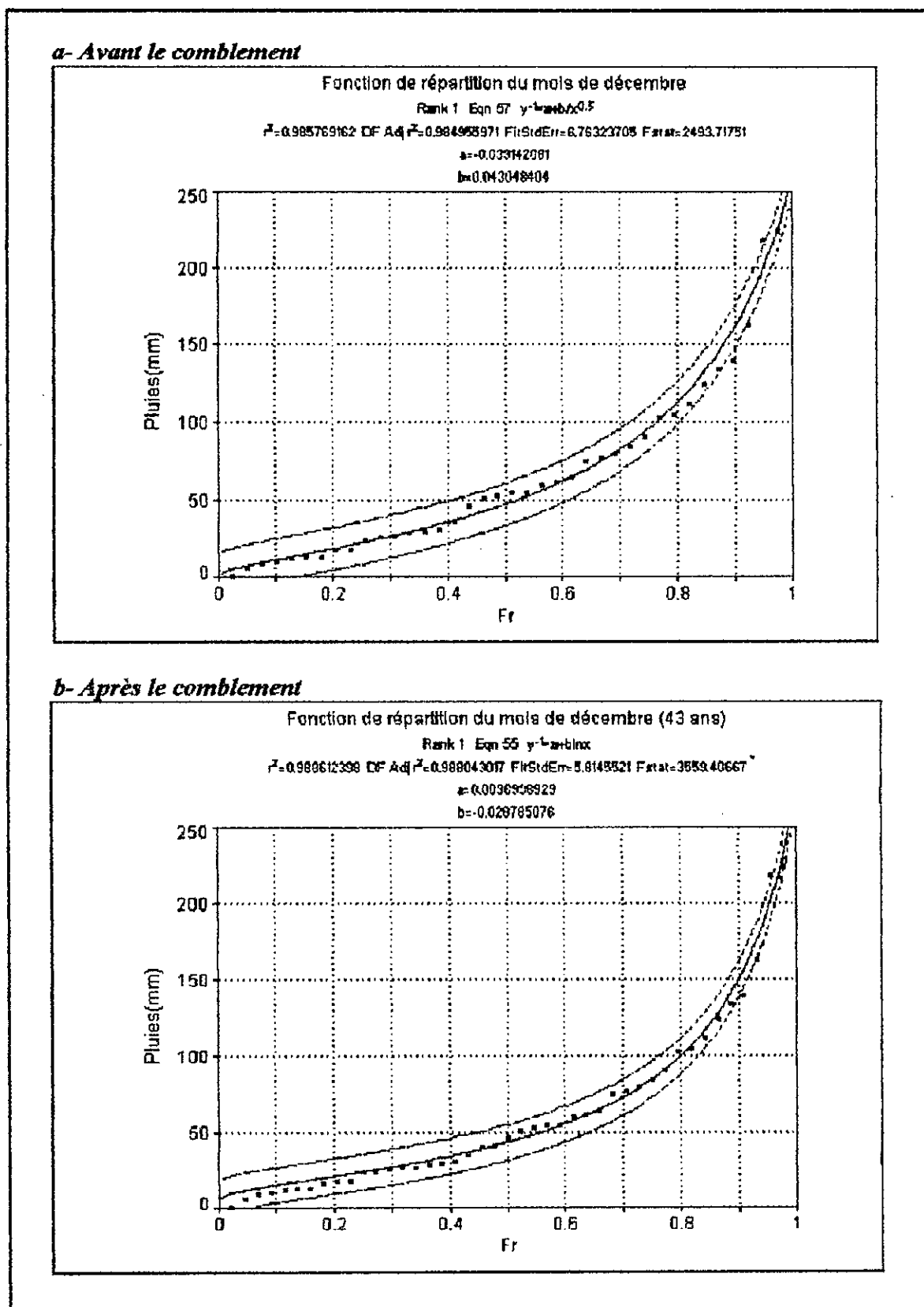


Figure II. 3 Comblement des lacunes des totaux mensuels par la simulation à partir de la fonction de la répartition.

Nous avons procédé de la même manière pour les données mensuelles dont les résultats sont rassemblés dans le tableau (II.10). A titre d'exemple, nous avons tracé les graphes des mois de juin et de décembre, qui sont représentés dans la figure (II.3).

Tableau II.10 Estimation des lacunes mensuelles par la simulation (station Ghazaouet).

	Jan.	Fev.	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept	Oct.	Nov.	Dec.	Cumul
1986	56.1	65.3	61.	27.0	25.6	5.6	0.1	1.5	30.1	18.3	39.0	38.3	367.9
1987	42.1	42.4	6.7	8.8	20.2	1.7	13.7	2.6	24.5	51.6	56.8	24.2	295.1
1988	67.6	26.4	17.5	38.9	33.7	12.6	3.6	1.5	19.6	3.2	29.0	15.1	268.7
1989	29.8	36.2	75.9	35.8	18.6	1.5	0.2	2.2	10.8	18.3	22.2	41.7	293.3
1990	102.4	13.8	30.2	104.0	20.0	1.0	1.0	0.01	8.4	11.3	39.0	40.1	371.8

D'après les résultats obtenus à l'échelle annuelle et mensuelle, nous pouvons conclure que la méthode de simulation donne une meilleure approche des données réelles.

### c- Comparaison des méthodes utilisées

Afin d'illustrer cette différence de qualité entre les méthodes utilisées pour le traitement des données annuelles et mensuelles, nous devons prendre en considération les deux points essentiels à savoir la nature et l'importance des données utilisées. A vrai dire, il est difficile d'introduire un critère formalisé sur la qualité de la reconstitution des données manquantes.

Hormis la première méthode, puisqu'elle n'est applicable que lorsqu'il y a une valeur manquante. Les deux autres méthodes ont donné des écarts insignifiants entre les valeurs réelles et celles reconstituées. Donc, les méthodes de régression linéaire et la simulation donnent de bons résultats.

#### II.3.4.2 Points singuliers

Aucune valeur singulière n'a été détectée au niveau des séries pluviométriques annuelles, excepté celle d'Annaba où nous avons rencontré une valeur douteuse qui est 275.7 mm. La décision de remplacer ou de conserver cette valeur détectée se fait par un examen visuel de la série. En effet, cette observation détectée est jugée d'être acceptée étant donné qu'elle représente la valeur minimum de la série d'observation.

A l'échelle mensuelle, les points singuliers rencontrés sont des valeurs nulles correspondant aux mois secs. Ainsi, nous ne pouvons rejeter ces points puisqu'ils sont rencontrés dans toutes les stations.



## II.4 Traitement statistique des données

### II.4.1 Introduction

Après la critique des données pluviométriques disponibles, il est nécessaire de les examiner attentivement par le traitement et l'interprétation statistique.

Le traitement statistique des données peut permettre de dégager les hypothèses de travail, discriminer les effets accidentels et les effets réels, et ainsi tester l'indépendance, l'homogénéité et la stationnarité des données.

### II.4.2 Définition des hypothèses des tests statistiques

Les tests statistiques sont des méthodes de vérification, et de contrôle des variables aléatoires. Selon Aivazian (1986), un test est dit idéal, s'il permet d'une façon sûr de rejeter l'hypothèse quand elle est fausse, et de ne pas la rejeter dans le cas contraire. Ces tests reposent sur les hypothèses suivantes:

- Hypothèse concernant l'indépendance des observations traitées;
- Hypothèse concernant l'homogénéité et la stationnarité de deux ou plusieurs échantillons, ou de certaines caractéristiques des populations;
- Hypothèse relative aux types de lois de probabilité de la variable aléatoire étudiée;
- Hypothèse concernant les valeurs numériques des paramètres de la population;
- Hypothèse concernant le type de dépendance entre les composantes des variables multidimensionnelles;
- Critères de qualité d'un test statistique.

### II.4.3 Tests d'indépendance

Les tests d'indépendance permettent de vérifier si les observations forment un échantillon aléatoire, et stochastiquement indépendantes. C'est-à-dire qu'elles ne dépendent pas de leur rang, et que la moyenne de la répartition étudiée ne doit pas subir de déplacement de nature monotone ou cyclique (à mesure que le rang des observations croît).

Nous exposerons dans ce qui suit cinq (05) tests différents, afin de ressortir le plus représentatif pour le traitement des données pluviométriques.

### II.4.3.1 Test des blocs basé sur la médiane de l'échantillon

Pour un échantillon donné  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ , extrait d'une population générale, on range les éléments dans l'ordre croissant :  $x(1), x(2), x(3), \dots, x(n)$ , puis on détermine l'élément médiane (par sa position) de la série variationnelle, c'est-à-dire: Aivazian et Enekov (1983),

$$x^{med} = x\left(\frac{n+1}{2}\right) \quad \text{si } n \text{ impair}$$

$$x^{med} = \frac{\left(x\left(\frac{n}{2}\right) + x\left(\frac{n+1}{2}\right)\right)}{2} \quad \text{si } n \text{ pair} \quad (\text{II.7})$$

En revenant ensuite à l'échantillon initial, pour chaque  $x_i$  on écrira :

$$\left| \begin{array}{ll} x_i = + & \text{si } x_i > x^{med}(n) \\ x_i = - & \text{si } x_i < x^{med}(n) \end{array} \right. \quad (\text{II.8})$$

La suite des "+" et "-" obtenue se caractérise par le nombre total  $v(n)$  de blocs et par la longueur  $\tau(n)$  du plus long bloc.

Si les observations sont stochastiquement indépendantes, l'alternance des "+" et "-" doit être plus ou moins aléatoire.

L'application de ce test d'indépendance basé sur la statistique à deux dimensions  $(v(n), \tau(n))$  est déterminée à partir de la loi normale de paramètres  $\left(\frac{n+2}{2}, \sqrt{\frac{n-1}{2}}\right)$ , de la variable aléatoire  $v(n)$ , de la loi de poisson de paramètre  $(\lambda = n\tau_0/2 + 1)$ , du nombre de blocs de longueur  $\geq \tau_0$ , et enfin de la majoration de la probabilité:

$$P = \{ v(n) > v(n)_{0.95}, \tau(n) < \tau(n)_{0.05} \} \quad (\text{II.9})$$

où:

$v(n)_{0.95}$  : Point de pourcentage 0.95 de la loi  $v(n)$ ;

$\tau(n)_{0.05}$  : Point de pourcentage 0.05 de la loi  $\tau(n)$ .

les lois définitives sont les suivantes:

$$\begin{aligned} v(n) &> 1/2 [ n+1 - 1.96(n-1)^{1/2} ] \\ \tau(n) &< [ 3.3 \text{Log}(n+1) ] \end{aligned} \quad (\text{II.10})$$

Si l'une au moins des inégalités n'est pas vérifiée, l'hypothèse d'indépendance des observations est rejetée à un seuil  $\alpha$  compris entre 0.05 et 0.0975.

### II.4.3.2 Test des séries ascendantes et des séries descendantes

Ce test décèle tout déplacement progressif de la valeur moyenne de la loi étudiée, qu'il soit monotone ou de nature plus générale, Aivazian et Enukov (1983) -

On étudie une suite de signe "+" et "-", mais dont le principe de formation est différent du test précédent.

On part d'une suite d'observations : un échantillon  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ , et on remplace le terme de rang  $i$  par : "+" si  $x_{i+1} > x_i$  et "-" si  $x_{i+1} < x_i$ .

Si deux ou plusieurs observations successives sont égales, on ne tient compte que de l'une d'elles. Si un échantillon est aléatoire (les observations sont indépendantes); le nombre total des blocs peut être trop petit, et leur longueur pas trop grande. Pour un seuil de signification  $\alpha$  compris entre 0.05 et 0.0975, cette règle est estimée par les inégalités:

$$\begin{cases} v(n) > \left(\frac{1}{3}(2n-1) - 1,96\sqrt{\frac{16n-29}{90}}\right); \\ \tau(n) < \tau_0. \end{cases} \quad (\text{II.11})$$

où:

$v(n)$  : Nombre total de blocs;

$\tau(n)$  : Longueur du plus long bloc.

Quant à  $\tau_0$ , il est défini en fonction de  $n$  comme suit:

$n$	$n < 26$	$26 < n < 153$	$153 < n \leq 1170$
$\tau_0$	5	6	7

Si l'une des inégalités n'est pas vérifiée, l'hypothèse de stochasticité de l'échantillon doit être rejetée.

### II.4.3.3 Test des différences séquentielles (Test d'Abb)

Aivazian et Enukov (1983)

Si l'échantillon  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$  est extrait d'une population normale, on fait appel au test des carrées des différences séquentielles pour étudier sa stochasticité, qui a pour hypothèse de vérifier la moyenne au cours du traitement.

Pour vérifier l'indépendance stochastique des observations à l'aide de ce test, on calcule la quantité:

$$\delta = \frac{q^2}{S^2(n)} \quad (\text{II.12})$$

où:

$$q^2(n) = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_{i+1} - x_i)}{2(n-1)} \quad (\text{II.13})$$

et

$s'^2$  : Variance

Si  $\delta(n) < \delta(n)^{\min}$ , l'hypothèse d'indépendance stochastique des observations est rejetée. La quantité  $\delta_\alpha^{\min}(n)$  se calcule pour  $n > 60$  par la formule:

$$\delta_\alpha^{\min}(n) = 1 + u_\alpha / [n + 0.5(1 + u_\alpha)^2]^{1/2} \quad (\text{II.14})$$

#### II.4.3.4 Test de Wald-Wolfowitz

Il est basé sur le critère qu'aucune observation appartenant à l'échantillon ne devrait influencer l'observation suivante, Bobée (1991)

Pour un échantillon de taille  $n$ , le test de Wald-Wolfowitz considère la valeur statistique :

$$R = \sum_{i=1}^n x_i x_{i+1} + x_1 x_n \quad (\text{II.15})$$

Si les éléments de l'échantillon sont indépendants,  $R$  suit la loi normale de moyenne:

$$\bar{R} = \frac{S_1 - S_2}{(n-1)} \quad (\text{II.16})$$

et de variance:

$$\text{var}(R) = \frac{(S_2^2 - S_4)}{(n-1)} - R_2 + \frac{(S_1^4 - 4S_1^2 S_2 + 4S_1 S_3 + S_2^2 - 2S_4)}{(n-1)(n-2)} \quad (\text{II.17})$$

avec:  $S_r = \sum x_i^r = M'_r$

$m^r$ : moment d'ordre  $r$  de l'échantillon.

La valeur statistique  $U = \frac{R - \bar{R}}{\sqrt{\text{var}(R)}}$  suit une distribution normale standardisée  $N(0,1)$ , et peut être utilisée pour tester, à un niveau de signification, l'hypothèse d'indépendance en comparant  $|U|$  avec la valeur normale standard  $U_{\alpha/2}$  correspondant à la probabilité de dépassement de  $\alpha/2$ .

### II.3.3.5 Test d'Anderson

On pose:

$$R' = \left[ \frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i x_{i+1} + x_n x_1 - \left( \sum_{i=1}^n x_i \right)^2 / n}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n x_i \right)^2 / n} \right] \quad (\text{II.18})$$

On peut écrire: 
$$R' = \frac{R - \frac{S_1^2}{n}}{S_2 - \frac{S_1^2}{n}} \quad (\text{II.19})$$

de moyenne: 
$$\bar{R}' = -\frac{1}{(n-1)}$$

et de variance: 
$$\text{var}(R') = \frac{R' - \bar{R}'}{\sqrt{\text{var}(R')}}$$

La valeur statistique  $U = \frac{R' - \bar{R}'}{\sqrt{\text{var}(R')}}$  suit une loi normale centré réduite.

Si  $U < U_{\alpha/2}$ , on dit que l'hypothèse  $H_0$  d'indépendance est vraie.

### II.4.3.6 Analyse des résultats des tests

#### a- Données Annuelles

L'analyse des résultats du tableau (II.11) montre que les tests de Wold-Wolfowitz et de Anderson sont assez proches (à 0.5% près), et l'hypothèse d'indépendance est vérifiée pour les différents seuils de signification utilisés ( $\alpha=1\%$ , 5% et 10%).

Le test des séries basées sur la médiane, et le test des séries ascendantes et des séries descendantes donnent des résultats différents. Le premier test est basé sur le principe de la position de la médiane par rapport aux autres données, il ne vérifie pas l'indépendance des séries des stations car l'une des hypothèses (pour  $n = 43$ ,  $v(n) > 15.64$  et  $\tau(n) < 5.42$ ) n'est pas vérifiée, excepté pour les stations d'Annaba et de Ghazaouet.

Le deuxième test qui tient compte de la position des données, son hypothèse  $H_0$  est vérifiée pour toutes les séries (pour  $n = 43 : v(n) > 23.59$  et  $\tau(n) < 6$ ). Donc, nous avons abouti à une conclusion claire; les données annuelles de toutes les stations sont indépendantes.

Le test d'Abb est puissant, il décèle tout déplacement systématique éventuel de la moyenne au cours des traitements. Il permet de vérifier l'indépendance des séries ( $\delta(n) > \delta^{\min}(n) = 0.760$ ) pour des intervalles de confiance différents en fonction de la taille de l'échantillon.

### **b- Données Mensuelles**

D'après le tableau (II.12), nous avons constaté que l'hypothèse d'indépendance n'est pas vérifiée pour les différents tests utilisés. Ces résultats peuvent être expliqués selon deux approches suivantes :

- La première est probablement à chercher dans certaines tendances systématiques du comportement dans le temps de ces données mensuelles.
- Etant donné que l'année comporte des mois humides et secs, la corrélation entre les mois augmente à mesure que le nombre d'observations augmente.

### **c- Données maximales journalières annuelles**

L'application des tests sur ces données a montré que l'hypothèse d'indépendance est vérifiée, cela explique que les données maximales journalières sont aléatoires. Le tableau (II.13) indique que le test des séries basées sur la médiane n'est pas vérifié pour les stations d'Alger et d'El Kala.

### **Conclusion**

La vérification de l'hypothèse d'indépendance est conditionnée par le choix de la meilleure méthode de traitement de ces observations.

En effet, les résultats des tests utilisés sont différents puisque ces derniers ont été formalisés en fonction des objectifs de l'analyse.

Néanmoins, nous pouvons choisir le test des séries ascendantes et des séries descendantes comme un test pour la vérification de l'indépendance des données pluviométriques annuelles et maximales journalières.

Tableau II.11 Résultats des tests d'indépendance pour les données annuelles.

Stations	Tests	U	v(n)	$\tau(n)$	$\delta(n)$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	5% < $\alpha$ < 9.75 %
Gha	Test basé sur la médiane		24	5					1
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		33	3					1
	Test d'Abb				1.07		1		
	Test de Wald-Wolfowitz	-.474				1	1	1	
	Test d'Anderson	-.466				1	1	1	
Ora	Test basé sur la médiane		21	6					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		26	4					1
	Test d'Abb				1.04		1		
	Test de Wald-Wolfowitz	-.264				1	1	1	
	Test d'Anderson	-.259				1	1	1	
Alg	Test basé sur la médiane		20	7					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		30	3					1
	Test d'Abb				0.85		1		
	Test de Wald-Wolfowitz	1.04				1	1	1	
	Test d'Anderson	1.02				1	1	1	
Ski	Test basé sur la médiane		25	6					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		31	3					1
	Test d'Abb				0.96		1		
	Test de Wald-Wolfowitz	0.41				1	1	1	
	Test d'Anderson	0.4				1	1	1	
Ann	Test basé sur la médiane		22	5					1
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		27	4					1
	Test d'Abb				1.01		1		
	Test de Wald-Wolfowitz	-.203				1	1	1	
	Test d'Anderson	-.193				1	1	1	
Elk	Test basé sur la médiane		19	7					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		25	5					1
	Test d'Abb				1.06		1		
	Test de Wald-Wolfowitz	-.241				1	1	1	
	Test d'Anderson	-.238				1	1	1	

0 —→ H<sub>0</sub> rejetée et 1 —→ H<sub>0</sub> acceptée

Tableau II.12 Résultats des tests d'indépendance pour les données mensuelles.

Stations	Tests	U	v(n)	$\tau(n)$	$\delta(n)$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$5\% < \alpha < 9.75$
Gha	Test basé sur la médiane		195	9					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		298	7					0
	Test d'Abb				.837	0	0	0	
	Test de Wald-Wolfowitz	3.76				0	0	0	
	Test d'Anderson	3.73				0	0	0	
Ora	Test basé sur la médiane		186	8					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		308	6					0
	Test d'Abb				.746	0	0	0	
	Test de Wald-Wolfowitz	5.78				0	0	0	
	Test d'Anderson	5.75				0	0	0	
Alg	Test basé sur la médiane		173	9					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		308	5					0
	Test d'Abb				.713	0	0	0	
	Test de Wald-Wolfowitz	6.55				0	0	0	
	Test d'Anderson	6.52				0	0	0	
Ski	Test basé sur la médiane		157	9					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		286	7					0
	Test d'Abb				.625	0	0	0	
	Test de Wald-Wolfowitz	8.51				0	0	0	
	Test d'Anderson	8.46				0	0	0	
Ann	Test basé sur la médiane		169	9					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		285	6					0
	Test d'Abb				.624	0	0	0	
	Test de Wald-Wolfowitz	8.57				0	0	0	
	Test d'Anderson	8.53				0	0	0	
Elk	Test basé sur la médiane		163	9					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		297	7					0
	Test d'Abb				.603	0	0	0	
	Test de Wald-Wolfowitz	9.07				0	0	0	
	Test d'Anderson	9.04				0	0	0	

0 —→ Ho rejetée et 1 —→ Ho acceptée



Tableau II.13 Résultats des tests d'indépendance pour les données maximales journalières annuelles.

Stations	Tests	U	v(n)	t(n)	$\bar{\delta}(n)$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$5\% < \alpha < 9.75$
Gha	Test basé sur la médiane		18	4					1
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		27	3					1
	Test d'Abb				.962	1	1	1	
	Test de Wald-Wolfowitz	.149				1	1	1	
	Test d'Anderson	.143				1	1	1	
Ora	Test basé sur la médiane		24	5					1
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		27	5					1
	Test d'Abb				1.22	1	1	1	
	Test de Wald-Wolfowitz	-1.37				1	1	1	
	Test d'Anderson	-1.28				1	1	1	
Alg	Test basé sur la médiane		21	7					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		30	4					1
	Test d'Abb				.811	1	1	1	
	Test de Wald-Wolfowitz	1.43				1	1	1	
	Test d'Anderson	1.39				1	1	1	
Ski	Test basé sur la médiane		23	4					1
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		33	2					1
	Test d'Abb				1.15	1	1	1	
	Test de Wald-Wolfowitz	-1.05				1	1	1	
	Test d'Anderson	-0.99				1	1	1	
Ann	Test basé sur la médiane		23	4					1
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		26	4					1
	Test d'Abb				.838	1	1	1	
	Test de Wald-Wolfowitz	1.27				1	1	1	
	Test d'Anderson	1.21				1	1	1	
Elk	Test basé sur la médiane		23	6					0
	Test des séries ascendantes et des séries descendantes		29	5					1
	Test d'Abb				.76	1	1	1	
	Test de Wald-Wolfowitz	0.43				1	1	1	
	Test d'Anderson	0.40				1	1	1	

0 ————  $\Rightarrow$  Ho rejetée et 1 ————  $\Rightarrow$  Ho acceptée

### II.4.4 Tests d'homogénéité et de stationnarité

une série de données est dite homogène si les propriétés statistiques de l'erreur de mesure affectant les données sont restées invariables au cours de la période d'observation.

L'objectif assigné aux différents tests de contrôle de l'homogénéité est:

- De détecter la non-homogénéité des données que ce soit entre deux échantillons d'une même station ou bien entre deux séries homologues de deux stations différentes;
- D'évaluer l'importance de ses conséquences lorsqu'elles existent, c'est-à-dire de voir si les variations de données qui en découlent sont significatives ou bien négligeables.

Les tests utilisés pour le contrôle de l'homogénéité consiste en :

- Des procédés de comparaison des échantillons en recherchant les changements de tendances significatifs;
- Des tests statistiques particuliers appliqués aux échantillons.

#### II.4.4.1 Méthode de double masses Quélenec (1973)

Cette méthode consiste à porter sur un graphique les totaux pluviométriques annuels cumulés d'une station A en regard des totaux correspondants d'une station voisine B, elle exprime la régression entre :  $\sum_{i=1}^k Y_i$  et  $\sum_{i=1}^k X_i - k \in (0, N)$

Si B est homogène, et que A l'est également, ce graphe doit être une droite (constance des coefficients de pente a et b de la régression entre les valeurs de A et B sur la période étudiée).

Elle s'applique d'autant mieux que le coefficient de corrélation entre les valeurs de A et B est grand, et que b est différent de l'erreur moyenne de mesure. Son inconvénient majeur réside dans le caractère subjectif du choix du tracé des droites quant il y a hétérogénéité.

#### II.4.4.2 Test du cumul des résidus

La méthode du cumul des résidus des variables chronologiques permet d'infirmer ou de confirmer de façon précise l'homogénéité des séries, ceci dans le but de déceler les erreurs éventuelles. Elle présente deux intérêts:

- Un aspect graphique permettant de faire une interprétation visuelle;
- Des seuils de probabilité qui renseignent sur les hypothèses de stationnarité.

### - Aspect théorique (Bernier 1977)

Considérons deux (02) séries chronologiques corrélées, dont les caractéristiques calculées sur l'échantillon observé sont:

$x_i, i = 1, n$  : Variable de référence de moyenne  $\bar{x}$  et d'écart type  $s_x$

$y, i = 1, n$  : Variable à tester, de moyenne  $\bar{y}$  et de d'écart type  $s_y$

$r$  : Coefficient de corrélation entre les deux séries.

On appellera  $e_i$  le résidu de l'observation  $i$ :

$$e_i = y_i - \bar{y} - r (s_y / s_x) (x_i - \bar{x}) \quad (\text{II.20})$$

où:

$e_i$  : Ecart entre la valeur vraie de  $y_i$  et son estimée par la corrélation établie sur la série.

Soit:

$$Z_k = e_1 + e_2 + e_3 + \dots + e_k \quad \text{pour } k < n+1 \quad (\text{II.21})$$

où:

$Z_k$  : Cumul des  $k$  premiers résidus, sachant que  $e=0$  d'où  $Z_k = 0$ .

$$\text{var}(e) = \text{var}(y) (1-r^2) \quad (\text{II.22})$$

$$s_e^2 = s_y^2 (1-r^2)$$

### - Aspect pratique

Le tracé de  $Z_k$  en fonction de  $k$  (appelé tracé du cumul des résidus) donne une courbe partant de (0,0) pour aboutir à (N,0) où chaque incrément de  $Z$  correspond au résidu de l'observation correspondante:

$$Z_k = Z_{k-1} + e_k$$

Si les séries sont homogènes et si les observations sont indépendantes, le tracé de  $Z_k$  en fonction de  $k$  peut nous donner une courbe oscillant autour de l'axe des abscisses.

Cependant, il est important de savoir à partir de quel écart de  $Z_k$  à l'axe des abscisses indépendamment des échelles choisies il convient de s'inquiéter sur les données.

Bois (1976) a montré qu'on peut chercher la loi de probabilité de  $Z_k$  pour une valeur donnée de  $k$ , dont l'hypothèse que les couples  $(x_i, y_i)$  sont binomiaux avec les observations indépendantes et les séries homogènes :

- Espérance mathématique  $E(Z_k)=0$

$$\text{- Var}(Z_k) = S_y^2(1-r^2)[(k(n+k)/n) - (k^2(X_{xk}-X)^2/(nS_x^2))] \quad (\text{II.23})$$

Avec:

$X_{xk}$ : Moyenne des  $k$  premiers  $x_i$

Une approximation assez bonne de la variance de  $Z_k$  est fournie par:

$$\text{Variance}(Z_k) = S_y^2(1-r^2) * k(n-k)(n-1)/n^2$$

- Détermination de la courbe de contrôle

A partir des estimations précédentes, il est aisé de déterminer une limite de contrôle. On définit la limite due au seuil de confiance  $\alpha$  pour chaque valeur de  $k$  par les extrémités du segment centré sur l'axe des abscisses et de demi-longueur:

$$\text{Demi-longueur} = t * \text{variance}(Z_k) \quad (\text{II.24})$$

Avec:

$t$ : Valeur de la variable centrée réduite de Gauss de probabilité au dépassement  $1-\alpha/2$ .

Les équations montrent que les extrémités des segments décrivent une ellipse de grand axe  $n$ .

#### II.4.4.3 Test de Wilcoxon-Mann-Whitney (test de variation de la moyenne):

Ce test utilise les numéros des observations dans la série variationnelle obtenue en ordonnant l'échantillon global de taille  $n$ , Bobée (1991).

Le numéro d'observation  $x_i$  dans l'échantillon ordonné s'appelle ordre ou rang, et sera désigné par  $R_{i,n}$ .

La série  $x_i$  ( $i=1, n$ ) classée par ordre croissant est subdivisée en deux échantillons de taille  $n_1$  et  $n_2$ , où  $n=n_1+n_2$  (avec  $n_1 \leq n_2$ ).

Le test de Wilcoxon-Mann-Whitney considère les quantités suivantes:

$$\begin{aligned} V &= R - n_1(n_1 + 1)/2 \\ W &= n_1 n_2 - V \end{aligned} \quad (\text{II.25})$$

Avec:

R : Somme des rangs des éléments du premier échantillon de taille  $n_1$  dans la série considérée.

V: Représente le nombre de fois où un élément de l'échantillon un (01) suit dans l'ordre un élément de l'échantillon deux (02).

U: Valeur statistique de Mann-Whitney, elle est définie par la plus petite des deux valeurs de V et W.

$$\bar{U} = n_1 n_2 / 2 \quad (\text{II.26})$$

$$\text{Var}(U) = \frac{1}{12(n_1 + n_2)n_1 n_2}$$

La fonction de répartition de U est définie pour un risque d'erreur par la quantité:

$$|U| = (U - \bar{U}) / (\text{var}(U))^{1/2} \quad (\text{II.27})$$

Cette quantité est comparée avec la variable standardisée correspondant à une probabilité de dépassement  $\alpha/2$ . La convergence est très rapide si  $n_1$  et  $n_2 > 8$ .

#### II.4.4.4 Test de Student Arlery et Grisollet (1973)

Ce test permet de contrôler l'homogénéité des moyennes de différents échantillons extraits de la même population, et supposées dans aucune corrélation mutuelle.

On considère deux échantillons  $n_1$  et  $n_2$  respectivement de la population à contrôler de paramètres:

$\bar{x}_1, \bar{x}_2$  : Moyennes de deux échantillons;

$s_1, s_2$  : Ecart types respectifs.

La différence  $x_1 - x_2$  sera distribuée normalement autour d'une moyenne nulle avec un écart type égale à:

$$S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

S qui est inconnu, sera estimé selon Fisher par la quantité:

$$S^2 = [(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2] / (n_1+n_2-2) \quad (\text{II.28})$$

La table de Student-Fisher donne pour:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \quad (\text{II.29})$$

avec:

$$v = n_1 + n_2 - 2 \text{ degré de liberté;}$$

t suit une loi de probabilité dite de Student, si  $t(n_1+n_2-2) > t_{\text{calculé}}$ , les deux échantillons sont considérés comme homogènes.

#### II.4.4.5 Test de Fisher

Ce test contrôle l'homogénéité des écarts types de différents échantillons extraits de la même population. On calcule le paramètre:

$$F = s_1^2 / s_2^2 \quad (\text{II.30})$$

avec:

$$v_1 = n_1 - 1$$

$$v_2 = n_2 - 1$$

Si  $F_{\text{calculé}} < F(v_1, v_2)$ , les deux échantillons sont considérés comme homogènes.

#### II.4.4.6 Analyse des résultats

Les tests de double masses et du cumul des résidus ont été appliqués pour contrôler l'homogénéité des séries d'étude. Nous nous contentons de vérifier à titre d'exemple les séries des stations de Ghazaouet et d'El Kala.

Le tracé des droites de double masses indique qu'aucune irrégularité apparente n'a affecté les séries à contrôler.

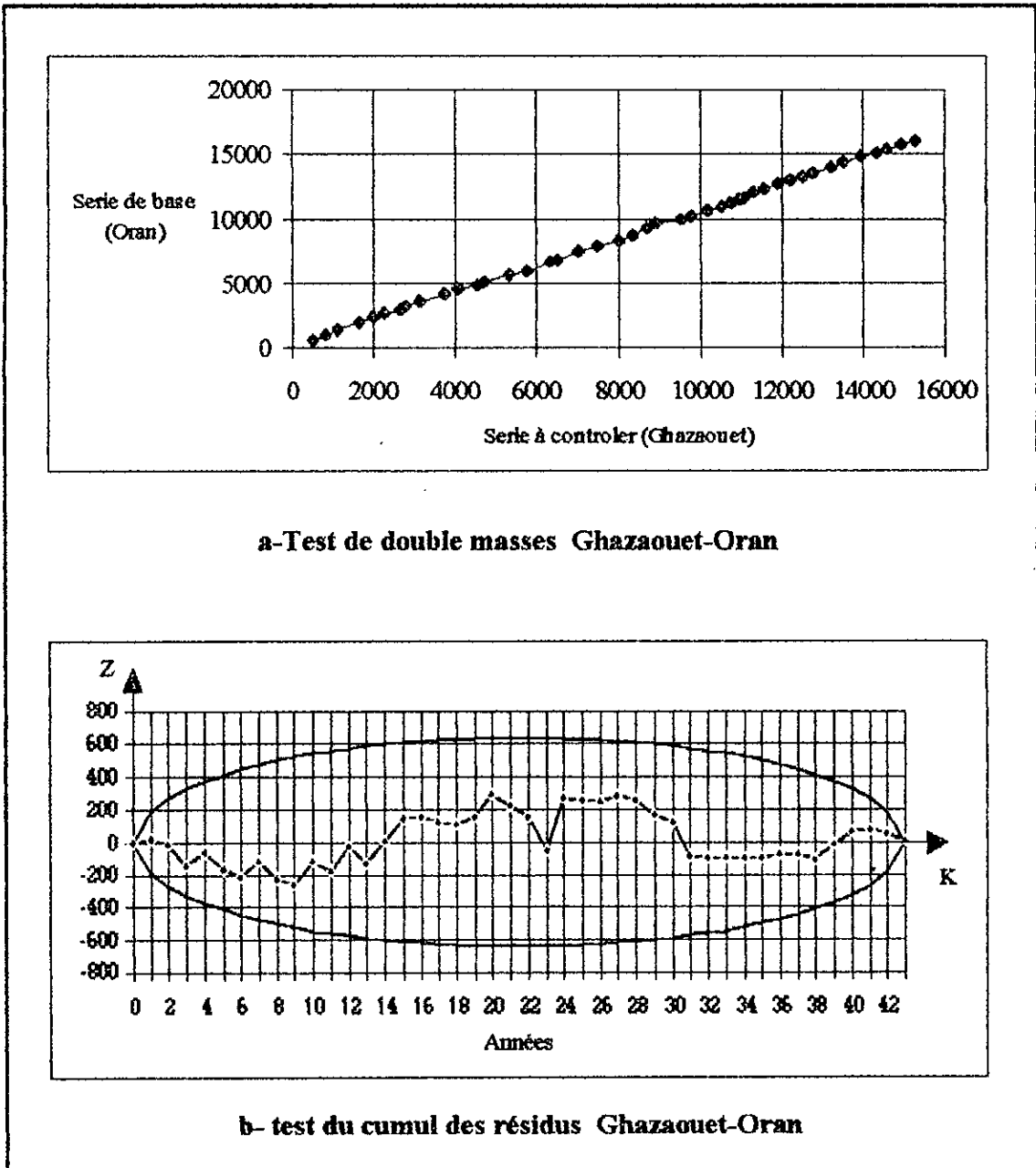


Figure II.4 Tests de contrôle d'homogénéité de la station de Ghazaouet.

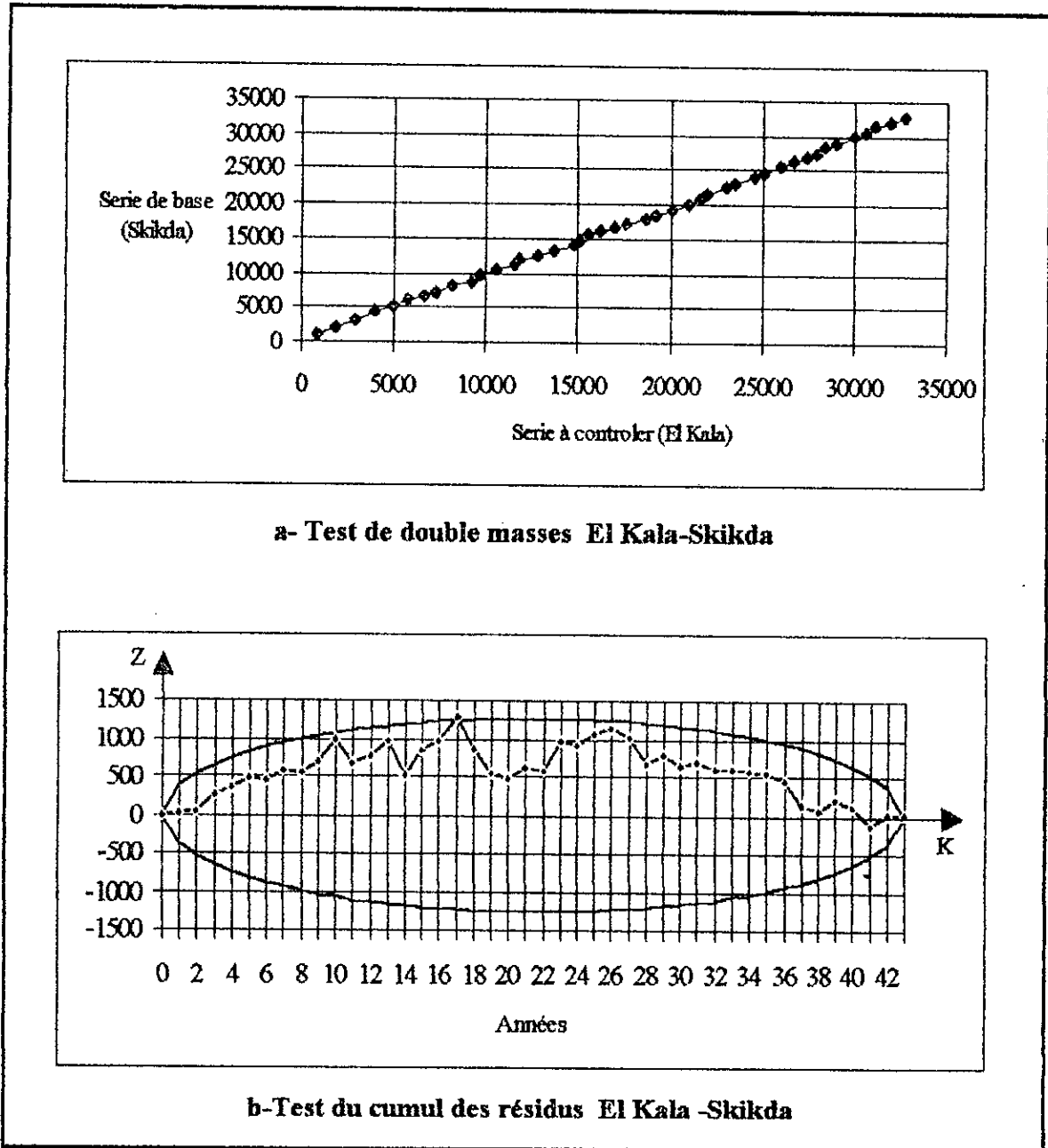


Figure II.5 Tests de contrôle d'homogénéité de la station d'El kala

Le résultat du test du cumul des résidus au seuil de dépassement  $\alpha=5\%$  a montré que les observations pluviométriques des stations Ghazaouet-Oran, et El Kala-Skikda se trouvent à l'intérieur de l'ellipse à 95%.

Les figures (II.4) et (II.5) représentent les résultats des tests de contrôle d'homogénéité des stations Ghazaouet et El Kala.

En fin, nous pouvons dire que les données sont homogènes, ce qui justifie la qualité des données reconstituées dans les séries en question.



Les autres tests d'homogénéité appliqués pour les séries annuelles ont vérifié l'hypothèse  $H_0$  pour les niveaux de signification prise en compte. D'après les résultats du tableau (II.14), le test de Student n'est pas vérifié pour la série d'Alger.

Tableau II.14 Résultats des tests d'homogénéité pour les données annuelles.

Stations	Tests	Variables			$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
		u	t	F			
Gha	Wilcoxon-Mann-Whitney	1.6			1	1	1
	Student		1.66		1	1	1
	Fisher			0.32	1	1	1
Ora	Wilcoxon-Mann-Whitney	1.89			1	1	1
	Student		1.92		1	1	0
	Fisher			0.53	1	1	1
Alg	Wilcoxon-Mann-Whitney	2.52			1	1	0
	Student		2.72		0	0	0
	Fisher			1.37	1	1	1
Ski	Wilcoxon-Mann-Whitney	0.31			1	1	1
	Student		0.45		1	1	1
	Fisher			1.14	1	1	1
Ann	Wilcoxon-Mann-Whitney	-0.26			1	1	1
	Student		-1.04		1	1	1
	Fisher			1.44	1	1	1
Elk	Wilcoxon-Mann-Whitney	1.68			1	1	1
	Student		1.39		1	1	1
	Fisher			0.52	1	1	1

1 \_\_\_\_\_  $\Rightarrow H_0$  Acceptée et 0 \_\_\_\_\_  $\Rightarrow H_0$  Rejetée

En ce qui concerne les totaux mensuels, l'hypothèse d'homogénéité est vérifiée comme l'indique le tableau (II.15).

Tableau II.15 Résultats des tests d'homogénéité des données mensuelles.

Stations	Tests	Variables			$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
		u	t	F			
Gha	Wilcoxon-Mann-Whitney	0.014			1	1	1
	Student		0.84		1	1	1
	Fisher			0.71	1	1	1
Ora	Wilcoxon-Mann-Whitney	0.147			1	1	1
	Student		1.20		1	1	1
	Fisher			0.80	1	1	1
Alg	Wilcoxon-Mann-Whitney	0.174			1	1	1
	Student		0.37		1	1	1
	Fisher			0.88	1	1	1
Ski	Wilcoxon-Mann-Whitney	0.500			1	1	1
	Student		1.37		1	1	1
	Fisher			0.76	1	1	1
Ann	Wilcoxon-Mann-Whitney	0.848			1	1	1
	Student		-0.86		1	1	1
	Fisher			1.06	1	1	0
Elk	Wilcoxon-Mann-Whitney	0.650			1	1	1
	Student		1.85		1	1	1
	Fisher			0.74	1	1	1

1 \_\_\_\_\_  $\Rightarrow$  Ho Acceptée et 0 \_\_\_\_\_  $\Rightarrow$  Ho Rejetée

Le tableau (II.16) rassemble les résultats des tests des données maximales journalières annuelles, où nous avons constaté l'homogénéité des séries d'étude, excepté celle de la station d'Alger qui est hétérogène au seuil  $\alpha = 10\%$ .

Tableau II.16 Résultats des tests d'homogénéité pour les données maximales journalières annuelles.

Stations	Tests	Variables			$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
		u	t	F			
Gha	Wilcoxon-Mann-whitney	0.209			1	1	1
	Student		0.220		1	1	1
	Fisher			0.934	1	1	1
Ora	Wilcoxon-Mann-whitney	-0.419			1	1	1
	Student		-0.478		1	1	1
	Fisher			0.305	1	1	1
Alg	Wilcoxon-Mann-whitney	1.651			1	1	0
	Student		1.719		1	1	0
	Fisher			0.692	1	1	0
Ski	Wilcoxon-Mann-whitney	1.101			1	1	1
	Student		1.351		1	1	1
	Fisher			0.429	1	1	1
Ann	Wilcoxon-Mann-whitney	-0.105			1	1	1
	Student		0.404		1	1	1
	Fisher			0.403	1	1	1
Elk	Wilcoxon-Mann-whitney	0.760			1	1	1
	Student		0.398		1	1	1
	Fisher			0.712	1	1	1

1 \_\_\_\_\_  $\Rightarrow$  Ho acceptée et 0 \_\_\_\_\_  $\Rightarrow$  Ho rejetée

**Conclusion**

Les tests d'homogénéité appliqués ont abouti aux résultats suivants:

- La méthode du double masses dépend de la forte corrélation entre la station à contrôler et la station témoin; C'est pourquoi, nous avons obtenu de bons résultats pour les stations choisies.

- L'utilisation de test du cumul des résidus pour le contrôle des séries chronologiques est mieux adaptée à cause de son aspect rapide. Ainsi la technique de l'ellipse démontre un grand intérêt dans la détection des phénomènes de stationnarité.

## II.5 Analyse statistique des données

### II.5.1 Introduction

Dans le souci d'avoir le maximum possible de renseignements sur la loi de distribution fonctionnelle des données pluviométriques, nous avons procédé à l'ajustement des séries des stations d'étude.

Ces tests d'ajustement ont pour but de vérifier qu'un échantillon provient ou non d'une variable aléatoire de distribution connue  $F_0(x)$ .

Soit  $F(x)$  la fonction de répartition de la variable échantillonnée, il s'agit donc de tester  $H_0: F(x) = F_0(x)$  contre  $H_1: F(x) \neq F_0(x)$

### II.5.2 Choix de l'échantillon

Le choix de la loi de probabilité dépend essentiellement de deux types de critères (Aivazian 1983), qui sont:

- Critère physique (conditions imposées par le phénomène);
- Critère statistique (contraintes imposées par les caractéristiques de l'échantillon).

Nous avons utilisé les lois normale et log-normale pour effectuer les ajustements, la loi Gumbel est généralement utilisée pour étudier les valeurs extrêmes.

### II.5.3 Formes de distribution des fréquences théoriques

#### II.5.3.1 Loi normale

On dit que  $X$  suit une loi normale  $(\bar{x}; \sigma)$  si sa densité est:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\bar{x}}{\sigma}\right)^2\right) \quad (\text{II.31})$$

Par la suite de la symétrie de  $f$  et comme l'intégrale de  $X$  converge,  $E(X) = \bar{x}$ .

Avec le changement de variable aléatoire  $U = \frac{X-\bar{x}}{\sigma}$ , on trouve que la densité de  $U$  est:

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) \quad (\text{II.32})$$

$U$  est une LG  $(0;1)$ , donc toute variable  $X \sim \text{LG}(0;1)$  se ramène simplement à la variable  $U$  par:  $X = \bar{x} + \sigma u$

### II.5.3.2 Loi log-normale

C'est la loi d'une variable positive  $X$  telle que son logarithme népérien suit une loi de Laplace-Gauss,  $\text{Ln}X \sim \text{LG}(\bar{X}; \sigma)$ .

Sa densité s'obtient par un simple changement de variable; on trouve:

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \bar{x}}{\sigma}\right)^2\right) \quad (\text{II.33})$$

ces paramètres sont:

$$E(x) = \text{Exp}(\bar{x} + \sigma^2/2) \quad (\text{II.34})$$

$$V(x) = [\text{Exp}(2\bar{x} + \sigma^2)][\exp\sigma^2 - 1]$$

### II.5.3.3 Fonction de répartition des valeurs extrêmes (loi de Gumbel)

La fonction la plus fréquemment utilisée pour décrire les extrêmes est celle de la loi de Gumbel de type I, dont la fonction de répartition est comme suite:

$$F(x) = \exp(-\exp(-\alpha(x-u))) \quad (\text{II.35})$$

et la densité est:

$$f(x) = \alpha \exp(-\alpha(x-u)) \exp(-\exp(-\alpha(x-u)))$$

où:

$\alpha$  : Paramètre de dispersion;

$u$  : Mode.

Le produit  $\alpha(x-u)$  s'appelle variable réduite et elle est notée par  $y$  pour la distribution du type I,  $Y = \alpha(x-u)$ .

### II.5.4 Analyse des fréquences

Selon Arléry (1973) et Dagnélie (1975), le problème de l'ajustement comprend quatre phases:

- Choix de la forme théorique;
- Détermination de la valeur numérique des paramètres de cette loi de distribution;
- Calcul des fréquences théoriques correspondant à celle-ci;
- Examen de la valeur de l'ajustement.

La méthode graphique est la plus utilisée pour interpréter le phénomène de façon visuelle. Elle consiste à positionner sur un papier approprié les paires de valeurs ( $x$ , fréquence), et de tracer ensuite une ligne droite qui suit bien ces points dits expérimentaux.

La formule de Weibull est très utilisée pour calculer la fréquence expérimentale  $f$ :

$$f = m/(n+1) \quad (\text{II.36})$$

où:

$m$ : Rang occupé par une observation dans l'échantillon classé par ordre décroissant;  
 $n$ : Nombre total d'observations.

Les étapes de l'analyse de fréquence graphique sont les suivantes:

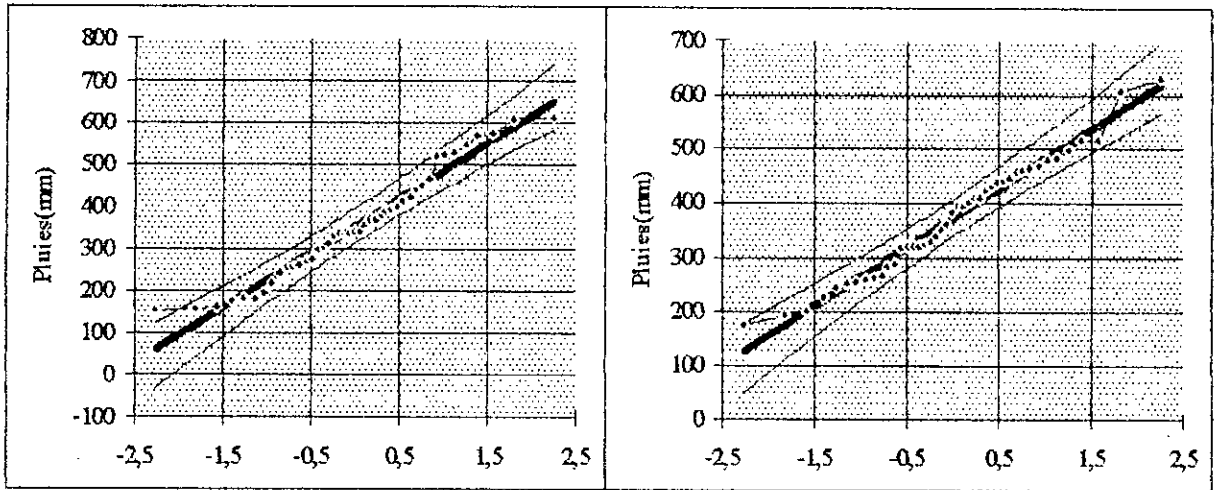
- Classer les événements par ordre croissant;
- Calculer la fréquence pour chaque événement;
- Positionner les points sur le papier graphique approprié;
- Tracer la meilleure ligne droite à travers le nuage de points;
- Interpoler l'événement correspondant à une probabilité voulue.

Les ajustements graphiques effectués sur les stations présentés dans les figures (II.6) et (II.7).

Nous avons constaté que toutes les séries s'ajustent plus ou moins bien avec la loi normale; car elle met en évidence tous les points singuliers qui caractérisent le phénomène pluviométrique (ces valeurs correspondent aux valeurs minimales et maximales des séries).

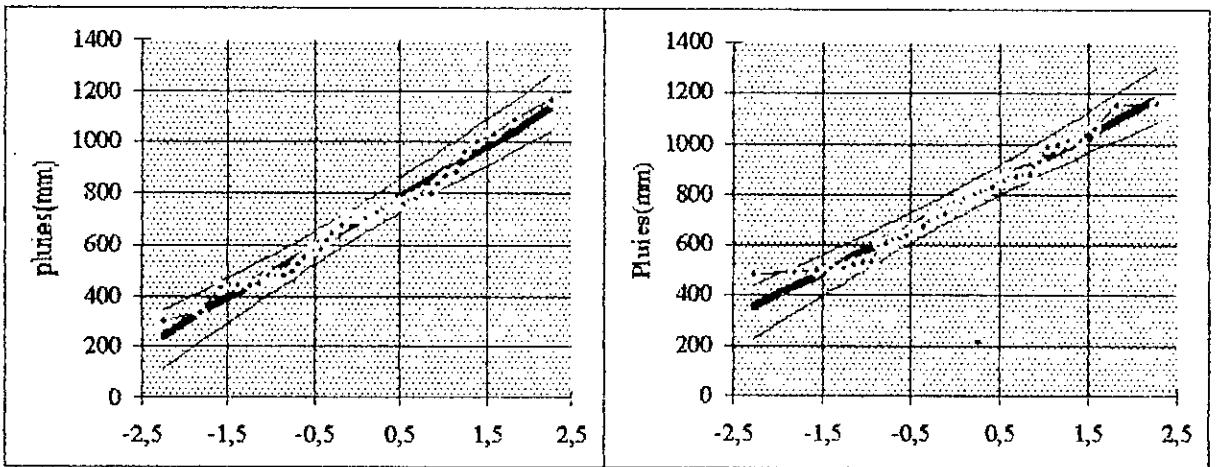
La loi log-normale a permis de rendre compte de la totalité des valeurs observées; elle justifie la répartition uniforme des données entre les courbes de l'intervalle de confiance à 95%.

En ce qui concerne les données maximales journalières, elles s'ajustent bien à la loi Gumbel, comme l'illustre la figure (II.8).



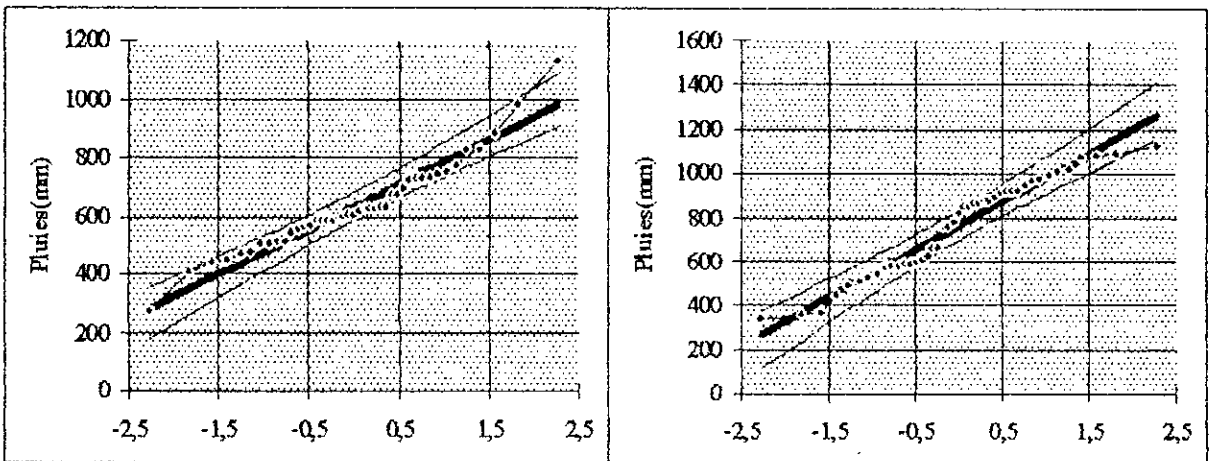
Station de Ghazaouet

Station d'Oran



Station d'Alger

Station de Skikda



Station d'Annaba

Station d'El Kala

Figure II.6 Ajustement à la loi normale.

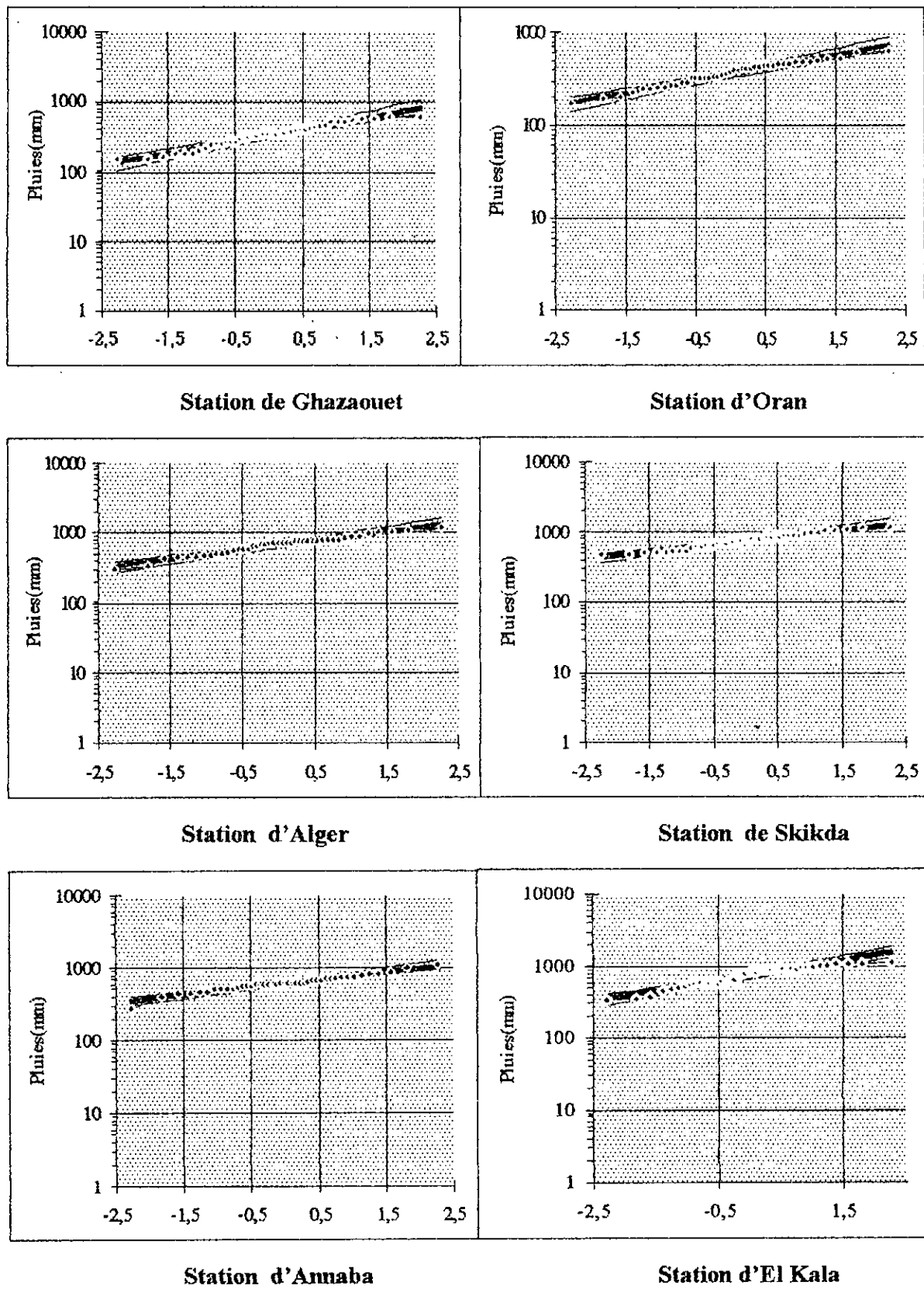
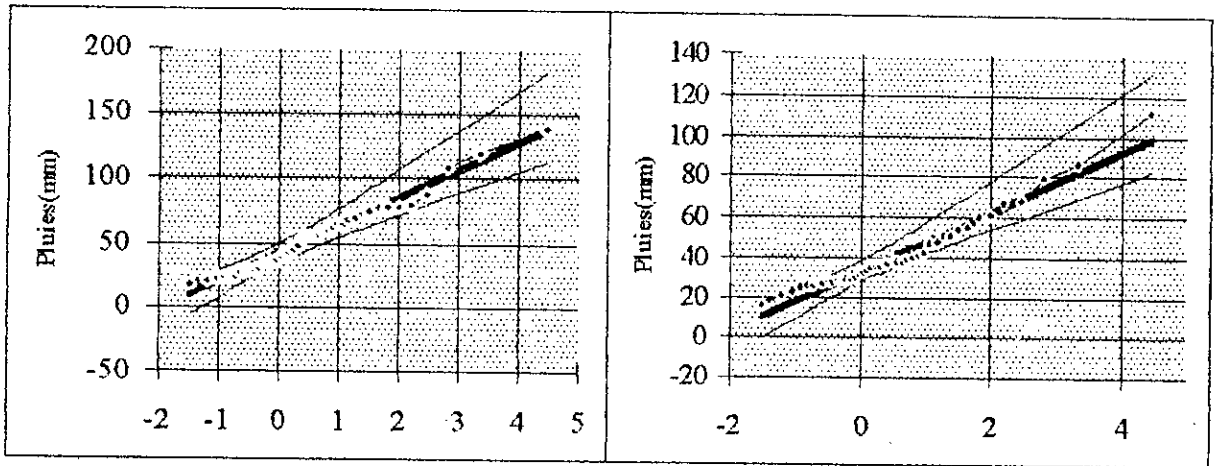


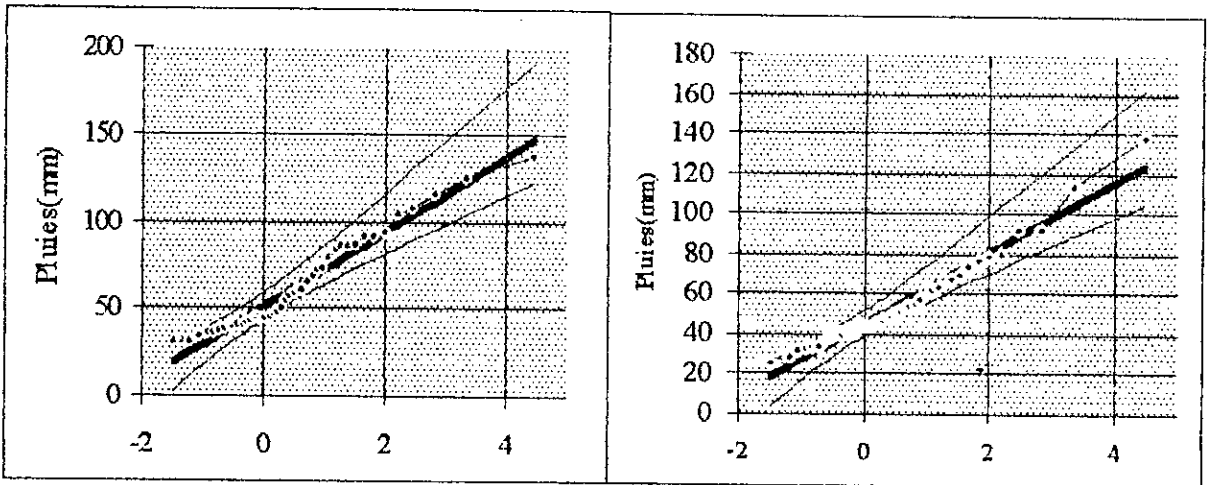
Figure II.7 Ajustement à la loi Log-normale.





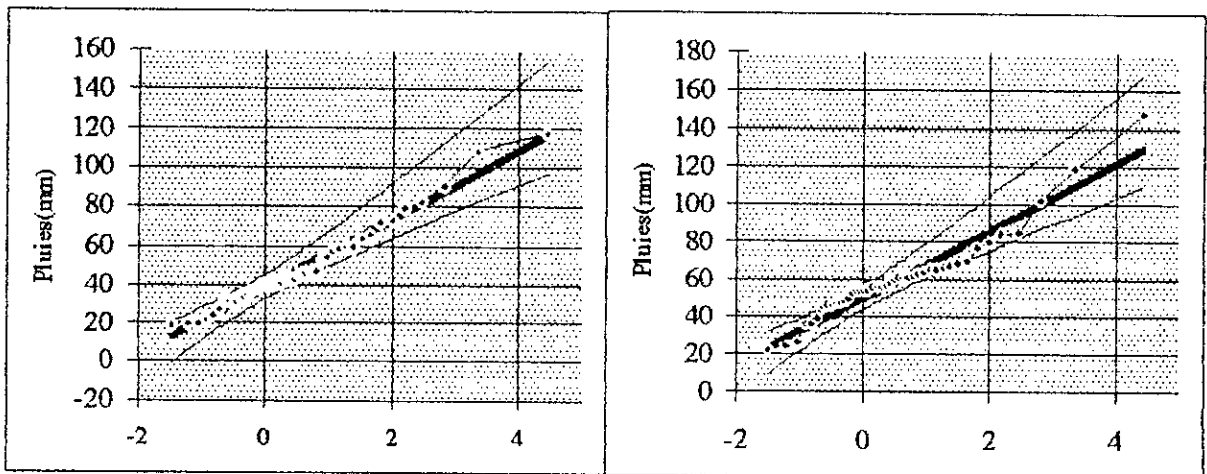
Station de Ghazaouet

Station d'Oran



Station d'Alger

Station de Skikda



Station d'Annaba

Station d'El Kala

Figure II. 8 Ajustement à la loi Gumbel.

En effet, les séries pluviométriques des stations des régions du littoral s'ajustent mieux avec la loi log-normale qu'avec la loi normale.

Afin de suivre l'évolution des pluies dans le temps, nous avons calculé les valeurs des précipitations pour les fréquences 10, 100, 1000, et 10000, ainsi que leurs intervalles de confiance.

Tableau II.17 Calcul des fréquences par la loi normale.

Stations	Moyenne (mm)	Ecart type (mm)	Fréquences d'apparition			
			10	100	1000	10000
Gha	355.5	128.4	519.9	654.7	739.4	747.1
Ora	373.6	109.6	513.9	629.0	701.3	707.9
Alg	688.9	194.0	937.2	1140.9	1269.0	1280.6
Ski	762.5	179.4	992.1	1180.5	1298.9	1309.7
Ann	631.2	152.0	825.8	985.4	1085.7	1094.8
Elk	762.0	216.1	1039.5	1266.4	1409.0	1422.0

- Intervalles de confiance des fréquences

Stations	Fréquences d'apparition							
	10		100		1000		10000	
	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>
Gha	468.1	571.7	580.7	728.7	649.6	829.2	655.9	838.4
Ora	469.7	558.1	565.8	692.1	624.7	777.9	630.1	785.7
Alg	859.0	1015.4	1029.2	1252.7	1133.3	1404.6	1142.9	1418.0
Ski	919.8	1064.5	1077.2	1283.8	1173.5	1424.3	1171.5	1426.3
Ann	764.5	887.1	897.8	1072.9	979.4	1192.0	986.9	1202.7
Elk	952.4	1126.6	1141.9	1390.9	1257.9	1560.1	1268.6	1575.4

Tableau II.18 Calcul des fréquences par la loi log-normale.

Stations	Moyenne (mm)	Ecart type (mm)	Fréquence d'apparition			
			10	100	1000	10000
Gha	355.5	128.4	522.5	753.8	949.1	969.2
Ora	373.6	109.6	516.0	696.7	841.5	856.0
Alg	688.9	194.0	937.6	1252.7	1503.0	1528.1
Ski	762.5	179.4	999.2	1274.8	1485.8	1506.6
Ann	631.2	152.0	831.6	1066.6	1247.2	1265.0
Elk	762.0	216.1	1048.7	1403.6	1685.8	1714.2

- Intervalles de confiance des fréquences.

Stations	Fréquences d'apparition							
	10		100		1000		10000	
	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>	Ic <sup>-</sup>	Ic <sup>+</sup>
Gha	454.0	601.3	616.7	921.3	743.9	1210.9	756.7	1241.5
Ora	459.9	578.9	591.0	821.3	689.2	1027.4	698.8	1048.5
Alg	839.0	1047.8	1068.8	1468.2	1239.7	1822.3	1256.4	1858.6
Ski	910.1	1097.0	1115.6	1456.8	1263.7	1746.9	1278.0	1776.1
Ann	755.9	914.0	930.7	1222.3	1057.1	1471.5	1054.2	1496.6
Elk	937.8	1172.7	1196.5	1646.3	1388.9	2046.2	1407.8	2087.3

Tableau II.19 Calcul des fréquences par la loi de Gumbel.

Stations	Moyenne (mm)	Ecart type (mm)	Fréquence d'apparition			
			10	100	1000	10000
Gha	53.8	27.3	87.4	139.5	188.6	237.5
Ora	41.3	18.1	63.6	98.1	130.7	163.1
Alg	63.3	27.1	96.6	148.3	197.1	245.7
Ski	55.1	22.6	82.9	126.0	166.7	207.2
Ann	48.7	22.3	76.1	118.7	158.8	198.8
Elk	60.3	22.7	88.2	131.5	172.4	213.1

A partir de ces résultats, nous avons constaté que les valeurs correspondantes aux fréquences d'apparition indiquent qu'il n'y a pas une grande variation entre les valeurs. La différence entre les valeurs des fréquences 10 et 10000 ne dépasse pas 384 mm pour la loi normale et 666 mm pour la loi log-normale. De même pour les valeurs maximales journalières, où l'écart pluviométrique entre ces fréquences est environ 150 mm.

## Conclusion

Ainsi, nous pouvons dire que ces données pluviométriques suivent les lois de distribution bien définies; les lois normale et log-normale pour les valeurs annuelles et la loi Gumbel pour les valeurs maximales journalières. Ce résultat confirme la qualité des données utilisées.

## Remarque :

Les tests d'indépendance et d'homogénéité ont été programmés avec le langage FORTRAN, excepté les tests de double masses et du cumul des résidus, ainsi que les ajustements, où nous avons utilisé le logiciel MACSTAT.

## Conclusion

En examinant les résultats de la critique et de l'analyse statistique, nous avons remarqué que les dispersions des totaux pluviométriques (annuels, mensuels et maxima journaliers) autour de leurs valeurs centrales sont restées inchangées au seuil de probabilité  $\alpha=5\%$ . Ce dernier est le plus répandu parmi les seuils utilisés pour tous les tests statistiques.

Cependant, les séries d'observations de pas de temps différent peuvent être considérées comme homogènes au cours du temps et qualifiées globalement de stationnaires pendant la période d'étude.

Pour cet effet, nous estimons répondre à la question posée initialement; Car nous avons trouvé que la variabilité des pluies se fait d'une manière homogène et non périodique, et que les valeurs annuelles des pluies sur le littoral ne dépassent pas 2000 mm.

## CHAPITRE 999

# *Etude des précipitations et des sécheresses*



# Etude des précipitations et des sécheresses

### III.1 Introduction

Les données étant homogènes et stationnaires, on peut estimer les paramètres statistiques sur la totalité des séries pluviométriques.

L'étude statistique des séries pluviométriques peut aider à connaître l'évolution du phénomène pluviométrique, et ainsi déterminer l'évaluation de la sécheresse.

L'objectif de ce chapitre est d'étudier les points suivants:

- La variation temporelle des précipitations, et son évolution sur l'ensemble des régions littorales;
- Déterminer les années sèches, et voir si elles se manifestent dans la même époque sur l'ensemble du littoral;
- Voir si les fluctuations observées sont dues au hasard ou à des variations cycliques.

### III.2 Caractéristiques pluviométriques des régions côtières

L'importance des précipitations est telle que certains climatologues distinguent les climats à partir de cet unique élément, en considérant soit les valeurs moyennes de la lame d'eau annuelle recueillie, ou sa répartition mensuelle; Inférieur à 120 mm, celle-ci correspond à un climat désertique, comprise entre 120 mm et 250 mm à un climat aride, entre 250 mm et 500 mm semi-aride, entre 500 mm et 1000 mm modérément humide, entre 1000 mm et 2000 mm humide, et supérieure à 2000 mm excessivement humide.

Dans notre étude, nous considérons les données annuelles hydrologiques (A.H) (septembre-août) et annuelles calendaires (A.C) (janvier-décembre), les totaux mensuels et saisonniers, et les maxima journaliers annuels.

#### III.2.1 Pluviométrie annuelle

La moyenne et l'écart type de chaque région sont donnés dans le tableau (III.1). Les faibles quantités des pluies enregistrées sont au niveau des stations de l'Ouest (avec seulement 351,4 mm d'eau à Ghazaouet). Les régions les plus favorisées se trouvent à l'Est et au Centre (le maximum est enregistré à El Kala avec 759,5 mm d'eau).

Tableau III.1 Paramètres statistiques des pluies (A.H).

Stations Paramètres	Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
$\bar{x}$ (mm)	351.4	368.9	684.8	757.9	629.9	759.5
$\sigma$ (mm)	116.6	87.1	180.6	170.4	149.2	197.5
Cv(%)	33.2	23.6	26.4	22.5	23.7	26.0

Afin d'interpréter l'intensité des irrégularités pluviométriques, nous avons calculé le coefficient de variation. Selon Arlery (1973), c'est un coefficient qui se révèle le plus satisfaisant pour mesurer la dispersion des variables autour de la moyenne. Il est utilisé dans les études de comparaison de la variabilité des précipitations sur plusieurs stations.

Les coefficients de variation des six (06) séries varient entre 23% et 33% dont le maximum est observé à Ghazaouet.

Ils augmentent à l'Ouest et à l'Est (Annaba et Oran ont presque le même coefficient de variation).

La figure (III.1) représente la répartition des pluies annuelles par région (ces régions sont homogènes de point de vue climatique). La quantité de pluie tombée à l'Est et au Centre est deux fois supérieure à celle enregistrée à l'Ouest où le total interannuel est au-dessous de la moyenne inter-régionale.

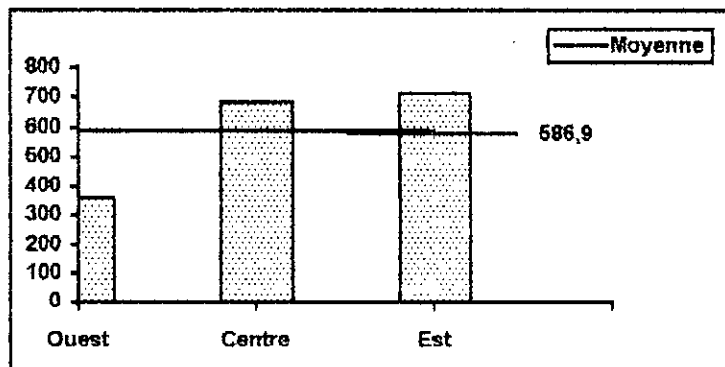


Figure III.1 Répartition des pluies par région.

### III.2.2 Variabilité mensuelle et saisonnière

L'étude de variation mensuelle et saisonnière des précipitations s'avère importante pour la détermination des écoulements saisonniers. Son rôle réside dans la gestion des ressources hydriques, et ainsi les grands projets d'aménagement.

### III.2.2.1 Répartition spatiale et temporelle des précipitations mensuelles

Avant d'entamer cette étude, nous avons jugé utile de déterminer les coefficients de corrélations inter-stations sur la base des données mensuelles (tableau III.2).

Tableau III.2 Coefficients de corrélation inter-stations

	Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
Gha	1.00					
Ora	0.77	1.00				
Alg	0.47	0.59	1.00			
Ski	0.36	0.48	0.71	1.00		
Ann	0.33	0.44	0.69	0.86	1.00	
Elk	0.34	0.43	0.61	0.72	0.76	1.00

Les résultats montrent que les coefficients de détermination de l'équation de régression linéaire (exprimés par le carré du coefficient de corrélation) sont significatifs entre les stations appartenant à la même région. La valeur maximale du coefficient est celle qui relie les séries de Skikda et d'Annaba. La station d'Alger est bien corrélée avec Skikda (0.71) et Oran (0.59).

\* A partir des résultats du tableau (III.3), nous avons analysé la répartition mensuelle des précipitations sur la période de 42 ans d'observations (1954/55-1995/96).

Tableau III.3 Calcul des moyennes intermensuelles.

	Sept.	Oct.	Nov.	Dec.	Jan.	Fev.	Mar.	Avr.	Mai.	Juin	Juill.	Août
Gha	12.3	33.8	35.5	58.9	38.6	43.0	45.7	43.4	28.6	8.3	1.7	1.5
Ora	11.5	34.6	45.2	60.2	47.6	48.3	45.4	39.6	25.0	8.6	1.5	1.6
Alg	33.0	80.7	100.3	106.6	82.9	83.4	68.5	68.1	34.0	17.7	3.8	5.9
Ski	38.0	88.5	102.4	127.3	109.1	91.9	74.2	69.1	32.4	14.2	2.4	8.4
Ann	32.4	72.4	82.3	95.3	92.5	75.0	65.1	56.3	34.1	15.6	2.5	6.4
Elk	43.5	99.5	120.3	113.6	109.3	84.8	75.8	61.4	30.7	12.8	2.0	6.0

#### a - Région Ouest

A l'Ouest comme le montre la figure (III.2), la répartition des pluies est régulière (environ 16% du total annuel) entre les mois de décembre et de mai. Le mois de septembre a été peu pluvieux (au plus 2% du total annuel), et les mois de juillet et d'août sont totalement secs (0% du total annuel).



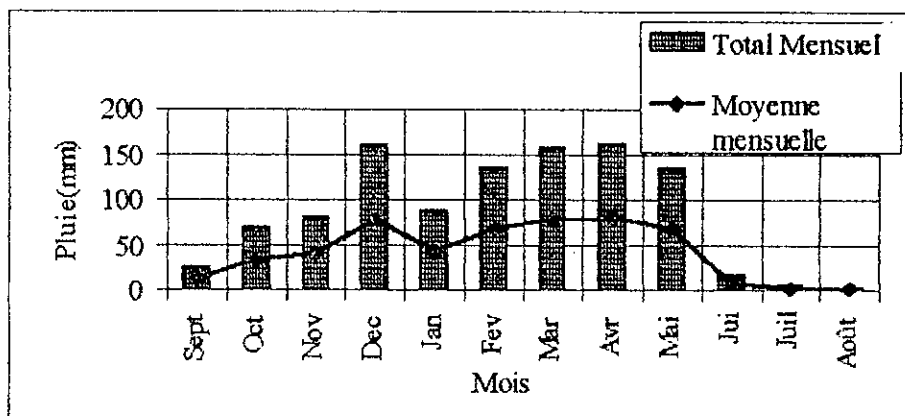


Figure III.2 Répartition des pluies mensuelles à l'Ouest.

**b- Région centre**

Au centre (Alger), 27% des précipitations annuelles ont été enregistrées pendant les mois de décembre et de novembre (voir la figure III.3). Entre janvier et avril, la répartition pluviométrique est homogène pendant la période d'étude. Le mois de septembre de cette région est plus pluvieux qu'à l'Ouest (5% des précipitations totales).

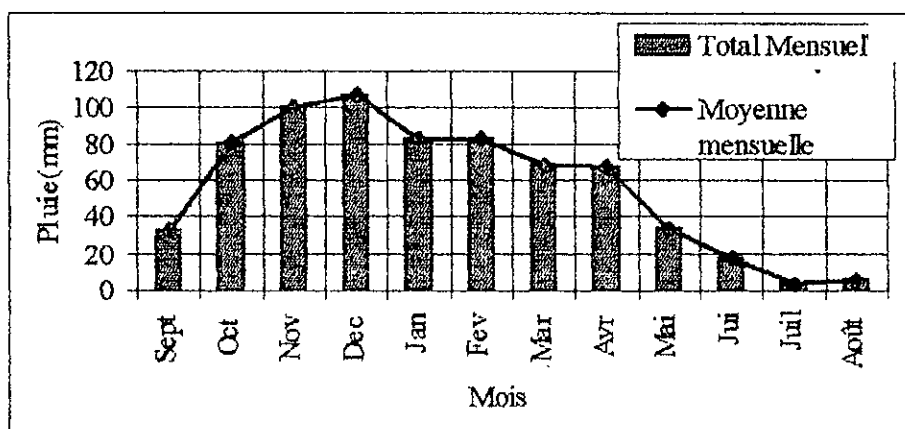


Figure III.3 Répartition des pluies mensuelles au Centre.

**c- Région Est**

La figure (III.4) illustre la répartition des pluies dans cette région, où elle indique deux périodes distinctes: période très humide entre les mois d'octobre et avril, et modérément humide entre mai - septembre où la distribution est quasi-homogène (3% à 5% du total annuel).

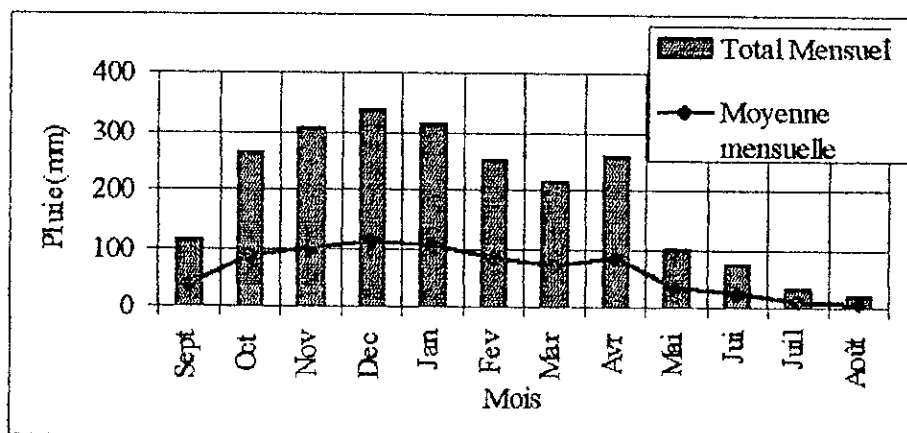


Figure III.4 Répartition des pluies mensuelles à l'Est.

En outre, les mois de janvier et de décembre sont les plus pluvieux dans la majorité des stations, et les mois les plus secs sont juillet et août.

- A l'échelle spatiale (figure A.1 de l'annexe A), nous avons constaté que Skikda et El Kala expriment plus de 20% de la pluie annuelle distribuée sur toutes les régions pendant la période septembre-mars. Le minimum a été observé à Ghazaouet et Oran (environ de 7%).

Entre les mois avril-juin, il y a une distribution équitable des pluies entre les stations de l'Est et Alger (environ 18%). Par contre à Ghazaouet et Oran, le pourcentage de la pluie tombée pendant ces mois a augmenté jusqu'à 15% du total annuel; ce qui signifie que toutes les régions littorales ont le même climat pendant cette période.

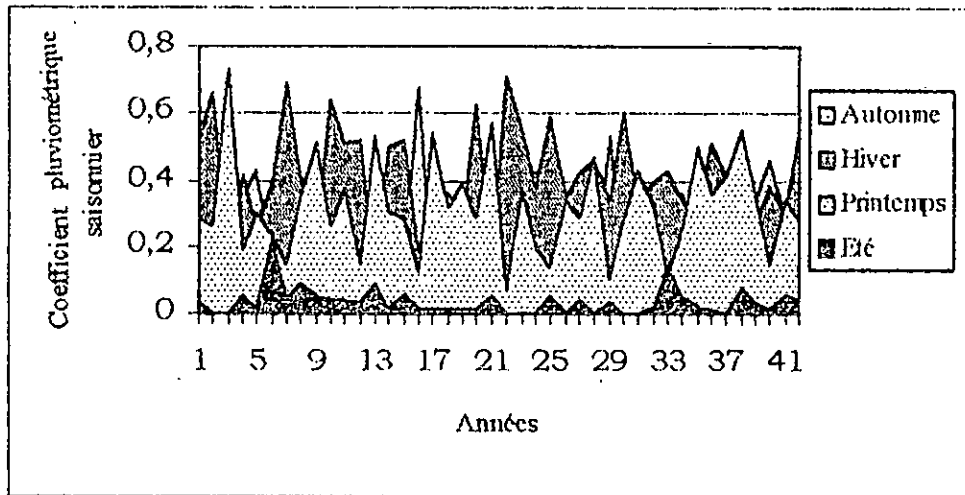
Alger et skikda sont très humides aux mois de juillet-août (27% et 28% de la pluie totale) par rapport aux autres régions. Contrairement à El Kala qui est plus ou moins sèche au mois de juillet, ainsi que Ghazaouet et Oran au mois d'août.

A partir de ces résultats, nous pouvons dire que la saison sèche (caractérisée par un déficit pluviométrique) s'étale entre les mois de juillet-août pour les régions de l'Est et Centre. A l'Ouest, elle commence dès le mois de juin.

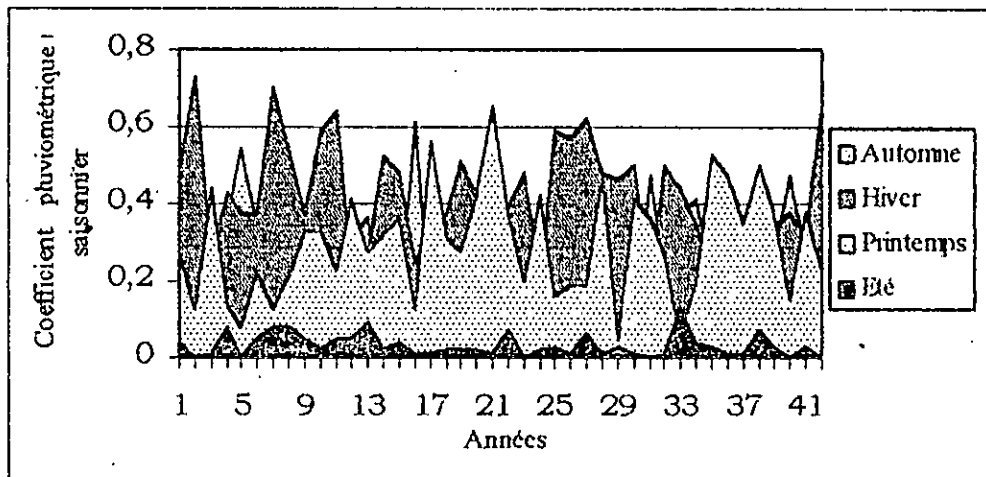
### III.2.2.2 Répartition saisonnière des pluies

Afin de modéliser de près le phénomène de pluie, et de déterminer le régime pluviométrique d'une saison à l'autre, nous avons étudié chaque saison séparément qui se représente comme suite:

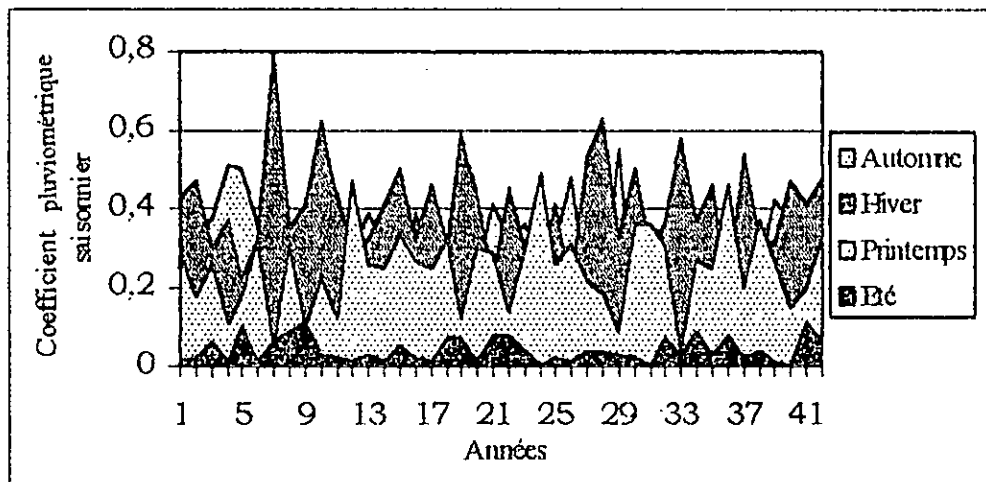
- Automne : Septembre, octobre, novembre;
- Hiver : Décembre, janvier, février;
- Printemps : Mars, avril, mai ;
- été : Juin, juillet, août.



Station de Ghazaouet



Station d'Oran



Station d'Alger

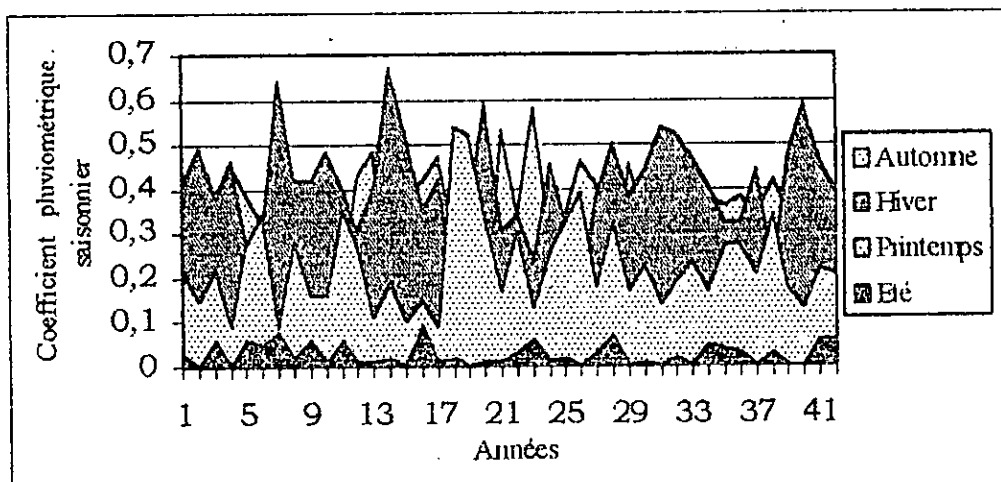
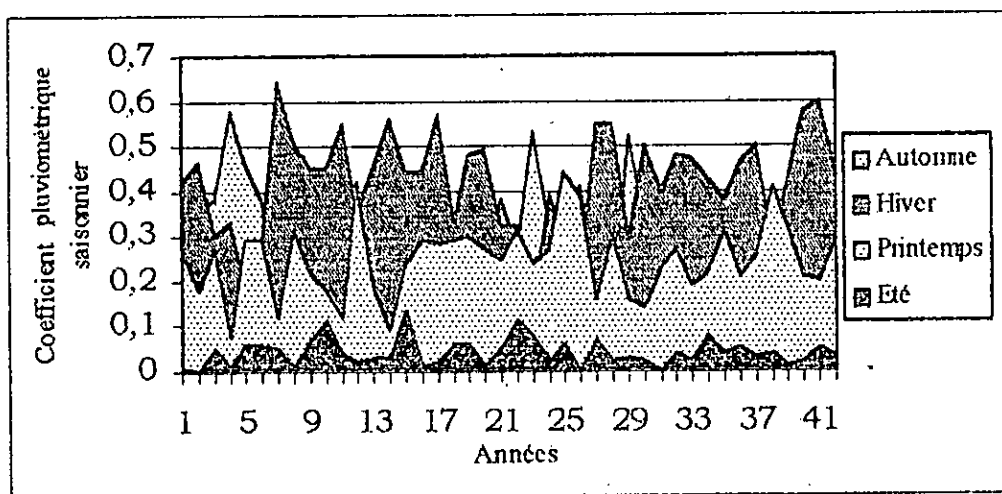
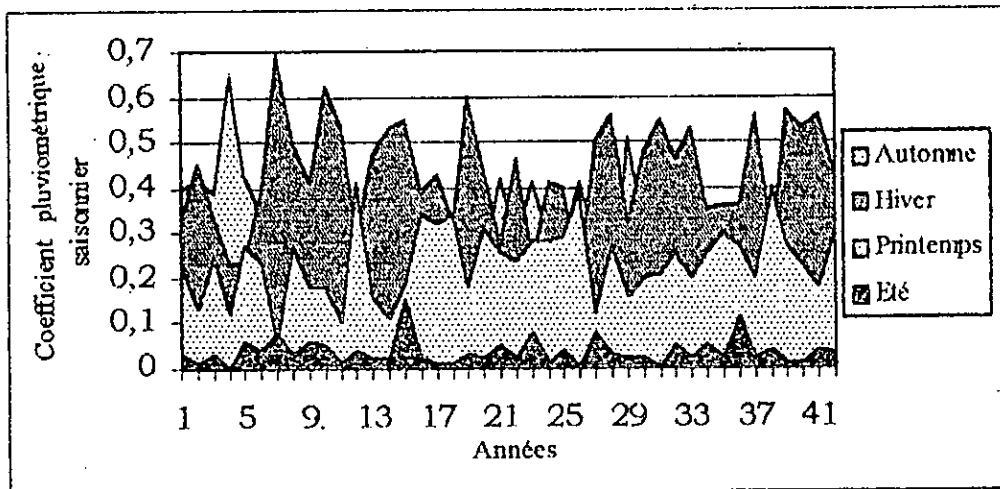


Figure III.5 Variation saisonnière des pluies sur la période 1954/55-1995/96.

*Ces regroupements correspondent-ils aux phénomènes météorologiques tels qu'ils se présentent dans leur succession ?...*

En effet, on fait appel à un coefficient pluviométrique saisonnier qui tient compte de cette inégalité entre les saisons. Il est exprimé par la hauteur moyenne des mois considérés par saison à la hauteur résultante de la quantité annuelle moyenne entre tous les jours de l'année.

A titre d'illustration, nous avons reproduit à la figure (III.5), la variation du coefficient saisonnier dans les stations d'étude.

Il est clair que l'aire faible étant observée en saison estivale qui se caractérise par la présence d'une très large et profonde zone de subsidence (hautes pressions subtropicales). Cette dernière forme une barrière pour le système producteur de la pluie qui reste loin de ces régions surtout à l'Ouest.

En hiver, les caractéristiques de la circulation générale sont sensiblement différentes, ainsi il y a la disparition de cette barrière anticyclonique. Cependant, l'aire de cette saison est importante surtout à El Kala et Skikda.

La saison d'automne est caractérisée par une diminution des pluies, contrairement à la saison de printemps qui se traduit par les nombreux pics (maxima) durant cette période d'étude.

En outre, nous avons constaté que le printemps entre (1954/55-71/72) est moins humide par rapport aux années 1980 et 1990, contrairement à l'hiver qui est moins humide ces dernières années.

### III.2.3 Répartition des pluies maximales journalières

La connaissance des quantités maximales des précipitations intervient d'une façon intense dans les études de conception des grands ouvrages hydrauliques.

Dans le tableau (III.4), nous avons remarqué qu'en moyenne, les précipitations maximales journalières observées sur le littoral ne dépassent pas 65 mm pendant cette période d'observations (1954-1996).

**Tableau III.4** Paramètres statistiques des pluies maximales journalières .

	Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
$\bar{x}$ (mm)	53.8	41.3	63.3	55.1	48.7	60.3
$\sigma$ (mm)	27.25	18.9	27.1	22.6	22.3	22.7
Cv	0.51	0.46	0.43	0.41	0.46	0.38

La pluie maximale moyenne observée à Ghazaouet est presque la même que celle enregistrée à Skikda. Ce résultat est très important car il explique l'irrégularité de la distribution des intensités des pluies sur le littoral.

Le coefficient de variation maximum est observé à Ghazaouet, et le minimum à El Kala.

A l'échelle pluriannuelle, les pluies maximales annuelles recueillies à Alger et les stations de l'Est ont été observées avant 1984. La figure(III.6) indique la différence en quantité entre les pluies maximales et les pluies minimales.

Ainsi la valeur maximale annuelle enregistrée à Skikda est presque égale deux fois la valeur maximale observée à Ghazaouet.

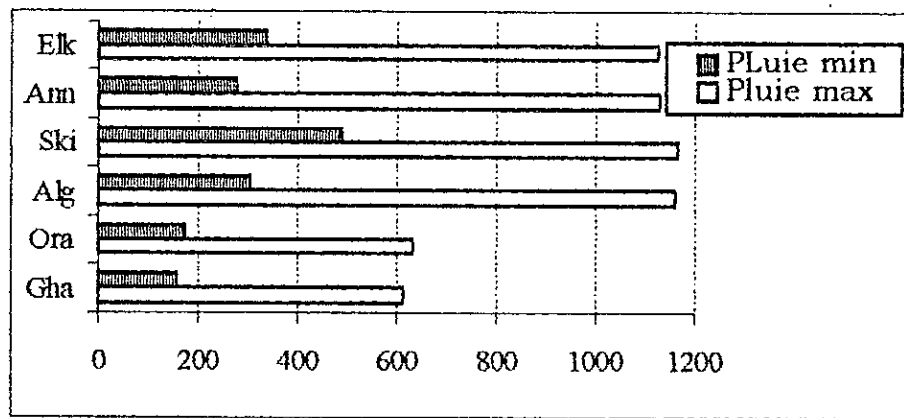


Figure III.6 Variation des pluies maximales et minimales annuelles.

## Conclusion

Dans cette première partie de l'étude des pluies, nous avons déduit que les variations temporelles des précipitations sont pratiquement importantes pour toutes les régions, et elles ne présentent pas de variation cyclique.

La saison sèche constitue un phénomène stationnaire dont la durée est comprise entre deux et quatre mois selon la région.

Les fluctuations de début et de fin de la saison sèche sont relativement en bonne concordance entre les stations qui appartiennent à la même région.

### III.3 Etude statistique de la sécheresse

#### III.3.1 Introduction

La sécheresse au cours de l'année est une donnée permanente du climat (saison sèche), mais dans la mesure où sa durée, son amplitude et son extension spatiale varie à l'échelle pluriannuelle, elle devient un risque de dégradation.

Cependant, aucune loi ou méthode ne peut déterminer exactement le début et la fin de la période sèche sur le nombre d'années d'observations. Les climatologues utilisent généralement un indice de normalité pour déterminer, l'intensité et l'étendue de ce phénomène.

#### III.3.2 Distribution de sécheresse dans le temps

La composante annuelle représente la plus grande part des fluctuations de distribution des pluies. Son utilisation et son traitement permettent d'étudier la variabilité des périodes sèches et humides, ainsi que la persistance éventuelle des années sèches.

La sécheresse saisonnière correspond au nombre de mois, où l'on a enregistré un coefficient saisonnier inférieur à 15% de la pluie totale annuelle, (Rognon, 1996). Dans notre cas, on s'intéresse plutôt à la sécheresse pluriannuelle, définie par un ensemble d'années sèches successives par rapport à un seuil spécifique. Nous avons opté pour cette partie d'utiliser les données annuelles calendaires, et les seuils considérés sont:

- Par rapport à la moyenne interannuelle;
- Par rapport à la médiane;
- Par rapport au minimum des moyennes interannuelles;
- Par rapport au minimum des valeurs médianes;
- Par rapport au maximum des minima annuels.

##### a- Seuil moyenne interannuelle

D'après la distribution des années d'observations par rapport à la moyenne (figure A.2 de l'annexe A), nous avons remarqué une nette dissymétrie entre le nombre d'années sèches et le nombre d'années humides. Ainsi, nous avons enregistré sept (07) valeurs moins de 200 mm et deux seulement au-dessus de 600 mm à Ghazaouet. A Oran, il y a deux années où les pluies sont inférieures à 200 mm, et aucune valeur n'a atteint 600 mm. A l'Est du pays ainsi qu'à Alger, la pluie minimale est de 300 mm.

Entre 1954 et 1974, nous avons enregistré au plus trois (03) fois trois ans successifs supérieurs à la moyenne au niveau de la station de Ghazaouet.

La longueur maximale de la période sèche est de cinq (05) ans (1982 et 1986), et trois autres consécutives entre 1988-1990 et 1994-1996.

Entre 1978 et 1996, la région d'Oran a subi chaque fois au moins trois années sèches consécutives contre une année humide. D'après la figure de la station d'Alger, cette dernière est humide entre 1954 et 1986, et entre 1987 et 1997 les pluies ont diminué et la longueur de la période sèche a atteint 5 ans.

Les faibles valeurs (relativement à la moyenne) rencontrées au niveau de la station de Skikda sont entre 1973 et 1978. Depuis, la distribution est modérément symétrique entre humide et sèche jusqu'à 1986. Entre 1987 et 1996, il y a une succession d'années sèches que d'années humides.

Au niveau d'Annanba, la distribution des pluies est relativement irrégulière par rapport au seuil considéré. Généralement, les années inférieures à la moyenne sont observées entre 1960 et 1978.

Après cette période, la pluie a augmenté pour dépasser 1000 mm, puis diminuer entre 1987-1994. La même distribution a été observée à El Kala, mais le nombre d'années humides est plus important entre 1954 et 1970.

#### **b- Seuil la médiane**

La distribution des périodes sèches et humides est presque similaire à celle observée dans le premier cas, étant donnée que les données suivent la loi normale (voir la figure A.3 de l'annexe A).

Les écarts entre la médiane et les valeurs inférieures à celle-ci sont plus importants par rapport à ceux enregistrés relativement aux valeurs supérieures. En effet, les périodes sèches sont plus remarquées à partir de l'année 1987 pour l'ensemble des régions, et elle a une tendance à apparaître d'une façon rapprochée.

#### **c- Seuil minimum des moyennes interannuelles**

Cette valeur minimale a été enregistrée à Ghazaouet. D'après la figure (A.4), Ghazaouet et Oran ont le même nombre d'années humides et sèches.

A Oran, la longueur maximale de la période sèche est de trois ans; Observé trois fois entre 1981 et 1996, et celle de la période humide est de six ans, alors qu'à Ghazaouet, elle ne dépasse pas trois ans.

Au niveau de la station d'Alger, on a enregistré une seule valeur inférieure au seuil, qui correspond à l'année 1989. A Skikda et El Kala, toutes les observations sont supérieures à la valeur 355.7 mm, excepté Annaba où nous avons observé une valeur minimale inférieure à 300 mm. Ce résultat signifie que ce seuil n'a aucun effet dans la distribution des pluies à l'Est.



#### d- Seuil minimum des médianes

La figure (A.5) représente la variation des pluies annuelles par rapport au seuil de minimum des médianes. Elle montre que le maximum d'années sèches consécutives a atteint cinq (05) ans à Ghazaouet, il a été atteint une fois entre 1981 et 1985. La période la plus longue sans sécheresse ne dépasse pas 3 ans avant 1981, et depuis elle est au plus une année.

A Oran, le nombre d'années consécutives sèche est de 3 ans; il a été atteint 3 fois en 15 ans d'observations(1981-1996). Une seule valeur faible relativement à ce seuil est observée à Alger, ainsi qu'Annaba. Les stations de Skikda et El Kala sont les plus pluvieuses et la longueur maximale de leurs périodes humides est atteint le nombre total d'observations.

#### e- Seuil maximum des minima annuels

L'évolution des années sèches relativement à ce seuil (figure A .6) montre que les régions de l'Ouest sont très remarquables; La longueur maximale d'années sèches consécutives a dépassé 20 ans (de 1970 jusqu'au 1996), et la phase sans sécheresse est au plus une année. Or à Skikda, nous n'avons enregistré aucune valeur inférieure à ce seuil. El Kala et Annaba ont connu deux années sèches consécutives entre 1971 et 1972, et trois années à Alger (entre 1989 et 1991).

Le tableau (III.5) récapitule les longueurs maximales des années consécutives sèches, ainsi que leurs périodes.

Hormis les seuils de la moyenne interannuelle et de la médiane, ces résultats justifient que le nombre d'années sèches est au moins de 20 ans à l'Ouest, alors qu'à l'Est, il est environ de dix ans.

Ainsi, le début et la fin de la période sèche se manifestent de manière plus ou moins systématique sur l'ensemble des stations.

Tableau III.5 Longueurs maximales des années sèches consécutives.

Seuils Stations	P/moyenne interannuelle	P/médiane	P/minimum des moyennes inter annuelles	P/min. médiane	P/maximum des minima annuels
Gha	5 ans (1981/1985)	5 ans (1981/1985)	5 ans (1981/85)	5 ans (1981/1985)	19 ans (1978/1996)
Ora	4ans (1980/1983)	4 ans (1980/1983)	3 ans (1987/89)	3 ans (1959/61,1981/83 , 1992/94)	25 ans (1972/1996)
Alg	5 ans (1987/1991)	5 ans (1987/1991)		1 ans (1989)	3 ans (1989/1991)
Ski	6 ans (1972/1981)	6 ans (1973/1978)	---	---	---
Ann	5 ans (1987/1991)	5 ans (1987/1991)	1 ans (1961)	1 ans (1961)	2 ans (1971/1972)
Elk	5 ans (1987/1991)	5 ans (1987/91)	1 ans (1967)	1 ans (1967)	2 ans (1971/1972)

## Conclusion

L'analyse chronologique des pluies et des sécheresses ressort essentiellement que:

- Les précipitations peuvent être considérées comme stationnaires dans le temps;
- La distribution des précipitations dans le temps par rapport aux seuils considérés montre clairement que l'Est se démarque de l'Ouest.

Cependant, les sécheresses sont nombreuses à l'Ouest et de sévérité inégale. Au Centre, la persistance des années sèches a été remarquée après 1980. En effet, nous avons constaté que les maxima des périodes sèches ont été observés entre 1987 et 1996 sur toutes les stations. Ainsi, deux périodes se font distinguer; une période humide (1954-1986), et une période sèche (1987-1996).

En effet, sur 1200 Km, la sécheresse a une variation oscillatoire, qui dépend de la hauteur de pluie qui augmente avec l'altitude, la topographie, la longitude et enfin de l'éloignement des stations relativement à la mer.

Pour approfondir cette étude de la variabilité, il est nécessaire d'utiliser les modèles statistiques et les modèles de simulation. Nous pouvons ainsi caractériser les variations pluriannuelles entre les stations, et s'approcher plus de la population dans le souci de vérifier si cette dernière décennie est sèche relativement à la première période ou pas.

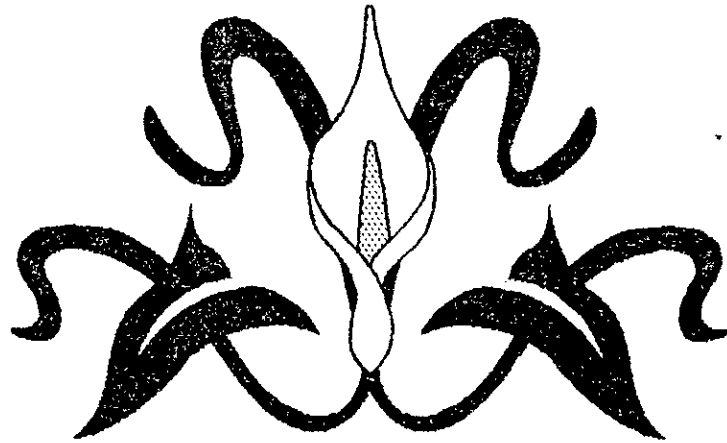
## *Deuxième partie*

# **Etude de la sécheresse par les modèles numériques et de simulation**

*Tout modèle mathématique est une représentation simplifiée de la réalité. L'art du chercheur est de conjuguer la paramétrisation la plus laconique du modèle à une description assez adéquate de la réalité dans une forme mathématique simple, Atvazian(1986).*

## CHAPITRE IV

### *Etude de la sécheresse par les chaînes de Markov*



## Chapitre IV

---

# Etude de la sécheresse par les chaînes de Markov

### IV.1 Introduction

Le problème qui se pose fréquemment est de savoir, si l'occurrence d'un événement d'aujourd'hui est en relation ou non avec l'occurrence de l'événement passé.

Le procédé utilisé repose sur des modèles statistiques de description qualitative des relations liant les phénomènes et faits observés.

Parmi ces modèles, il y a les chaînes de Markov, qui sont basées au moyen des probabilités de passage d'une structure du système réel étudié à une autre.

L'utilisation des chaînes de Markov en météorologie consiste dans l'analyse des précipitations journalières, où on remarque la distribution successive des jours secs et pluvieux.

L'exploitation de ce modèle est remarquable dans le domaine de gestion des ressources hydriques surtout en période sèche.

### IV.2 Définitions (Cullman 1975)

Les chaînes de Markov sont des processus qui décrivent les lois de passage aléatoires d'objets d'un état à un autre. Elles peuvent se présenter par deux (02) approches:

#### IV.2.1 Chaîne de Markov homogène dans le temps et/ou discrets

Un processus de Markov est dit homogène dans le temps, si les probabilités (P) ne sont pas affectées par une translation dans le temps, et un changement d'état. L'influence du passé se trouvera résumer dans la connaissance du résultat de la dernière transition.

#### IV.2.2 Chaîne de Markov finie et homogène

Un processus stochastique en temps et en espace d'état discret,  $\{X_t\}$ ,  $t=0,1,\dots$  est une chaîne de Markov finie s'il possède:

- Un nombre fini d'état (M).
- La propriété Markovienne, c'est-à-dire:

$$P\{x_{t+1}=j/x_0=k_0, x_1=k_1, \dots, x_t=k_t\} = P\{x_{t+1}=j/x_t=k_t\}$$

- Les probabilités de transition stationnaire, c'est-à-dire:

$$P\{x_{t+1}=j/x_t=i\} = P\{x_1=j/x_0=i\} \quad (\text{IV.1})$$

- Un ensemble de probabilités initiales (c'est-à-dire une distribution initiale):

$$P\{x_0=i\}, \quad \forall i \quad (\text{VI.2})$$

Puisque dans une chaîne de Markov finie, les probabilités conditionnelles de transition  $P\{x_{t+1}=j/x_t=i\}$  sont stationnaires, on les dénote simplement par  $P_{ij}$ . Elle représente la probabilité d'une transition de l'état  $i$  à l'état  $j$  en une étape (une unité de temps).

De façon générale, on dénote par  $P_{ij}^{(n)}$  la probabilité qu'il y aura une transition de l'état  $i$  vers l'état  $j$  en  $n$  étapes, soit:

$$P_{ij}^{(n)} = P\{x_{t+n}=j/x_t=i\} = P\{x_n=j/x_0=i\} \quad (\text{IV.3})$$

La matrice stochastique  $P^{(n)} = [P_{ij}^{(n)}]$  ainsi définie possède les propriétés suivantes:

- $0 \leq P_{ij}^{(n)} \leq 1, \quad \forall i, j \text{ et } n=1,2, \dots$
- $\sum P_{ij}^{(n)} = 1, \quad \forall i, n = 1,2, \dots$
- $P^{(n)}$  est une matrice carrée d'ordre  $M$ .

### IV.3 Ordre des chaînes de Markov

Une chaîne de Markov est dite d'ordre  $k$  si la réalisation d'un état donné ne dépend que de la réalisation précédente.

En pluviométrie, on considère un système binaire, 0 pour le temps sec (par rapport à un seuil bien déterminé) et 1 pour le temps pluvieux.

### IV.3.1 Processus d'ordre 1

Le processus d'ordre 1 est caractérisé par la probabilité conditionnelle de passage de l'état de la veille, à l'état d'aujourd'hui, l'équation caractéristique est notée comme suit:

$$P\{x_k = j/x_{k-1} = i\} = P_{ij} \tag{IV.4}$$

$x$  : Variable aléatoire caractérisant l'état ( $x$  prend la valeur 0 ou 1).

$x_k$  : Valeur du jour  $k-1$  ( $i=0$  ou  $1$ ) et  $j$  l'état réalisé le jour  $k$  ( $j= 0$  ou  $1$ ).

$P_{ij}$  : Probabilité conditionnelle de l'état  $j$  au jour  $k$ , sachant qu'étant réalisé état  $i$  au jour  $k-1$ .

Avec ces deux cas, on peut obtenir quatre (04) possibilités par la matrice suivante:

Tableau IV.1 Matrice de passage d'ordre 1.

Etat au jour k-1	Etat au jour k	
	0	1
0	$P_{00}$	$P_{01}$
1	$P_{10}$	$P_{11}$

### IV.3.2 Processus d'ordre 2

On cherche la probabilité de l'état de la classe 0 ou 1 d'aujourd'hui en fonction des états connus hier et avant-hier.

Le calcul statistique fournit les probabilités conditionnelles du tableau suivant:

Tableau IV.2 Matrice de passage d'ordre 2.

		Couple hier et aujourd'hui (j,k)			
		00	01	10	11
Couple avant-hier et hier (i,j)	00	$\beta_{000}$	$\beta_{001}$	----	----
	01	----	----	$\beta_{010}$	$\beta_{011}$
	10	$\beta_{100}$	$\beta_{101}$	----	----
	11	----	----	$\beta_{110}$	$\beta_{111}$

Pour cet ordre, l'état de jour  $k$  dépend de l'état au jour  $k-1$  et  $k-2$ .

$\beta_{ijk}$  : représente la probabilité conditionnelle d'obtenir un doublet de classe (j,k) succédant à une autre classe (i,j).

*Remarque: Dans la matrice de passage des probabilités des couples successifs, il y a impossibilité de certaines combinaisons vu la succession de certains doublets.*

### IV.3.3 Processus d'ordre 3

En comparant les probabilités conditionnelles d'ordre 1 et 2, nous remarquons que ce dernier n'est en somme l'épreuve de vérité du modèle Markovien du premier.

Pour obtenir plus de renseignement sur l'occurrence des pluies, on fait appel à l'ordre supérieur.

Avec l'ordre 3, nous déterminons les probabilités conditionnelles de l'état au jour  $k$ , en faisant intervenir de manière solidaire les réalisations des états des trois jours précédents.

La matrice de passage exprimant les probabilités de couples successifs est donnée comme suit:

**Tableau IV.3** Matrice de passage d'ordre 3.

		Couple avant hier- hier - aujourd'hui( j; k; l)							
		000	001	010	011	100	101	110	111
Couple avant avant hier avant hier hier (i; j; k)	000	$\gamma_{0000}$	$\gamma_{0001}$	----	----	----	----	----	----
	001	----	----	$\gamma_{0010}$	$\gamma_{0011}$	----	----	----	----
	010	----	----	----	----	$\gamma_{0100}$	$\gamma_{0101}$	----	----
	011	----	----	----	----	----	----	$\gamma_{0110}$	$\gamma_{0111}$
	100	$\gamma_{1000}$	$\gamma_{1001}$	----	----	----	----	----	----
	101	----	----	$\gamma_{1010}$	$\gamma_{1011}$	----	----	----	----
	110	----	----	----	----	$\gamma_{1100}$	$\gamma_{1101}$	----	----
	111	----	----	----	----	----	----	$\gamma_{1110}$	$\gamma_{1111}$

$\gamma_{ijkl}$  : Représente la probabilité d'obtenir un triplet de classe (j; k; l) succédant à un triplet de classe (i; j; k).

## IV.4 Analyse du phénomène pluviométrique par les chaînes de Markov

### IV.4.1 Introduction

Sur la base des données pluviométriques journalières de deux périodes distinctes 1954-1986 (P. humide) et 1987-1996 (P. sèche), nous avons utilisé le modèle saisonnier des chaînes de Markov. Ce modèle se traduit par la division saisonnière des données.

Cependant, nous avons choisi une saison (c'est-à-dire une année.), deux saisons dont la première s'étale du septembre à avril, et la deuxième saison de mai à août, et enfin quatre saisons qui se repartissent comme suite:



- 1<sup>ère</sup> saison : Décembre - février;  
 2<sup>ème</sup> saison : Mars - mai;  
 3<sup>ème</sup> saison : Juin - août;  
 4<sup>ème</sup> saison : Septembre - novembre.

#### IV.4.2 Résultats et analyses

Notons que les résultats des tableaux de l'annexe B sont obtenus en fonction du nombre d'observations journalières disponibles dans chaque station, comme l'indique le tableau suivant:

Tableau IV.4 Périodes d'observations journalières des stations d'étude.

Stations	Nombre d'observation	Période d'observation
Gha	5	88-90-91-92-96
Ora	9	1988-1989-1990-1991- 1992-1993-1994-1995-1996
Alg	10	1987-1996
Ski	9	1987-1988-1989-1990-1991- 1992-1993-1994-1996
Ann	10	1987-1996
Elk	4	1987-1988-1989-1993

##### a- Une saison

Les résultats du tableau (B.1) indiquent que les probabilités marginales (ou inconditionnelles) d'un jour sec sont d'environ 81% à 88% entre les deux périodes (humide et sèche) pour les régions de l'Ouest, et 71% à 75% pour les régions du Centre et de l'Est.

Les probabilités conditionnelles saisonnières du premier ordre  $P_{ij}$ , et du second ordre  $B_{ijk}$  (c'est-à-dire pour le premier ordre l'état d'aujourd'hui dépend de celui d'hier, et pour le second ordre, il dépend de celui d'hier et avant hier) montrent que les stations de l'Ouest sont plus regroupées en période humide qu'en période sèche.

A Alger, les probabilités des jours secs (entre les deux périodes) sont restées stationnaires, par contre pour les jours pluvieux, les probabilités conditionnelles ont diminué (de 59% à 52%) entre les deux périodes.

Seule la station d'El Kala, où nous avons remarqué une stationnarité dans la distribution des jours secs et pluvieux entre les deux périodes.

Pour l'ordre 3 (tableau B.2), les probabilités conditionnelles  $Y_{ijkl}$  (c'est à dire probabilité que ce jour dépend d'hier, avant hier et avant avant hier), sont plus dispersées en période humide qu'en période sèche pour toutes les stations.

En effet à l'Ouest, les probabilités de quatre jours successives secs sont plus de 90% entre les deux périodes. Pour le centre et l'Est, elles varient entre 86% et 88%.

Aussi, la probabilité  $y_{0001}$  (où l'état de jour est humide sachant que les trois jours d'avant sont secs) est très faible devant la probabilité  $y_{1110}$  (l'état de jour est sec sachant que les trois jours d'avant sont humides) pour toutes les stations.

Dans la station de Ghazaouet, les probabilités conditionnelles de quatre jours successives humides sont d'environ 40% et 44% respectivement en périodes humide et sèche. A Oran, elles passent de 49% en période humide à 44% en période sèche, et à Alger de 61% à 51%. De même pour les régions de l'Est, les probabilités ont chuté de 5% entre les deux périodes.

Généralement, les probabilités sont significatives entre les jours secs et les jours humides.

### b- Deux saisons

Le tableau (B.3) représente les probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'ordre 0, 1, et 2 pour les deux saisons (septembre - avril) et (mai - août).

Les probabilités d'ordre 0 pour le cas du jour sec de la 2<sup>ème</sup> saison (période humide) sont plus importantes à l'Ouest, où elles varient entre 90% et 92% ainsi qu'à Alger et El Kala, par contre à Skikda et Annaba, elles sont moins de 88%.

Pour période sèche, les probabilités d'un jour pluvieux de la 2<sup>ème</sup> saison sont très faibles relativement à la 1<sup>ère</sup> saison, et aussi par rapport la première période pour toutes les stations.

Les probabilités conditionnelles d'ordre 1 et 2 font ressortir qu'il y a un regroupement des stations pendant la saison (septembre-avril) de la période humide qu'en période sèche. Les probabilités des jours pluvieux ont diminué pendant la période sèche, excepté la station d'El Kala qui n'a pas connu cette variation, mais au contraire, parfois il y a une augmentation.

En examinant les résultats du tableau (B.4), les probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour quatre jours successifs secs (pour les deux périodes) sont aussi remarquables à l'Ouest (entre 90% et 96%) pour les deux saisons.

Ainsi, les probabilités des jours successifs pluvieux à Alger ont diminué de 10% entre les deux périodes, par contre à Skikda et Annaba, la différence est environ de 7% alors qu'elle est négligeable à El Kala.

### c- Quatre saisons

L'analyse du tableau (B.5) montre que les probabilités de la 4<sup>ème</sup> saison (sept-novembre) sont plus ou moins proches de celles de la 3<sup>ème</sup> saison (juin-août) surtout à l'Ouest (supérieure à 92%). Ce qui explique que les deux saisons (été et automne) ont presque le même régime climatique, ce résultat est valable pour les deux périodes.

Dans les autres régions de l'Est et de Centre, la différence entre les quatre saisons est significative surtout en période humide.

Les probabilités d'ordre 2 pour trois jours successifs secs de la 1<sup>ère</sup> saison (pour les deux périodes) sont plus ou moins importantes à Ghazaouet (86%) et Oran (84%). Elles sont moins faibles à Alger (79%). La plus basse a été enregistrée à Annaba, ce qui explique que Annaba est plus humide pendant cette saison.

La 3<sup>ème</sup> saison (juin-août) est mieux pluvieuse pendant la période humide pour toutes les stations, par contre en deuxième cas, Alger est la plus sèche pendant cette saison plus les régions de l'Ouest. Au niveau des stations de l'Est, le régime pluviométrique est resté stable.

En fin, à l'Ouest d'après le tableau (B.6), les probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour quatre jours successifs sèches (pour les deux périodes) sont très importantes pour les quatre saisons (supérieures à 88%).

La probabilité d'avoir quatre jours successifs humides dans la région d'Alger est environ 0% pour la 3<sup>ème</sup> saison de la période sèche, ce qui explique qu'il y a un changement remarquable dans la distribution des pluies entre les deux périodes.

Les régions de l'Est sont toujours démarquées des autres de l'Ouest et même de Centre.

La 4<sup>ème</sup> saison de la période humide est mieux pluvieuse que à la seconde saison pour la station d'El Kala. Contrairement aux autres régions, où nous avons constaté que le printemps est plus humide que l'automne.

## Conclusion

D'après les résultats obtenus, nous avons remarqué que les probabilités des jours successives pluvieux sont plus faibles par rapport aux jours secs aussi bien à l'Ouest qu'au Centre et à l'Est (la différence a atteint plus de 50%).

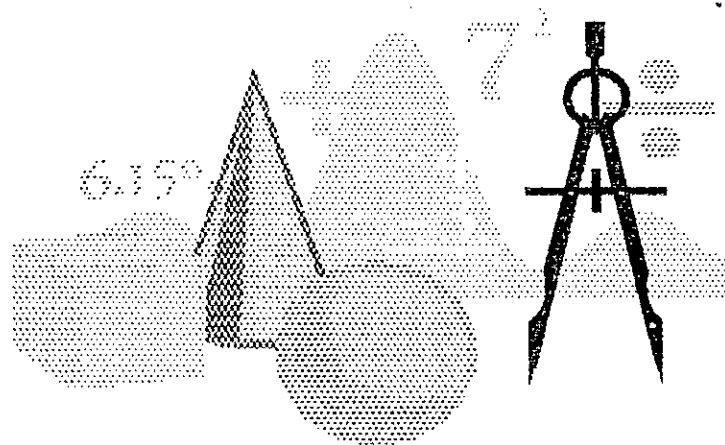
Aussi, il y a un certain regroupement deux à deux des stations, Annaba-Skikda, et Alger- El Kala. Oran est très proche de la station de Ghazaouet pendant la période humide qu'au sèche.

Généralement, les probabilités  $Y_{0001}$  (que ce jour est humide sachant que les jours avant sont secs) sont moins importantes devant les probabilités  $Y_{1110}$  (c'est-à-dire ce jours est sec sachant que les jours d'avant sont humides). Ce résultat important explique la diminution du niveau pluviométrique du jour en jour, avant qu'il soit saisonnier ou annuel.

En effet, les probabilités conditionnelles des différents ordres indiquent qu'il y a une différence relativement nette aussi bien entre les saisons pluvieuses qu'entre les saisons sèches.

# CHAPITRE V

## *Etude de la sécheresse par l'Analyse en Composantes Principales*



## Chapitres V

# Etude de la sécheresse par l'Analyse en Composantes Principales

### V.1 Introduction

Dans les chapitres précédents, nous avons étudié chaque variable à part. C'est une phase indispensable dans le processus de traitement statistique des données, et aussi dans l'étude climatique des régimes, mais tout à fait insuffisantes; en effet, l'étude séparée de chaque variable peut ignorer les relations qui peuvent exister entre elles, et qui sont généralement l'aspect le plus important.

Il faut donc analyser les données en tenant compte de leurs caractères multidimensionnels. L'analyse en composantes principales est une méthode particulièrement puissante pour explorer la structure de telles données qui peuvent être traitées comme des observations à plusieurs dimensions.

### V.2 Les caractéristiques des données, Saporta (1990)

Les observations de  $p$  variables sur  $n$  individus sont rassemblées en un tableau  $X$  à  $n$  lignes et  $p$  colonnes :

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & & & \\ \vdots & & & \\ x_{n1} & \dots & & x_{np} \end{bmatrix}$$

$x_{ij}$  est la valeur prise par la variable  $n^{\circ}j$  sur le  $i^{\text{ème}}$  individu. La variable  $x$  est le vecteur correspondant:

$$x^j = \begin{bmatrix} x_1^j \\ x_2^j \\ \vdots \\ x_n^j \end{bmatrix}$$

On identifiera de même l'individu  $i$  au vecteur  $e_i$  à  $p$  composantes :

$$e_i = (x_i^1, x_i^2, \dots, x_i^p)$$

Chaque individus " i " est doté d'un poids  $P_i$  tel que:

$$P_i > 0$$

$V_i = 1, n$  et

$$\sum_{i=1}^n P_i = 1$$

(En général  $p_i = 1/n$  pour  $i=1, n$ )

### V.2.1 Centre de gravité

Le vecteur  $g$  des moyennes arithmétiques de chaque variable  $g' = (x_1, x_2, \dots, x_p)$  définit le point moyen.

On a  $g = X'D1$ , où  $1$  désigne le vecteur de  $\mathbb{R}^n$  dont toutes les composantes sont égales à 1.

Le tableau  $Y$  tel que  $y_i^j = x_i^j - \bar{x}^j$  est le tableau centré associé à  $X$ .

- La matrice des variances et covariances des  $p$  variables :

$$V = \begin{bmatrix} s_1^2 & s_{12} & \dots & s_{1p} \\ \cdot & s_2^2 & \dots & s_{2p} \\ & & \cdot & \\ & & & \cdot \\ & & & s_p^2 \end{bmatrix}$$

- Si on note  $D_{1/s}$  la matrice diagonale des inverses des écart-types :

$$D_{1/s} = \begin{bmatrix} 1/s_1 & 0 & \dots & 0 \\ & 1/s_2 & & \\ & & \cdot & \\ \vdots & & & \\ 0 & & & 1/s_n \end{bmatrix}$$

et  $D_{1/s}^2$  la matrice diagonale des inverses des variances, le tableau des données centrées et réduite  $Z$ , tel que  $Z_i^j = \frac{x_i^j - \bar{x}^j}{s_j}$  est donc:

$$Z = YD_{1/s} \tag{V.1}$$

- La matrice regroupant les coefficients de corrélation linéaires entre les  $p$  variables prises deux à deux est notée  $R$ :

$$R = \begin{bmatrix} 1 & & & r_{1p} \\ r_{21} & \cdot & & \cdot \\ \vdots & & & \\ r_{p1} & & & 1 \end{bmatrix}$$

On peut écrire  $R = D_{1/s} V D_{1/s} = Z' D Z$ .

R: Matrice des covariances des données centrées et réduites, et résume la structure des dépendances linéaires entre les p variables.

### V.2.2 Espace des individus

Chaque individu étant un point défini par p coordonnées est considéré comme un élément d'un espace vectoriel F appelé l'espace des individus. L'ensemble des n individus est alors un "nuage" de points dans F, et g en est le centre de gravité.

L'espace F est muni d'une structure euclidienne afin de pouvoir définir des distances entre individus.

#### - Rôle de la métrique

La formulation générale utilisée pour mesurer la distance entre deux individus  $e_i$  et  $e_j$  est définie par la forme quadratique :

$$d^2(e_i, e_j) = (e_i - e_j)' M (e_i - e_j) \quad (V.2)$$

où :

M : Matrice symétrique de taille p définie positive.

En théorie, le choix de la matrice M dépend de l'utilisateur qui peut préciser la métrique adéquate. En pratique, la métrique usuelle est la métrique diagonale des inverses des variances:

$$M = D^{1/2} = \begin{bmatrix} 1/s_1^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1/s_2^2 & & \cdot \\ \vdots & & & \\ 0 & \dots & & 1/s_p^2 \end{bmatrix}$$

## - Inertie

On appelle inertie total du nuage de points, la moyenne pondérée des carrés des distances des points au centre de gravité:

$$I_g = \sum_i^n P_i (e_i - g)' M (e_i - g) \quad (V.3)$$

Si:

- .  $M=1$  : L'inertie est égale à la somme des variances des p variables;
- .  $M=D_{1/s}^2$  : Trace  $MV$  = Trace  $(D_{1/s}^2 V)$ .

l'inertie est donc égale au nombre de variables, et ne dépend pas de leurs valeurs.

### V.2.3 Espace des variables

Chaque variable  $x_j$  est en fait une liste de n valeurs numériques, on la considérera comme un vecteur  $x_j$  d'un espace E à n dimensions appelé espace des variables.

Pour étudier la proximité des variables entre elles, il faut munir cet espace d'une métrique, c'est-à-dire trouver une matrice d'ordre n définie positive symétrique. Nous choisissons la matrice diagonale des poids D pour les raisons suivantes:

- Le produit scalaire de deux variables  $x^j$  et  $x^k$  qui vaut  $X^j D X^k = \sum p_i x_j^k x_i^j$  n'est autre que la covariance  $s_{jk}$ , si les deux variables sont centrées.

- La norme d'une variable  $\|x^j\|_D$  est alors  $\|x^j\|_D = \mathcal{S}_{jj}^2$ , en d'autres termes la "longueur" d'une variable est égale à son écart-type.

L'angle  $\theta_{jk}$  entre deux variables centrées est donné par:

$$\text{Cos} \theta_{jk} = \frac{\langle x^j; x^k \rangle}{\|x^j\| \|x^k\|} = \frac{s_{jk}}{s_j s_k} \quad (V.4)$$

Le cosinus de l'angle entre deux variables centrées n'est d'autre que leur coefficient de corrélation linéaire.



### V.3 Analyse en composantes principales (A.C.P.)

#### V.3.1 Définition

On l'appelle aussi l'analyse des axes principaux. On peut représenter une variable de coordonnée  $(x,y)$  sur un plan par un point. Pour trois variables et trois coordonnées  $(x,y,z)$ , on peut représenter graphiquement le point dans l'espace. Mais lorsqu'il s'agit des  $n$  individus à 12 coordonnées, ces  $n$  individus forment un nuage de points dans un espace à 12 dimensions bien difficile à présenter.

L'A.C.P permet de trouver un nouvel espace de dimension plus faible que pourra représenter le nuage de points en perdant le moins d'information possible. Elle est basée sur l'étude de la covariance ou de la corrélation entre variables, les résultats sont donnés sous forme de représentation graphique planes et d'indices permettant de les interpréter.

Il existe deux types de métrique, pour effectuer une A.C.P :

1. **La métrique canonique** : les résultats considérés entre variables sont mesurées par les covariances, et qu'on désigne A.C.P canonique, où  $M=I$ .
2. **La métrique normée**: On appelle aussi A.C.P canonique des variables réduites, les relations considérées entre variables sont mesurées par les coefficients de corrélation d'où  $M=D_{1/s}^2$ .

Ce type de métrique est utilisé lorsque les unités de variables étudiées sont hétérogènes, étant donné que la covariance est un paramètre qui dépend des unités choisies.

#### V.3.2 Calcul de l'A.C.P

Soient  $n$  points dans un espace à  $p$  dimensions, on doit chercher la droite  $R^p$  passant par  $g$  maximisant l'inertie du nuage projeté sur cette droite.

On appelle composantes principales  $Z^{(1)}, \dots, Z^{(p)}$  de la variable  $X=(x^{(1)}, \dots, x^{(2)})$ , le système de combinaisons linéaires orthonormales des variables initiales.

$$Z^j(\mathbf{x}) = C_{1j}X^{(1)} + \dots + C_{pj}X^{(p)}$$

$$\sum_{i=1}^p C_{ij}^2 = 1 \quad (j = 1, \dots, p) \quad (V.5)$$

$$\sum_{i=1}^p U_{ij}V_{ik} = 0 \quad (j, k = 1, \dots, p, j \neq k)$$

Les combinaisons linéaires sont choisies de la manière suivante. La première composante principale possède la plus grande variance parmi les combinaisons linéaires. Géométriquement, cela signifie que la première composante principale est orientée dans le sens du plus grand allongement de l'ellipsoïde de dispersion de l'échantillon étudié. La deuxième composante principale admet la plus grande variance parmi les combinaisons linéaires non corrélées à la première composante principale. C'est la projection sur la direction du plus grand allongement des observations de l'hyperplan perpendiculaire à la première composante principale. La troisième composante principale possède la plus grande dispersion parmi les combinaisons non corrélées, et ainsi de suite.

De façon plus formelle, cela signifie que l'ensemble des  $q$  premières composantes principales est optimale pour le critère:

$$I_q(Z(X)) = \frac{\sum_{j=1}^q V_Z^{(j)}}{\sum_{i=1}^p V_x^{(i)}} \quad (V.6)$$

Où:

$V_Z^{(j)}$  : Variance de la  $j$ -ième composante principale;

$V_x^{(i)}$  : Variance de variable  $x^{(i)}$

Le calcul des coefficients des composantes principales est basé sur le fait que les vecteurs  $C_1, C_2, \dots, C_q$ , sont les vecteurs propres de la matrice des covariances de l'échantillon étudié.

Lorsque les variables sont centrées réduites, c'est-à-dire de moyenne nulle et de variance unité; nous avons:

$$r_{ik} = \frac{1}{n} \sum y_{ij} y_{jk} \quad (V.7)$$

L'équation à résoudre pour  $c_k$  sera :

$$\sum_{i=1}^p c_i r_{ik} - \lambda c_k = 0 \quad (V.8)$$

( $\lambda$  : scalaire appelé multiplicateur de lagrange).

En notation matricielle :  $RL - \lambda L = 0$  où  $L = C_i$ ;

R: Matrice des coefficients de corrélation des variables.

L: Vecteur unitaire.

En éliminant L, cela conduit finalement à résoudre:  $|R - \lambda I| = 0$ .

I : Matrice unitaire;

$\lambda$  : Vecteur propre.

Les valeurs propres correspondantes sont égales aux variances des composantes principales. Si on range les vecteurs propres dans l'ordre de grandeur décroissante des valeurs propres  $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_p$ , la première composante principale sera associée le vecteur correspondant à la valeur propre  $\lambda_1$  et  $Vz^{(2)} = \lambda_2$ , et ainsi de suite.

Il existe en tout p vecteurs propres, donc p composantes principales  $Z^{(1)}, Z^{(2)}, \dots, Z^{(p)}$  qui peut s'écrire sous la forme :

$$Z_{nj} = \frac{1}{\sqrt{\lambda_j}} \sum_{i=1}^p C_{ij} Y_{nj} \quad (\text{V.9})$$

avec:

$Z_{nj}$  : J<sup>ème</sup> composante;

$\lambda_j$  : J<sup>ème</sup> valeur propre;

$C_j$  : Cosinus directeur( valeur propre );

$Y_{nj}$  : Observation centrée réduite.

Vu que la transformation C qui permet de passer des variables initiales aux composantes principales est orthogonale, nous avons la relation suivante:

$$\text{Tr}R = \sum_{i=1}^p V_x^{(i)} = \sum_{i=1}^p V_z^{(i)} = \sum_{i=1}^p \lambda_i \quad (\text{V.10})$$

### V.3.3 Qualité des résultats d'une A.C.P

L'analyse en composantes principales construit de nouvelles variables artificielles, et des représentations graphiques permettant de visualiser les relations entre variables, ainsi que l'existence éventuelle de groupes d'individus et de groupes de variables.

L'interprétation des résultats est une phase délicate qui doit se faire en respectant une démarche dont les éléments sont les suivants:

#### V.3.3.a Corrélation entre composantes et variables initiales

La méthode la plus usuelle pour donner une signification à une composante principale C, est de la relier aux variables initiales  $X_i^j$  en calculant les coefficients de corrélation linéaire  $r(c, x^j)$ , et en s'intéressant aux plus forts coefficients en valeur absolue.

Par exemple pour la métrique  $D_{1/5}^2$ , ce qui revient à travailler sur les données centrées réduites, donc à chercher des valeurs propres et vecteurs propres de  $R$ , le calcul de  $r(c, x^j)$  est particulièrement simple.

En effet, le coefficient de corrélation entre la variable  $x$  et la  $j$ -ième composante est donné par:

$$r(c, x^j) = \sqrt{\lambda_j} c_{j0} \quad (\text{V.11})$$

Ces calculs s'effectuent pour chaque composante principale, pour un couple de composantes  $C_1$  et  $C_2$  par exemple, on illustre les corrélations sur une figure appelée "Cercle de corrélation" où chaque variable  $x^j$  est repérée par un point d'abscisse  $r(c_1, x_j)$  et d'ordonnée  $r(c_2, x_j)$ , comme l'indique la figure (V.1).

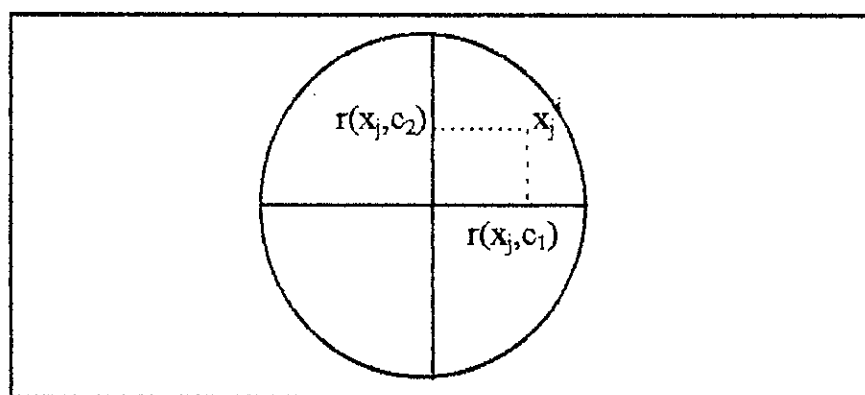


Figure V.1 Cercle de corrélation.

### V.3.3.b Mesure globale sur les plans principaux

Le critère habituellement utilisé pour savoir combien de facteurs à retenir est celui du pourcentage d'inertie total expliquée. On mesure la qualité de  $F_k$  par:

$$\frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_q}{I_q} = \frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_q}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p} = \frac{\sum_{i=1}^q \lambda_i}{\sum_{i=1}^p \lambda_i}$$

avec:

$F_k$ : Sous-espace de dimension  $k$ , engendré par  $k$  vecteurs propres associés aux  $k$  plus grandes valeurs propres.

## V.4 Analyse du phénomène sécheresse par l'A.C.P

L'A.C.P appliquée aux données pluviométriques annuelles et mensuelles, intervient dans l'analyse descriptive qui s'intéresse à la structuration des variables et la représentation graphique des résultats.

En considérant les deux périodes (humide et sèche), nous avons utilisé la métrique canonique pour représenter les individus, ce qui revient à tenir compte de toutes variations entre les variables soit à l'échelle temporelle ou spatiale.

### V.4.1 Résultat et Analyse de l'A.C.P sur les totaux annuels pluviométriques

L'étude s'est portée sur les données civiles (A.C) et hydrologiques (A.H) des six stations du littorales (variables), les individus étant trente trois (33) observations pour la période humide (1954-1986 pour les A.C et 1954/55-1986/87 pour les A.H), et neuf à dix observations pour la période sèche (1987-1996 pour A.C et 1987/88-1995/96 pour A.H) pour la période sèche.

Cette procédure permet de montrer s'il y a une variation dans la contribution de chaque variable, ainsi que la qualité de la représentation des variables sur le plan principal.

#### V.4.1.a Les données calendaires

Le traitement des données annuelles calendaires des deux périodes a donné les résultats suivants:

La matrice de corrélation entre variables est indiquée dans le tableau (V.1)

Tableau V.1 Coefficients de corrélation (A.C).

#### a- Période humide

	Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
Gha	1					
Ora	0.65	1				
Alg	0.34	0.55	1			
Ski	-0.02	0.34	0.46	1		
Ann	-0.01	0.28	0.48	0.75	1	
Elk	-0.19	0.04	0.25	0.46	0.38	1

#### b- période sèche

	Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
Gha	1					
Ora	0.73	1				
Alg	0.24	0.34	1			
Ski	0.29	0.28	0.54	1		
Ann	0.37	0.49	0.97	0.55	1	
Elk	0.22	0.18	0.80	0.37	0.76	1

La diagonalisation de ces matrices permet de déterminer les valeurs et les vecteurs propres, ainsi leurs inerties. Les résultats obtenus pour les deux périodes sont donnés dans le tableau (V.2).

Tableau V.2 Contribution à la variance totale (A.C).

	Période	Composantes (k)					
		1	2	3	4	5	6
Variances expliquées %	Humide	48.9	24.3	13.0	7.3	4.0	2.5
	Sèche	70.3	16.2	7.4	5.0	1.0	0.1
Cumuls	Humide	48.9	73.2	86.2	93.5	97.5	100
	Sèche	70.3	86.5	93.9	98.9	99.9	100

Ce tableau montre que la 1<sup>ère</sup> CP de la période humide explique moins de 50% de la variance totale, alors que celle de la période sèche représente plus de 70% de l'inertie initiale. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les variables en période sèche sont plus regroupées qu'en période humide.

Nous avons constaté que les deux premières CP de la période humide expriment seulement 73.2% de la variance totale, et 86.5% en période sèche. Donc, il est utile de prendre en considération la 3<sup>ème</sup> CP qui exprime environ 13% de la variance totale pendant la période humide.

Ainsi le pourcentage des 3 premières CP augmentent à 86.2 % et 93.9% respectivement pour la période humide et la période sèche, comme l'illustre la figure (V.2).

Les statistiques élémentaires des variables données dans le tableau (V.3) montrent clairement qu'il y a eu une chute du niveau pluviométrique dans la deuxième période (dernière décennie).

Tableau V.3 Paramètres statistiques des données A.C pour les deux périodes.

Stations		Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
$\bar{x}$ (mm)	P.humide	361.4	384.9	732.3	772.3	633.5	786.7
	P. sèche	336.8	336.1	544.5	727.1	623.6	684.1
$\sigma$ (mm)	P.humide	142.9	116.2	176.1	185.8	163.5	228.8
	P. sèche	55.7	72.9	179.8	151.1	105.0	141.4

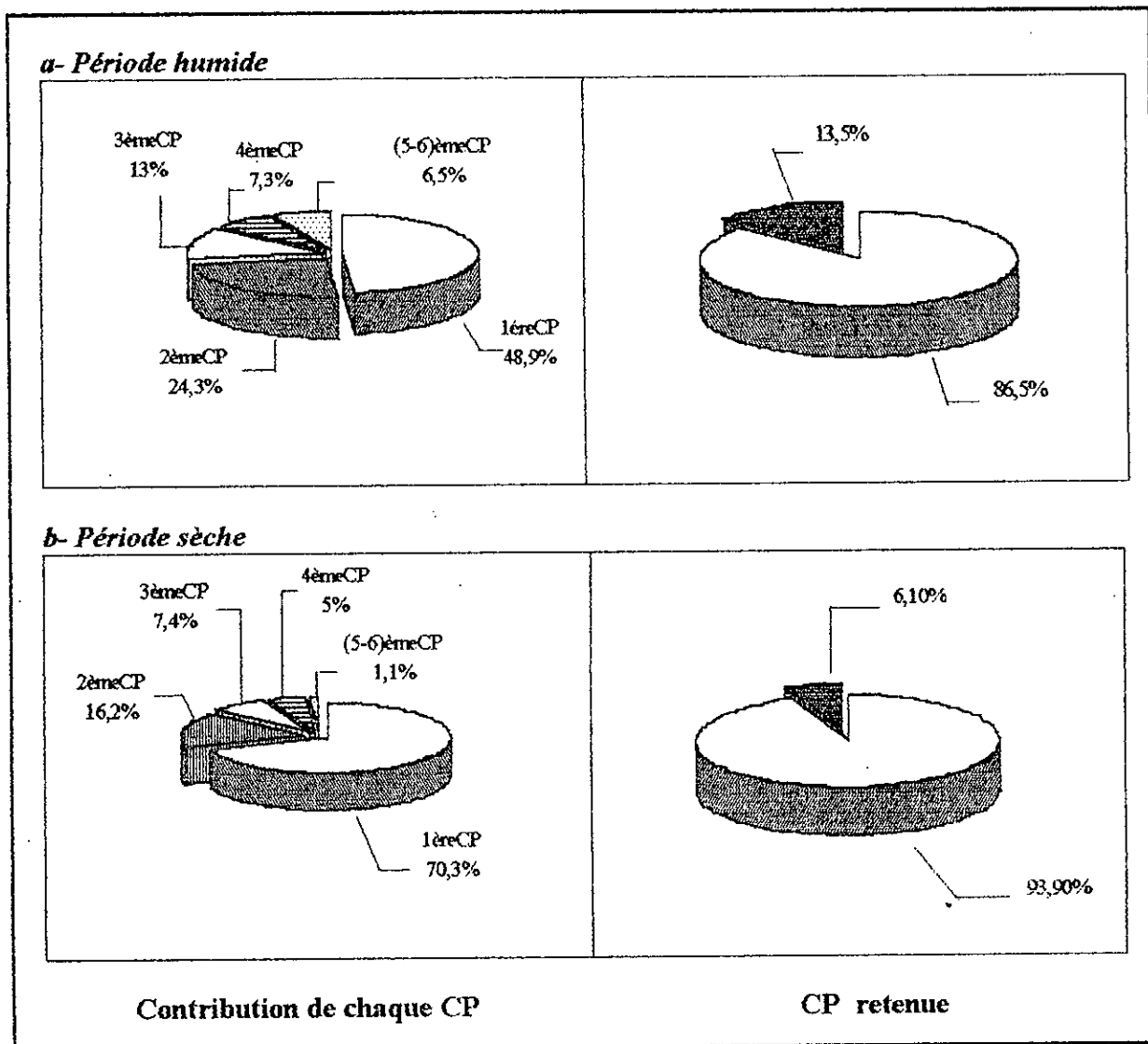


Figure V.2 Choix de nombre de CP des données A.C

**- Interprétation graphique**

En tenant compte des trois premières CP, nous avons tracé les cercles de corrélation, une fois avec les deux premières composantes, et une deuxième fois la première et la troisième composante.

Les graphes de la figure (V.3.a) indiquent que seulement les séries de Skikda et Annaba qui sont corrélées entre elles, et mieux expliquées par le premier axe en période humide. Toutes les stations s'approchent du premier axe, excepté la station de Skikda qui se trouve un peu loin des autres.

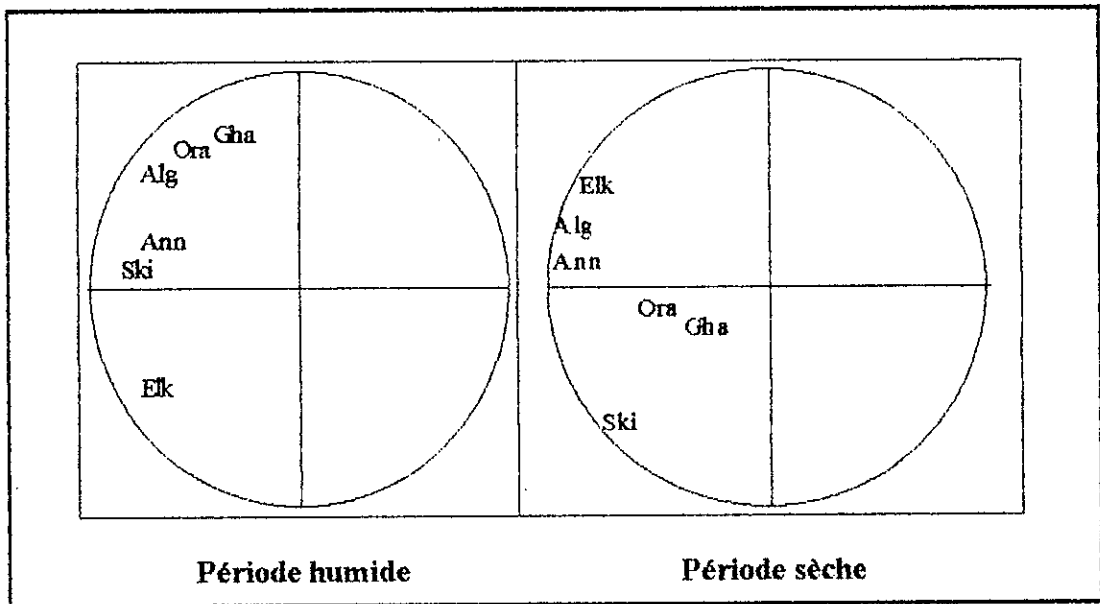


Figure V.3.a Cercles de corrélation entre le 1<sup>er</sup> et le 2<sup>ème</sup> axes (A.C).

En période humide, la station d'Alger est mieux corrélée avec celles de l'Ouest, et elle se trouve entre les stations d'Annaba et d'El Kala pendant la période sèche. Cela signifie que Alger est une région plus ou moins pluvieuse; Ce que l'on vérifie en se rapportant aux tableaux des matrices de corrélation. Les stations de Ghazaouet et Oran ont connu une anomalie pluviométrique dans cette dernière décennie dont leurs écarts types s'approchent de zéro.

La distribution des variables sur le cercle de corrélation (axe1 - axe3) diffère un peu de celle enregistrée entre les axes 1 et 2 (voir la figure V.3.b).

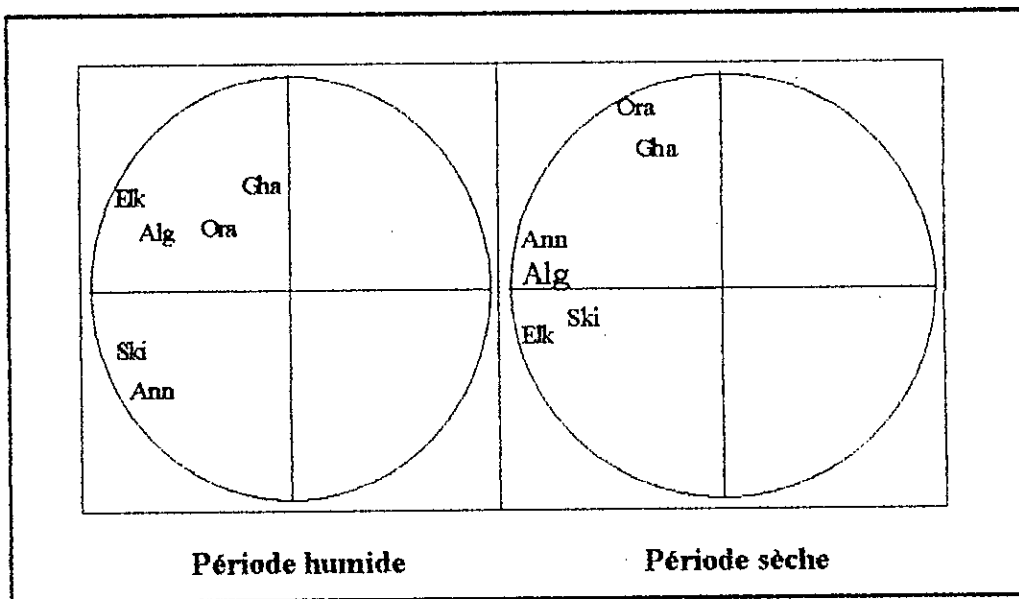


Figure V.3.b Cercles de corrélation entre le 1<sup>er</sup> et le 3<sup>ème</sup> axes (A.C).



Les variables sont dispersées pendant la période humide qu'en période sèche, où les stations de l'Est et Centre(Alger) sont regroupées au niveau de l'axe 1. Généralement, les régions de l'Ouest sont loins des autres variables, et elles sont mieux corrélées avec l'Axe 3.

#### V.4.1.b Les données hydrologiques

De la même manière que les données annuelles calendaires, nous avons déterminé les matrices de corrélation entre les variables pour les deux périodes (tableau V.4).

Tableau V.4 Coefficients de corrélation (A.H)

##### a- Période humide

	Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
Gha	1					
Ora	0.59	1				
Alg	0.29	0.38	1			
Ski	-0.08	-0.02	0.24	1		
Ann	-0.06	-0.15	0.27	0.72	1	
Elk	-0.12	-0.12	0.01	0.44	0.40	1

##### b- Période sèche

	Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
Gha	1					
Ora	-0.15	1				
Alg	-0.16	0.21	1			
Ski	0.05	0.30	0.18	1		
Ann	-0.24	0.44	0.67	0.48	1	
Elk	0.07	0.08	0.70	-0.06	0.60	1

Nous avons constaté que le coefficient de corrélation maximum est observé en période humide entre les stations de Skikda et d'Annaba (0.72), et entre Alger et El Kala (0.70) en période sèche. Aussi les deux stations de l'Ouest sont moins corrélées pendant cette dernière période.

Le tableau (V.5) fait ressortir la variation apparente des pluies entre les deux périodes (humide et sèche).

Tableau V.5 Paramètres statistiques des données A.H pour les deux périodes.

Stations		Gha	Ora	Alg	Ski	Ann	Elk
		Paramètres					
$\bar{x}$ (mm)	P.humide	354.4	376.6	725.5	776.9	635.6	785.6
	P.sèche	340.1	340.6	535.6	688.1	608.7	663.8
$\sigma$ (mm)	P.humide	127.4	89.8	171.6	179.5	157.7	201.9
	P.sèche	61.5	69.5	125.5	105.9	110.4	144.9

La première CP exprime environ 57% de la variance totale dans la période sèche, et elle est supérieure à celle observée dans la période humide (environ 45%). Par Contre, la 2<sup>ème</sup> CP est mieux expliquée en période humide (24.3%) qu'en période sèche (21.7%). Aussi, nous ne pouvons pas négliger la 3<sup>ème</sup> CP; d'où nous avons opté à prendre en considération les trois (03) premières CP qui expriment respectivement 83.3% et 86.7% en périodes humide et sèche comme l'illustre la figure (V.4).

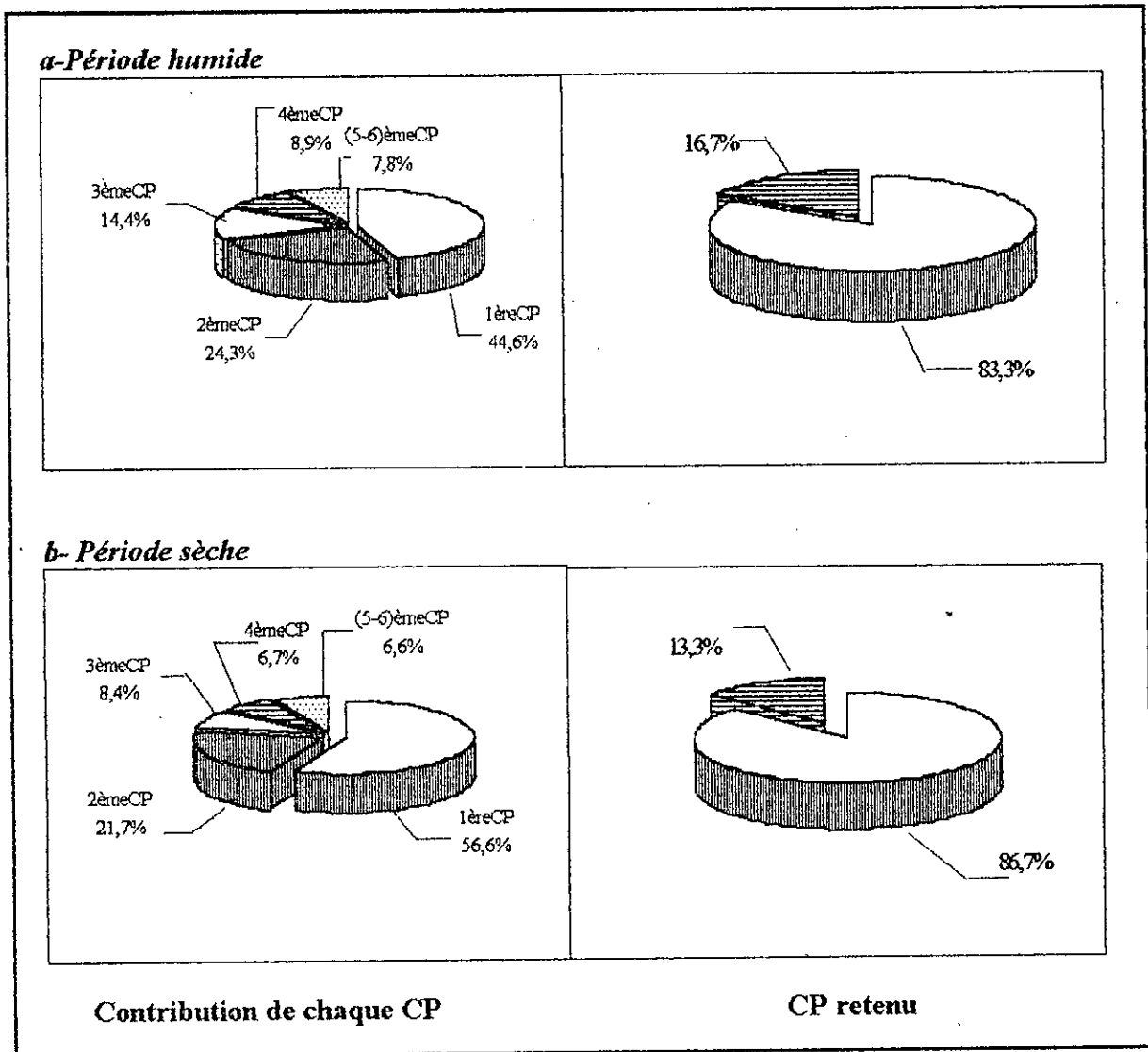


Figure V.4 Choix de nombre de CP des données A.H.

## - Interprétation graphique

La figure (V.5.a) représente la projection des variables sur les cercles de corrélation entre les axes principaux (axe1-axe2) pour les deux périodes.

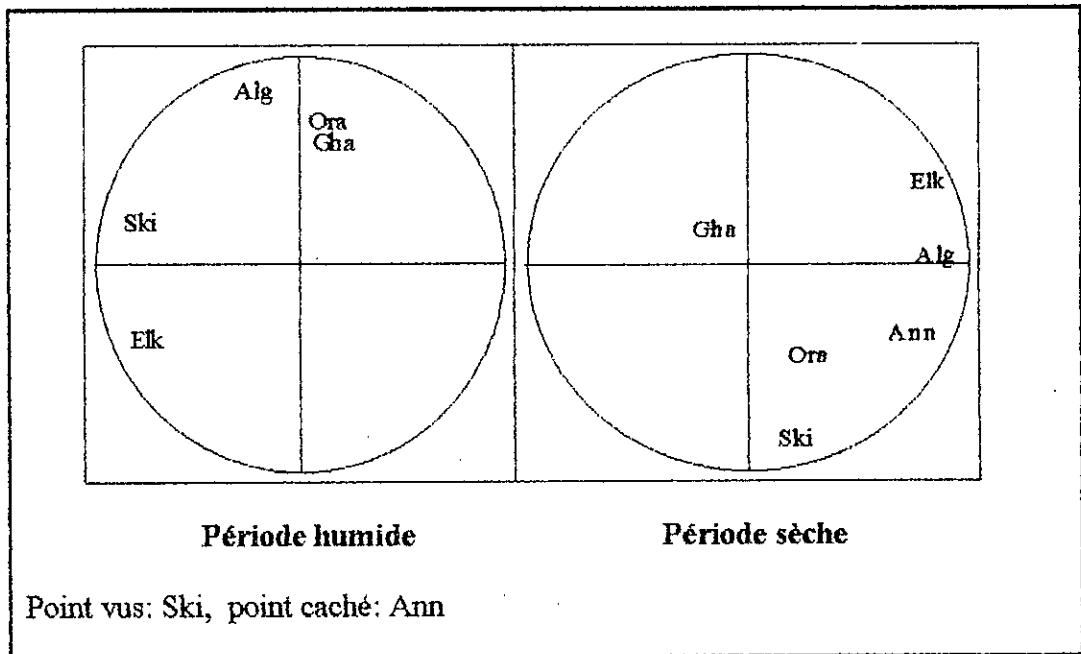


Figure V.5.a Cercles de corrélation entre le 1<sup>er</sup> et le 2<sup>ème</sup> axes.(A.H).

En période humide, Ghazaouet et Oran sont fortement corrélées entre elles, ainsi que la station de Skikda avec celle d'Annaba. Contrairement à la période sèche où toutes les stations sont dispersées, ce qui explique que pendant cette dernière décennie les caractéristiques pluviométriques ont changé d'une région à l'autre.

L'axe 2 oppose les deux stations Ghazaouet et Oran des autres régions dans le premier cas (P.humide) et seule Ghazaouet dans le deuxième cas (P.sèche).

La station de Ghazaouet dont l'écart-type s'approche de zéro pendant la période sèche est plus sèche par rapport à Oran, et aussi bien par rapport aux autres stations du littoral. Nous avons remarqué que la station d'El Kala (qui est mieux expliquée par le premier axe que l'axe 2) se trouve toujours loin des autres régions et elle a un écart type presque égal à l'unité.

En rapportant les variables sur les axes de la 1<sup>ère</sup> CP et la 3<sup>ème</sup> CP (figure V.5.b), nous avons constaté que leurs positions (relativement au premier choix d'axes) ont plus ou moins changé entre les deux périodes.

La station d'Oran s'éloigne plus de la station de Ghazaouet, alors que la station d'Alger s'approche plus de celle d'Annaba. Ces dernières ainsi qu'El Kala sont les mieux expliquées par le premier axe.

Nous pouvons dire que le troisième axe n'a pas apporté de nouveaux renseignements sur l'évolution pluviométrique dans les régions d'études par rapport au premier cas.

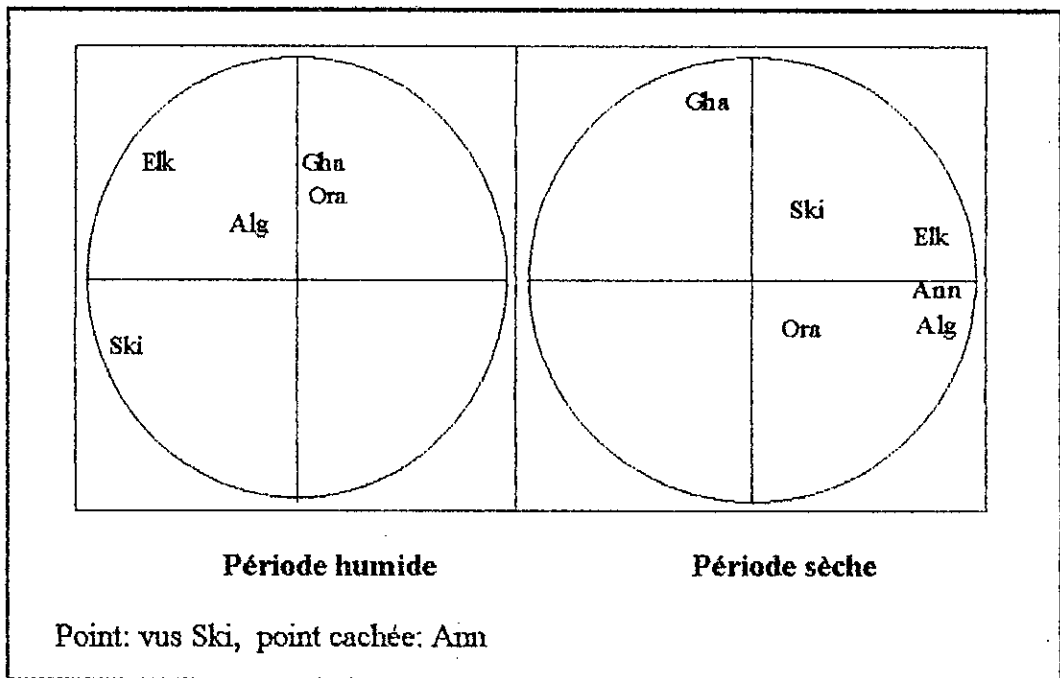


Figure V.5.b Cercles de corrélation entre le 1<sup>er</sup> et le 3<sup>ème</sup> axes (A.H).

### Conclusion

Les données hydrologiques illustrent clairement les changements climatiques entre les stations d'étude par rapport aux données annuelles. Elles distinguent entre les régimes pluviométriques des régions Ouest et les régions Centre et Est.

### V.4.2 Résultat et analyse de l'A.C.P sur les totaux mensuels

L'analyse des résultats à l'échelle mensuelle peut visualiser de près les variations climatiques d'un mois à l'autre, étant donné que les totaux pluviométriques annuels varient dans les limites très larges.

Ainsi, en tenant compte de la variation temporelle et spatiale des pluies à l'échelle intermensuelle, nous essayerons de définir s'il y a une nouvelle répartition des pluies mensuelles entre les périodes humide et sèche.

Les caractéristiques statistiques des précipitations intermensuelles font l'objet du tableau (V.6).

La contribution de chaque CP est illustrée dans la figure (C.3) de l'annexe C. En examinant ces graphes, nous avons constaté que les premières CP de la période sèche ont des pourcentages plus importants par rapport aux premières CP de la période humide.

Tableau V.6 Paramètres statistiques des données mensuelles pour les deux périodes.

Stations		Paramètres	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Jan.	Fév.	Mars	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août
Gha	$\bar{X}$	P.humide	10.0	36.7	33.1	68.9	37.3	40.4	43.2	46.6	26.7	8.2	1.9	1.5
		P. sèche	20.5	23.1	44.3	22.4	43.5	52.5	55.0	31.7	35.8	8.7	1.0	1.7
	$\sigma$	P.humide	24.4	53.6	29.3	56.0	27.0	33.8	41.2	46.6	36.6	13.3	6.5	3.2
		P. sèche	21.4	16.4	30.1	10.7	48.1'	31.9	36.9	26.0	33.4	9.7	1.1	2.4
Ora	$\bar{X}$	P.humide	11.0	37.2	44.6	64.7	47.2	48.8	41.7	40.2	25.8	9.2	1.6	1.6
		P. sèche	13.6	24.9	47.2	32.9	49.2	46.4	58.8	37.3	21.7	6.2	1.1	1.4
	$\sigma$	P.humide	11.8	39.4	35.6	46.6	31.7	38.4	31.3	35.4	32.1	9.9	5.1	3.1
		P. sèche	8.4	16.7	29.0	36.0	40.9	29.6	36.7	35.7	24.0	7.4	1.0	1.9
Alg	$\bar{X}$	P.humide	34.1	91.0	108.0	115.3	85.4	87.8	73.1	67.5	35.7	18.3	3.5	5.6
		P. sèche	29.2	43.2	70.8	74.5	73.8	67.5	51.5	73.5	27.6	15.6	4.7	7.0
	$\sigma$	P.humide	40.8	73.7	69.1	70.0	44.4	67.1	48.4	44.8	36.4	19.3	8.2	9.4
		P. sèche	20.4	25.7	33.0	47.4	48.7	64.8	32.0	46.8	20.1	14.3	7.2	14.9
Ski	$\bar{X}$	P.humide	37.6	96.8	110.8	122.4	113.7	97.5	76.0	64.7	32.9	13.9	2.5	8.2
		P. sèche	39.3	57.8	71.8	145.3	92.2	71.5	67.4	85.6	15.1	15.1	2.1	9.1
	$\sigma$	P.humide	35.9	82.3	66.6	73.1	52.5	69.8	38.0	41.1	22.3	12.1	3.9	11.7
		P. sèche	28.4	36.5	40.7	91.7	41.2	52.8	37.2	49.4	10.4	10.4	2.4	12.3
Ann	$\bar{X}$	P.humide	33.2	80.1	85.8	91.1	92.7	75.5	66.9	53.9	31.8	30.3	2.5	7.8
		P. sèche	29.6	44.3	69.4	110.4	91.9	73.0	58.5	64.9	42.8	17.3	2.6	4
	$\sigma$	P.humide	28.5	67.5	60.7	52.7	47.9	49.4	41.3	36.2	19.2	91.4	4.5	10.2
		P. sèche	23.4	23.0	35.6	57.0	43.4	55.3	25.5	35.3	25.2	8.5	3.6	3.0
Elk	$\bar{X}$	P.humide	43.1	103.8	125.0	155.6	116.4	88.1	82.3	61.2	29.5	12.1	2.0	6.6
		P. sèche	44.9	83.4	103.0	106.1	83.5	72.6	52.1	62.2	24.1	15.3	2.1	3.4
	$\sigma$	P.humide	46.8	76.5	74.2	68.5	68.4	63.7	49.9	45.7	22.3	16.9	4.5	13.2
		P. sèche	39.0	45.6	47.6	61.0	37.0	42.4	26.3	31.0	19.0	14.5	4.3	3.7

A partir des calculs des matrices de covariance de chaque mois, nous avons analysé les graphes de la figure (V.6).

La première CP est comprise entre 40 et 85%, le maximum a été atteint au mois de juin de la période humide et le mois de février de la période sèche. Les autres mois ont des variances presque homogènes entre elles.

Les variances expliquées de la 2<sup>ème</sup> CP ne dépassent pas 40% de la variance totale dans chaque mois. Les mois de la saison estivale qui sont mieux expliqués par la deuxième CP.

En ce qui concerne la 3<sup>ème</sup> CP, le pourcentage maximum a été expliqué par les mois de mars et de mai (>15%). Pour les autres mois des saisons d'automne et d'hiver, la distribution de pourcentage est homogène.

### - Interprétation graphique

La figure (C.1) de l'annexe (C) représente les cercles de corrélation entre l'axe 1 et l'axe 2 des données mensuelles.

Les résultats obtenus indiquent que le climat des trois premiers mois de l'année hydrologiques (saison d'automne) est moins humide pendant cette dernière décennie relativement à la période humide pour toutes les stations, excepté la station de Ghazaouet qui est plus sèche (son écart type s'approche de zéro surtout au mois de septembre).

Par ailleurs, les stations d'El Kala et d'Annaba sont mieux corrélées entre elles et avec l'axe 1, et elles ont un écart type presque unitaire. Cela signifie que ces régions sont les plus humides pendant cette période sèche.

Au mois de décembre (des deux périodes), les stations sont plus dispersées, contrairement aux autres mois de l'hiver où les régions sont plus regroupées. Notons que la station de Ghazaouet est sèche au mois de décembre de la période sèche, ainsi l'axe 2 du cercle de corrélation de ce mois oppose cette station ainsi que celle d'Oran des autres stations.

Pratiquement toutes les stations de l'Est sont mieux expliquées par le 1<sup>er</sup> axe, et corrélées entre elles surtout pendant la période humide qu'en période sèche.

La station d'Alger se trouve généralement entre les régions de l'Est et celles de l'Ouest.

Le printemps est humide pour toutes les stations sans exception, surtout au mois de mars et Avril pour les deux périodes.

La diminution pluviométrique a été remarquée à El Kala au mois de mai de la période humide et à skikda pendant la période sèche, et leurs écarts-types s'approchent de zéro.

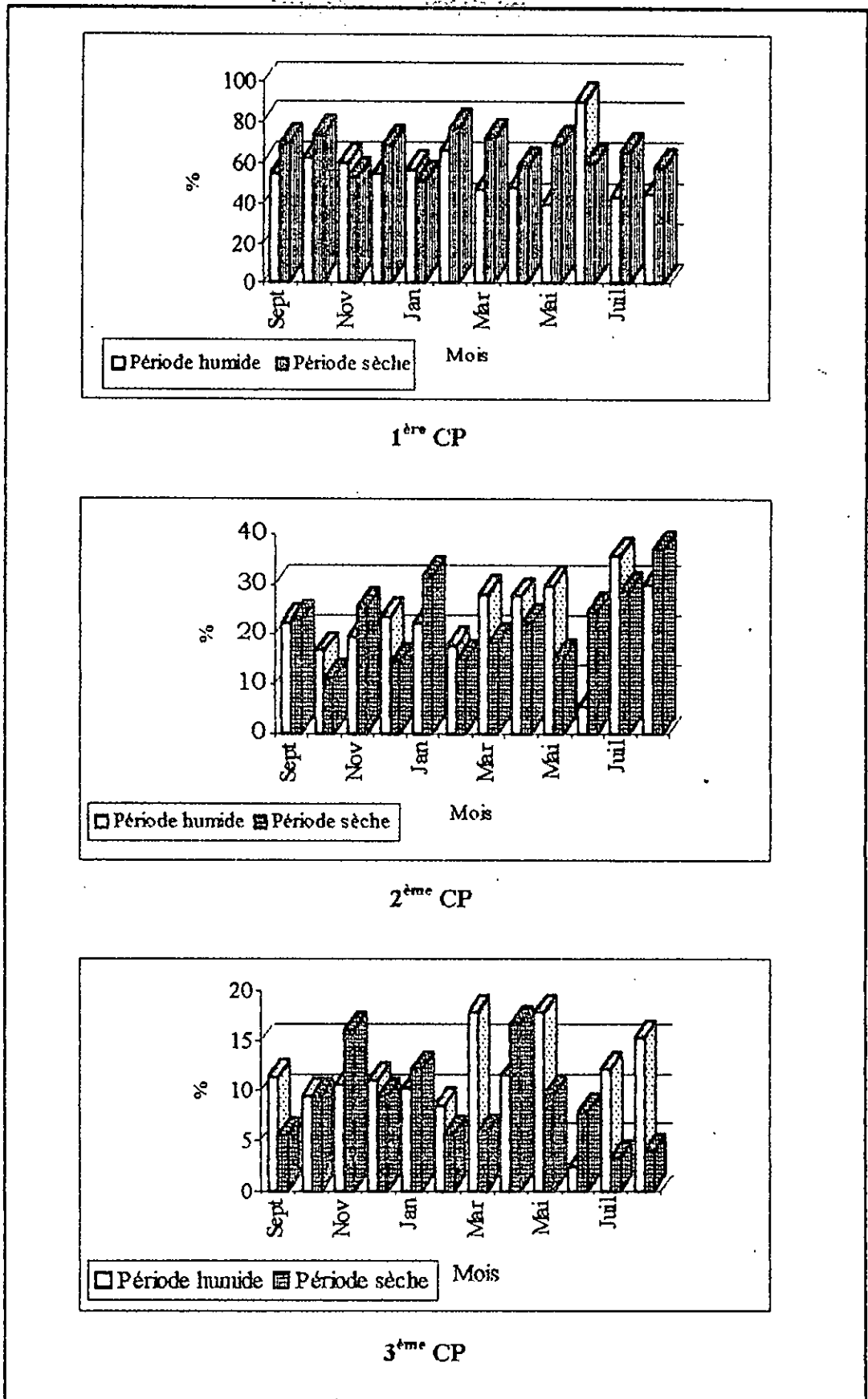


Figure V.6 Variation des variances expliquées pour les trois premières CP.

La saison estivale montre que les stations de l'Ouest se rapprochent un peu de celles du Centre et de l'Est pendant cette deuxième période.

L'axe 2 du cercle de corrélation du mois de juin oppose les stations El Kala-Ghazaouet des autres stations, pendant la période humide, ce qui explique que ces deux régions ont le même régime pluviométrique pendant ce mois.

En ce qui concerne les cercles de corrélation entre l'axe 1 et l'axe 3 de la figure (C.2), nous avons remarqué ce qui suit:

En période humide, généralement la station d'Oran est mieux expliquée par l'axe 3. Au mois d'octobre, elle a un écart-type presque nulle, ce qui signifie qu'elle est sèche en ce mois.

Pendant les deux périodes, la saison du printemps est humide pour toutes les régions, excepté les mois d'avril et de mai (des périodes humide et sèche) qui sont secs pour Ghazaouet et Oran (leurs écarts-types sont presque nulles).

Toutes les stations sont dispersées pendant les mois de la saison d'été. Le mois de juillet (des deux périodes) est plus ou moins humide pour les régions de l'Ouest. Les régions (Annaba, Alger, et El Kala) sont les plus humides pendant cette saison dans les deux cas.

Par ailleurs, El Kala a connu une baisse du niveau pluviométrique pendant les mois de juin et d'août de la période humide. Contrairement à la région de Skikda qui est pluvieuse pendant le mois de juin de cette décennie par rapport à la première période où son écart-type est presque nulle.

## Conclusion

L'analyse en composantes principales des données mensuelles a montré que la plus part du temps, les stations d'El Kala et d'Alger sont les mieux corrélées avec le premier axe.

Presque toutes les stations ont un printemps humide par rapport à la saison d'automne, surtout pendant la première période, sauf quelques exceptions pour les stations de l'Ouest.

## Remarque:

Les résultats de l'A.C.P ont été obtenus par l'utilisation de logiciel STAT-ITCF (Gouet 1984).



## Conclusion

L'analyse en composante principale (A.C.P) ne se limite pas à l'analyse de la variabilité des paramètres statistiques simples, mais aussi illustre la distribution du régime pluviométrique par le graphisme.

Généralement, la première C.P donne plus d'information sur la répartition des précipitations, la deuxième engendre la variabilité spatiale puisqu'elle oppose généralement l'Est de l'Ouest. Par contre, la troisième CP ne donne pas une grande signification physique du phénomène étudié.

A l'échelle annuelle, la distribution des pluies est irrégulière et l'analyse de cette répartition ne révèle aucune structure stable dans l'espace ou le temps.

Au pas de temps mensuel, nous avons constaté la diminution des pluies au mois de juin, et que les mois de la saison printemps sont humides par rapport aux mois de l'automne pour toutes les stations.

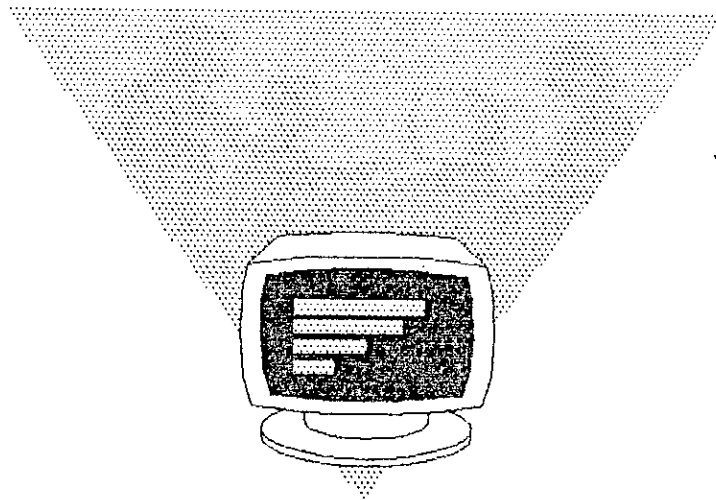
La diminution des pluies entre les deux périodes est plus importante durant les mois d'octobre et de décembre dans presque toutes les stations (surtout au Centre et l'Ouest).

Entre les deux périodes, le changement du climat est mieux ressenti pendant les saisons d'automne et d'hiver que les saisons du printemps et d'été.

Cependant, nous avons remarqué que la région de Ghazaouet est la plus affectée par la sécheresse dans la dernière décennie, qui tend vers le centre. La région d'El kala est la plus humide.

# CHAPITRE 09

## *Etude de la sécheresse par la simulation*



# Etude de la sécheresse par la simulation

## VI.1 Introduction

La simulation est un puissant outil de manipulation des modèles probabilistes à toutes les étapes de recherche.

Dans le domaine climatologique, cette technique permet de générer des séries climatologiques ayant des propriétés statistiques semblables aux séries observées.

En considérant la période humide (1954-1986) comme série de référence, nous simulons de grandes séries aux pas de temps annuel, mensuel et maximum journalier.

Par ailleurs, à partir de l'analyse et l'interprétation statistique des séries générées, nous essayerons de dégager les hypothèses du comportement de la sécheresse sur les trois régions (Oran, Alger et Annaba), ainsi compléter ou contredire les résultats obtenus dans les chapitres précédents.

## VI.2 Aspect de la simulation

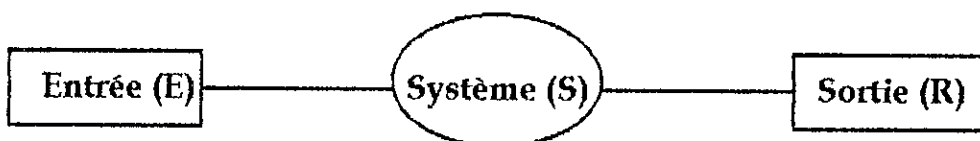
### VI.2.1 Définition

Les techniques de simulation ont pour objectif d'obtenir des séries synthétiques de précipitation, « valeurs de sorties », qui auront en commun, avec des séries historiques enregistrées « valeurs d'entrées », un ensemble de paramètres statistiques (moyenne, variance, coefficient de corrélation, etc.).

La simulation revêt deux aspects:

- Trouver un modèle probabiliste rendant compte de la série étudiée;
- Faire un tirage aléatoire de nombre suivant une loi donnée pour obtenir les valeurs pseudo-aléatoires.

Le système simplifié représentatif des modèles de simulation est donné comme suit:



avec:

E: Sollicitations auxquelles le système est soumis;

S: Image de système;

R: Equivalent à la réponse du système.

### VI.2.2 Modèles de génération

Une grande partie des méthodes statistiques de simulation actuellement utilisées ont été élaborées à une époque où les calculs ont été longs et coûteux.

Parmi les méthodes statistiques fondées sur la puissance de calcul des ordinateurs, on peut citer la méthode de canif suisse « Jack nife » qui a été inventée en 1949 par Maurice Quenouille et mise au point dans les années 1950 par Turkey.

Depuis les premiers travaux de Thomas et Fiering (1962), plusieurs auteurs ont élaboré un nombre assez important de modèles stochastiques de simulation dans leur aspect univarié ou multivarié.

Ces travaux peuvent être classés en cinq types fondamentaux selon le processus générateur et les hypothèses de base.

- Modèles de régression linéaire à variables multiples: Modèle HEC-4 du corps des ingénieurs des Etats-Unis, 1971.
- Modèles autoregressifs: Fiering (1964 et 1967), Matalas (1967), Fiering et Jackson (1971), Matalas et Wallis (1976).
- Modèles de bruit fractionné (fractional-noise): Mandelbrot et Wallis (1969), Matalas et Wallis (1971), Srikanthan et Mc Mahon (1978).
- Modèle de ligne segmenté (broken line): Mejia (1971), Garcia et al (1972), Rodriguez-Itrube et al (1972), Mandelbrot (1972), Mejia et al (1972), Mandelbrot (1972), Mejia et al (1972), Mandelbrot (1972), Mejia et al (1972 et 1974).
- Modèle ARIMA: Box et Jenkins(1970), Carlson et al (1970), O'Connell (1971), McLeod et al (1977), etc.

En guise de complément à ces travaux, Valencia et Schaake (1972) ont proposé un modèle de désagrégation dont le but est d'obtenir des séries avec un intervalle de temps plus petit tout en respectant les propriétés statistiques dans tous les niveaux d'agrégation. Plus tard, Tao et Delleur (1976) et Sen (1980) feront des recherches dans cette direction.

• Modèle de bootstrap (B. Efron 1977): Cette méthode de simulation très simple à décrire et si dépendante de l'ordinateur qu'elle eût été inapplicable il y a 30 ans.

• Modèles GESTOP (N. Dechemi 1997): Ce dernier modèle est élaboré pour simuler tous les types de variables à l'infini, en utilisant l'analyse en composantes principales.

### VI.3 Méthode de Canif suisse « Jack nife »

#### VI.3.1 Définition

C'est un outil statistique qui permet d'engendrer des séries de données artificielles à partir des données d'origine.

Elle consiste à ôter des données historiques, une seule observation à la fois, (Diaconis 1984), c'est-à-dire:

Soit l'échantillon  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , on enlève l'observation  $x_n$  pour obtenir une série de  $(n-1)$  valeurs, qui constitue le premier échantillon  $x_1, x_2, \dots, x_{n-1}$ .

En deuxième étape, on enlève la valeur  $x_{n-1}$ , en remettant en même temps la valeur  $x_n$ , ainsi de suite, jusqu'à obtention du  $n^{\text{ème}}$  échantillon constitué des données:

$x_2, x_3, \dots, x_n$ . A la fin, on aura  $n$  échantillons tronqués de  $(n-1)$  valeurs, qui forment une population de  $n \times (n-1)$  observations.

#### VI.3.2 Estimateur Jack nife

L'estimation consiste à donner des valeurs approchées aux paramètres d'une population ( $m, \sigma, \dots$ , etc.) à l'aide d'un échantillon de  $n$  observations issues de cette population (Saporta 1990).

Les variables aléatoires  $\bar{x}, s^2, f$  (fréquence empirique) sont appelées alors estimateurs de  $m, \sigma^2, p$  respectivement.

Soit  $T$ , un estimateur calculé sur un échantillon de taille  $n$ . On note  $T_{-1}$  l'estimateur calculé sur un échantillon de Canif suisse obtenu, et on appelle pseudo-valeur  $T_i^*$ :

$$T_i^* = nT - (n-1)T_{-1} \quad (\text{VI.1})$$

L'estimateur jack nife est alors la moyenne des pseudo-valeurs:

$$T_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i^* \quad (\text{VI.2})$$

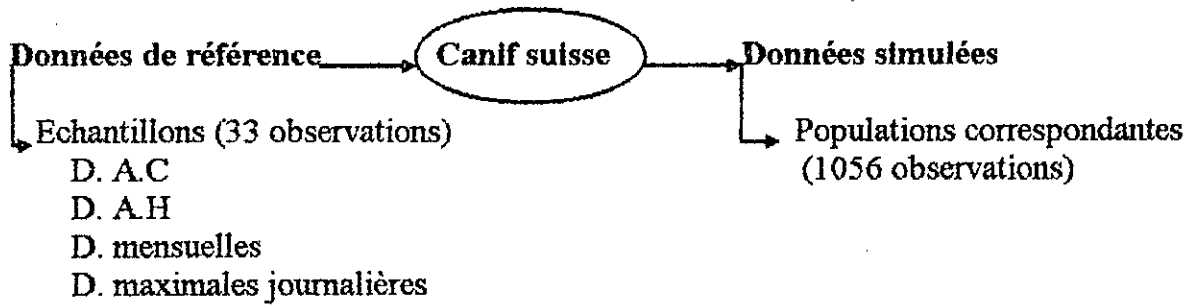
La variance de l'estimateur Jack nife est alors donnée par:

$$S_j^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(T_i^* - T_j)^2}{(n-1)} \tag{VI.3}$$

### VI.3.3 Application du modèle Canif suisse

#### VI.3.3.1 Processus d'application

A partir de l'échantillon initial de trente-trois (33) observations, nous avons déterminé trente-trois (33) échantillons Jack nife de trente-deux (32) observations chacun, et qui forment une population simulée selon le schéma suivant:



A l'aide de la programmation numérique, nous avons déterminé les populations Jack nife.

Les paramètres calculés sur l'échantillon historique fournissent des estimations des paramètres inconnus de la population; Ces estimations varient d'un échantillon à un autre. Il est nécessaire de déterminer les limites entre lesquelles les paramètres cherchés ont une probabilité P d'être compris.

Dans ces conditions, on doit vérifier si la moyenne estimée (m) de la population a 95% d'être compris entre l'intervalle de confiance.

$$\bar{X} \pm U_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \tag{VI.4}$$

Et l'écart-type entre

$$S \pm U_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{2n}} \tag{VI.5}$$

où:

- $\bar{x}, s$  : Sont respectivement la moyenne et l'écart de l'échantillon;
- $\frac{S}{\sqrt{n}}$  : Erreur type des paramètres calculés.

## VI.3.3.2 Résultats et analyse

Les paramètres statistiques estimés pour la population résultante de Jack nife sont donnés au tableau (VI.1). Nous avons remarqué que ces paramètres sont égaux avec les paramètres de la série historique.

Afin de vérifier si les échantillons tronqués de Jack nife appartiennent à la même population que la série observée, la figure (D.1) de l'annexe (D) illustre que les valeurs moyennes des séries simulées à l'échelle annuelle sont incluses dans l'intervalle de confiance calculé à partir des séries historiques des stations choisies.

Tableau VI.1 Paramètres statistiques des données annuelles simulées par Canif suisse.

	Stations	Séries historiques		Séries simulées	
		$\bar{x}$	s	m	$\sigma$
Données annuelles calendaires	Oran	384.9	116.2	384.9	116.2
	Alger	732.3	176.1	732.3	176.1
	Annaba	633.5	163.5	633.5	163.5
Données annuelles hydrologiques	Oran	376.7	89.8	376.7	89.8
	ALger	725.5	171.6	725.5	171.6
	Annaba	635.6	157.7	635.6	157.7

D'après les résultats du tableau (VI.2), nous avons constaté que les caractéristiques des données intermensuelles simulées sont aussi égales aux observations historiques pour toutes les stations.

Tableau VI.2 Paramètres statistiques des données mensuelles simulées par canif suisse.

Stat.	Séries		Sept	Oct	Nov	Déc	Jan	Fev	Mar	Avr	Mai	Juin	Juil	Août
Ora	histo	$\bar{x}$	11.0	37.2	44.6	67.7	47.2	48.8	41.7	40.2	25.8	6.2	1.6	1.6
		$\sigma$	11.8	39.4	35.6	51.1	31.7	38.4	31.3	35.4	32.1	9.9	5.1	3.1
	simu	$\bar{x}$	11	37.2	44.6	67.7	47.2	48.8	41.7	40.2	25.8	6.2	1.6	1.6
		$\sigma$	11.8	39.4	35.6	51.1	31.7	38.4	31.3	35.4	32.1	9.9	5.1	3.1
Alg	hist.	$\bar{x}$	34.1	91.0	108.	115.	85.4	87.8	73.1	67.5	35.7	18.3	3.5	5.6
		$\sigma$	40.8	73.7	69.1	70.0	44.4	67.0	48.4	44.8	36.4	19.3	8.2	9.4
	simu	$\bar{x}$	34.1	91.0	108.	115.	85.4	87.8	73.1	67.5	35.7	18.3	3.5	5.6
		$\sigma$	40.8	73.7	69.1	70.0	44.4	67.0	48.4	44.8	36.4	19.3	8.2	9.4
Ann	hist.	$\bar{x}$	33.2	80.1	85.8	91.1	92.7	75.5	66.9	53.9	31.8	15.1	2.5	7.1
		$\sigma$	28.5	67.5	60.7	52.7	47.9	49.4	41.3	36.2	19.2	14.5	4.5	10.0
	simu	$\bar{x}$	33.2	80.1	85.8	91.1	92.7	75.5	66.9	53.9	31.8	15.1	2.5	7.1
		$\sigma$	28.5	67.5	60.7	52.7	47.9	49.4	41.3	36.2	19.2	14.5	4.5	10.0

La figure (D.2) de l'annexe (D) montre la répartition uniforme des valeurs moyennes intermensuelles dans l'intervalle de confiance.

Pour ce qui concerne les caractéristiques des données maximales journalières résultantes de la simulation, elles sont représentées dans le tableau (VI.3).

**Tableau VI.3** Paramètres statistiques des données maximales journalières simulées par canif suisse.

Paramètres Stations	Séries historiques		Séries simulées	
	$\bar{x}$	s	m	$\sigma$
Oran	41.2	20.6	41.2	20.6
Alger	67.9	27.9	67.9	27.9
Annaba	49.8	24.4	49.8	24.4

Aucune variation n'est observée entre les valeurs historiques et simulées. Ainsi les moyennes simulées sont incluses entre les courbes de l'intervalle de confiance de la série historique ( voir la figure D.3 de l'annexe D).

## VI.4 Modèle Bootstrap

### VI.4.1 Introduction

Le nom de cette méthode de simulation « bootstrap », qui signifie tirant de bottes « hasard », indique qu'à partir d'un seul échantillon dont on dispose, permet d'en créer d'autre (Diaconis 1984).

#### - 1<sup>ère</sup> Définition (Diaconis 1984)

Pour obtenir ces nouveaux échantillons, on commence par recopier un très grand nombre de fois ( $n_1$  fois) de chaque observation constituée l'échantillon de taille  $n$ .

Après le mélange, on aura un nouvel échantillon de  $n_1 \times n$  observations. On tire au hasard parmi ceux-ci des échantillons de  $n$  observations, On peut tirer le maximum d'échantillons; Ces échantillons sont dit « simulés ».

#### - 2<sup>ème</sup> Définition (Saporta 1990)

La deuxième technique consiste à générer à partir d'un échantillon original un grand nombre d'échantillons par un tirage aléatoire avec remise.



## VI.4.2 Modélisation mathématique de la méthode

### VI.4.2.1 Fonction de répartition

Désignons par  $F_n^*(x)$  la proportion des valeurs  $x_1, x_2, \dots, x_n$  qui sont inférieures à  $x$ .  $F_n^*(x)$  est donc une variable aléatoire pour tout  $x$  qui définit ainsi une fonction aléatoire appelée fonction de répartition empirique de l'échantillon, dont les réalisations sont des fonctions en escalier de sauts égaux à  $1/n$  (figure VI.1).

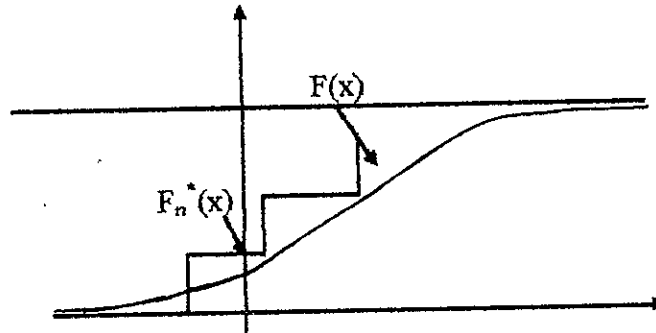


Figure VI.1 Convergence des fonctions de répartition empirique et théorique

Si les  $x_i$  sont ordonnés par valeurs croissantes:

$$\begin{aligned}
 F_n^*(x) &= 0 && \text{si } x < x_1 \\
 F_n^*(x) &= \frac{i-1}{n} = \frac{i}{n+1} && \text{si } x_{i-1} \leq x < x_i \\
 F_n^*(x) &= 1 && \text{si } x \geq x_n
 \end{aligned} \tag{VI.6}$$

### VI.4.2.2 Processus de modélisation

La modélisation mathématique de la méthode de bootstrap repose sur le principe élémentaire suivant (Saporta 1990):

Si  $n$  est grand,  $F_n^*$  est proche de  $F$ , on aura une bonne approximation de la loi  $T$  ( $T$  est une variable aléatoire);  $T = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ .  
 On est donc amené à tirer des échantillons des valeurs dans la loi  $F_n^*$ , ce qui revient à rééchantillonner dans l'échantillon  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ; autrement dit à effectuer des tirages avec remise de  $n$  valeurs observées. Ces valeurs sont donc répétées selon les réalisations d'un vecteur  $k_1, k_2, \dots, k_n$  d'effectif  $n$  et de probabilités  $P_i$  égales à  $1/n$ .

L'ordinateur effectue toutes ces opérations grâce à une procédure beaucoup plus rapide mais équivalente du point de vue mathématique.

Un compilateur très rapide et une capacité importante sont nécessaires pour effectuer le maximum possible des simulations.

### VI.4.3 Méthodes d'obtention des nombres aléatoires

L'utilisation de nombres aléatoires répartis au hasard dans tous les problèmes en rapport avec la méthode de Monte-Carlo (Matthew 1992).

La simulation de ces échantillons peut se faire à l'aide d'un programme de calcul, qui nécessite de disposer au départ d'une table de nombres aléatoires (suite de tirage de 0 à 9 équiprobable avec remise), ou générateur de nombres aléatoires.

Un générateur est un algorithme fournissant une suite de nombres aléatoires compris entre 0 et 1 (on qualifie ces nombres de pseudo-aléatoires), mais ayant en apparence toutes les propriétés d'un véritable échantillon d'une loi uniforme sur  $[0,1]$ .

#### - Aspect pratique

Dans notre cas où l'on a affaire à une expérimentation statistique (simulation des données pluviométriques), on préfère la deuxième méthode de générateur de nombres pseudo-aléatoires, car la première ne constitue pas la voie la plus efficace vers la solution (Chorafas 1966).

La méthode la plus employée est basée sur des suites récurrentes (suites périodiques); Dans le processus de générations de nombres pseudo-aléatoires, chaque suite doit présenter des répétitions après  $s(n)$  termes. Par conséquent, la suite ayant précisément  $s(n)$  termes est la meilleure que l'on puisse engendrer à partir de A (A étant la suite de longueur maximale, sans répétition).

Suivant l'une des techniques actuelles, généralement utilisée, une suite de nombres pseudo-aléatoires est engendrée par un processus arithmétique comportant plusieurs multiplications successives.

Ce processus peut être décrit à l'aide de la formule multiplicative congruentielle de Lehmer:  $r_{i+1} = ar_i \text{ modulo } m$ , c'est-à-dire que  $r_{i+1}$  est le reste de  $r_i$  divisé par  $m$ . En pratique, on prend  $m$  le plus grand possible afin d'avoir la période la plus grande possible.

Les nombres  $\frac{r_i}{m-1}$  compris entre 0 et 1 sont alors considérés comme pseudo-aléatoires, c'est-à-dire comme un échantillon de la loi uniforme sur  $[0,1]$ .

Sur ordinateur, on choisira généralement  $m = 2^{p-1}$  où  $p$  est le nombre de bits d'un mot machine (le premier bit est inutilisable car il est réservé au signe). De plus, la division par  $2^{p-1}$  est aisée à faire sur l'ordinateur car elle correspond à une troncature automatique. Un choix généralement recommandé pour  $a$  est  $5^{13}$  sur machine à mots de 32 bits.

#### VI.4.4 Application du modèle « bootstrap historique »

##### VI.4.4.1 Introduction

L'application du modèle a été effectuée sur les mêmes stations choisies précédemment.

La procédure suivie est comme suit :

Après avoir fait le classement par ordre croissant des données annuelles calendaires, ainsi déterminer les données hydrologiques, mensuelles et maximales journalières correspondantes. Nous avons tiré au hasard des valeurs entre  $[0,1]$  pour les comparées avec les fréquences d'observations puis créé les données artificielles pour les différents types de données selon le schéma de la figure (VI.2).

De la même manière que Canif suisse, nous avons vérifié les limites entre lesquelles, nous admettons que se trouve la moyenne  $m$  de la population dont pourrait provenir l'échantillon de moyenne  $\bar{x}$ .

Nous avons simulé 300 échantillons bootstrap pour chaque type de données pour obtenir des populations de 9900 observations.

##### VI.4.4.2 Résultats et analyses

Les paramètres statistiques de la population simulée à l'échelle annuelle (A.C et A.H) sont rassemblés dans le tableau (VI.4).

Tableau VI.4 Paramètres statistiques des données annuelles simulées par bootstrap historique.

	Stations	Séries historiques		Séries simulées	
		$\bar{x}$	$s$	$m$	$\sigma$
Données annuelles calendaires	Oran	384.9	116.2	391.7	123.0
	Alger	732.3	176.1	745.4	190.2
	Annaba	633.5	163.5	648.2	183.1
Données annuelles hydrologiques	Oran	376.7	89.8	380.3	92.1
	Alger	725.5	171.6	730.4	171.6
	Annaba	635.6	157.7	645.5	165.7

Nous avons remarqué que ces paramètres diffèrent peu de ceux observés dans les séries historiques. Les moyennes des séries bootstrap sont presque uniformément distribuées entre les intervalles de confiance calculés sur l'échantillon ( la figure D.4 de l'annexe D).

A l'échelle mensuelle, le calcul des moyennes intermensuelles des populations bootstrap historique (pour toutes les séries) a impliqué que les caractéristiques de celles-ci sont presque conformes à celles des séries de références (tableau VI.5). Il est important de montrer que la précision statistique se rapporte à l'amplitude moyenne de l'écart entre une valeur estimée et moyenne de la valeur historique.

Pour cet effet, les échantillons bootstrap illustrés sur la figure (D.5) de l'annexe (D), indiquent que les valeurs simulées à l'échelle mensuelle sont bonnes.

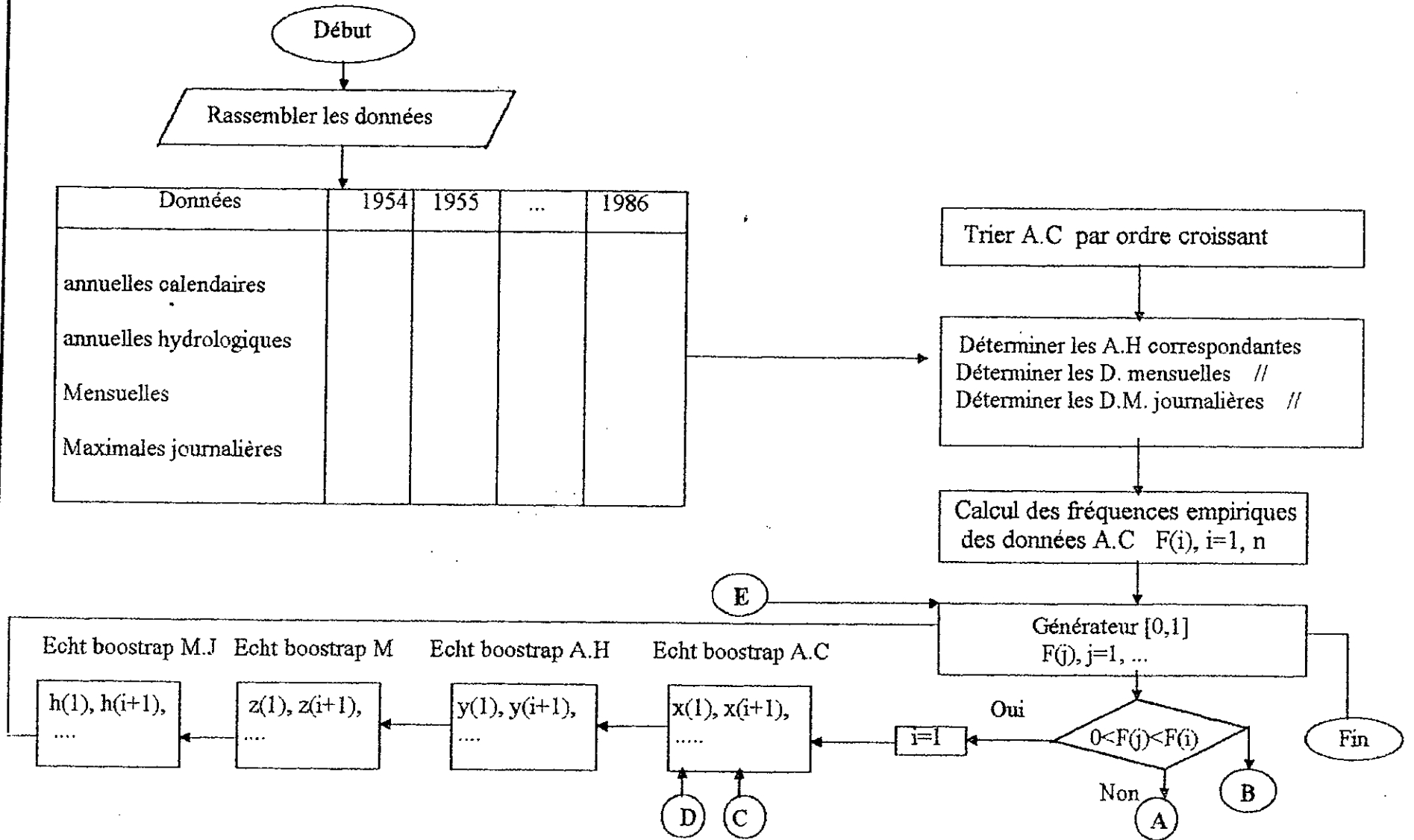
Tableau VI.5 Paramètres des données mensuelles simulées par bootstrap historique.

Stat.	Séries	Sept	Oct.	Nov.	Déc.	Jan	Fev	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août	
Ora	hist.	$\bar{x}$	11.0	37.2	44.6	67.7	47.2	48.8	41.7	40.2	25.8	6.2	1.6	1.6
		$\sigma$	11.8	39.4	35.6	51.1	31.7	38.4	31.3	35.4	32.1	9.9	5.1	3.1
	simu	$\bar{x}$	11.5	41.7	46.3	67.9	47.3	46.5	41.9	39.4	25.6	9.2	1.5	1.5
		$\sigma$	12.2	45.2	36.7	50.0	31.5	38.5	30.7	34.7	32.8	9.8	4.9	3.0
Alg	hist.	$\bar{x}$	34.1	91.0	108.	115.	85.4	87.8	73.1	67.5	35.7	18.3	3.5	5.6
		$\sigma$	40.8	73.7	69.1	70.0	44.4	67.0	48.4	44.8	36.4	19.3	8.2	9.4
	simu	$\bar{x}$	37.5	89.7	105.	118.	82.9	91.6	76.8	68.0	33.7	18.4	3.4	5.3
		$\sigma$	45.6	73.2	69.6	70.9	45.5	68.0	51.2	44.1	35.9	19.6	8.0	9.1
Ann	hist.	$\bar{x}$	33.2	80.1	85.8	91.1	92.7	75.5	66.9	53.9	31.8	15.1	2.5	7.1
		$\sigma$	28.5	67.5	60.7	52.7	47.9	49.4	41.3	36.2	19.2	14.5	4.5	10.0
	simu	$\bar{x}$	32.8	86.2	85.3	95.2	93.0	74.5	68.5	53.5	32.3	14.7	2.4	7.7
		$\sigma$	28.0	75.0	59.6	57.4	47.3	48.6	42.0	35.6	19.1	14.4	4.5	10.2

L'évaluation des résultats des données maximales journalières obtenues (tableau VI.6) a indiqué, que la population bootstrap constitue une bonne mesure de la précision des paramètres statistiques calculés pour l'historique, comme l'illustre la figure (D.6) de l'annexe (D).

Tableau VI.6 Paramètres statistiques des données maximales journalières simulées par bootstrap historique.

Stations \ Paramètres	Séries historiques		Séries simulées	
	$\bar{x}$	s	m	$\sigma$
Oran	41.2	20.6	42.0	21.8
Alger	67.9	27.9	69.0	28.9
Annaba	49.8	24.4	50.0	24.3



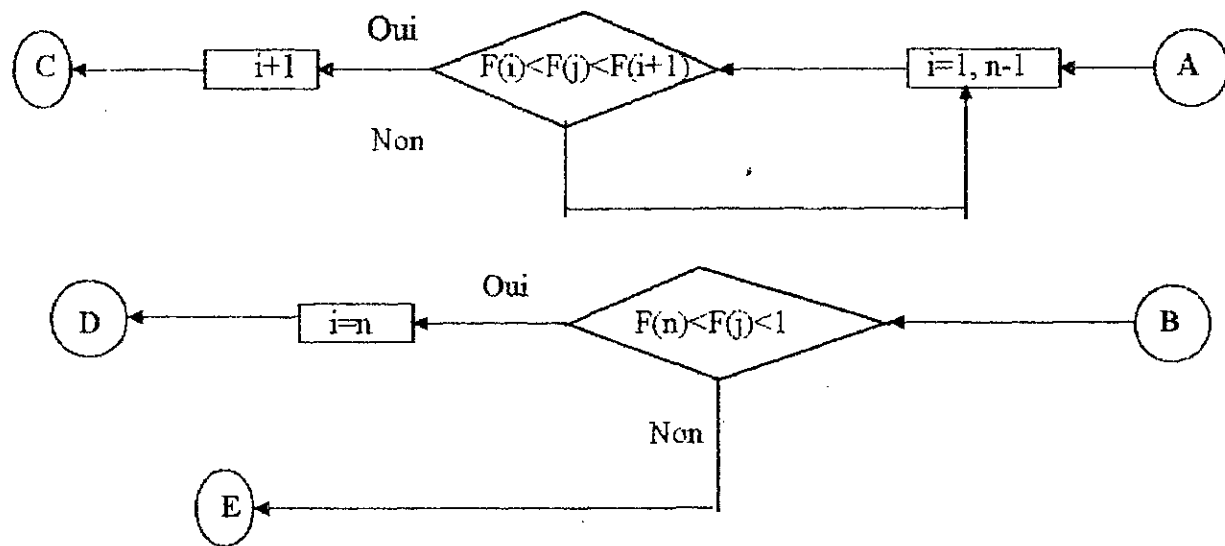


Figure VI.2 Organigramme de bootstraphistorique.

## VI.5 Modèle bootstrap simulé

### VI.5.1 Introduction

Les résultats obtenus par bootstrap historique peuvent être considérés comme théoriques; Puisqu'il n'y a pas de création de valeurs nouvelles annuelles, mensuelles, et maximales journalières, car nous avons utilisé la série historique. Pour augmenter la fiabilité de cette technique, nous avons utilisé des séries simulées obtenues par le modèle GESTOP (Dechemi 1997).

### VI.5.2 Modèle GESTOP

C'est un modèle de simulation basé sur l'analyse en composantes principales. Dans le cas d'une ACP brute, les composantes sont tirées de la matrice d'observation brute  $X$  selon le modèle suivant:

$$[C']=[X][B] \quad (VI.7)$$

où:

[C] : Composantes principales

[X] : Matrice des observations brutes.

[B] : Matrice des vecteurs propres

Soit la matrice des composantes principales réduites  $[C']$  tel que:

$$[C']=([C]-[C*])[σ_c]^{-1} \quad (VI.8)$$

[C'] : Matrice des composantes principales réduites;

[C\*]: Matrice des moyennes des composantes principales (C.P), tel que chaque moyenne d'un vecteur est disposée en colonne;

[σ<sub>c</sub>] : Matrice diagonale des écarts-types des composantes principales.

En introduisant l'équation (VI.7) dans l'équation (VI.8), on obtient:

$$[C']=([X].[B]-[C*])[σ_c]^{-1} \quad (VI.9)$$

A partir de cette dernière, on tire la matrice d'observations suivante:

$$[X]=[C'] [cov] + [X*] \quad (VI.10)$$

dont:

$$[X^*]=[C][B^*]$$

$$x_{ij} = \sum_{k=1}^p c'_{ik} \cdot \text{cov}_{kj} + \bar{x}_j = \sum_{k=1}^p c'_{ik} \text{cov}(c'_k, x_j) + \bar{x}_j \quad (\text{VI.11})$$

Etant donné qu'on ne considère que les  $q$  premiers C.P, on tient compte du terme résiduel pour ne pas perdre de vue les autres variances expliquées, l'expression finale du modèle prend la forme suivante:

$$x_{ij} = \sum_{k=1}^q c'_{ik} \cdot \text{cov}(c'_k, x_j) + \bar{x}_j + \varepsilon_{ij} \quad (\text{VI.12})$$

$$[X]=[C'] \cdot [\text{COV}]+[X^*]+[E]$$

Avec:

- [X] : Matrice des variables simulées;
- [C'] : Matrice des C.P simulées;
- [COV] : Matrice des covariances simulées;
- [X\*] : Matrice des moyennes simulées;
- [E] : Matrice des résidus simulés.

A l'aide de cette formule, nous avons simulé les données pluviométriques des stations utilisées. La procédure suivie consiste à simuler les covariances et les résidus par la loi de Goodrich, la première C.P par la loi normale, par contre les autres C.P par la loi de Goodrich donnée par la formule suivante:

La fonction de répartition:

$$y = F(x) = 1 - e^{-a(x-b)^{1/n}} \quad (\text{VI.13})$$

d'où:

$$x = b + \frac{[\log(1-y)]^n}{a^n} \quad (\text{VI.14})$$

a et b: Sont des paramètres à déterminer par :

$$a = \frac{1}{s^2} (\Gamma_{(2n+1)} - \Gamma_{(n+1)}^2)^{1/2n} \quad (\text{VI.15})$$

$$b = \bar{x} - \frac{\Gamma_{(n+1)}}{a^n}$$



## VI.5.3 Résultats et analyses

Les paramètres statistiques des populations « bootstrap simulé » résultants des données annuelles sont plus ou moins conformes à ceux déterminés par GESTOP. La figure (D.7) illustre certaines valeurs qui sortent de l'intervalle de confiance dans toutes les stations.

Tableau VI.7 Paramètres statistiques des données annuelles simulées par bootstrap simulé.

	Stations	Séries historiques GESTOP		Séries simulées	
		$\bar{x}$	s	m	$\sigma$
Données annuelles calendaires	Oran	447.0	88.9	444.4	88.6
	Alger	814.2	138.8	817.7	144.4
	Annaba	681.4	138.5	686.8	116.2
Données annuelles hydrologiques	Oran	434.5	114.4	444.4	89.3
	Alger	784.9	205.3	817.6	146.2
	Annaba	660.7	165.1	686.8	116.4

A l'échelle mensuelle, les résultats du tableau (VI.8) sont donnés sous forme des graphes dans la figure (D.8). Cette dernière illustre clairement une distribution qui converge vers l'uniforme entre les courbes de l'intervalle de confiance.

Tableau VI.8 Paramètres des données mensuelles simulées par bootstrap simulé.

Stat.	Séries	Sept	Oct.	Nov.	Déc.	Jan	Fev	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août	
Ora	GES	$\bar{x}$	6.4	42.9	51.2	88.5	58.3	63.4	59.9	45.2	25.0	6.1	0.6	0.7
		$\sigma$	2.2	32.6	28.4	50.0	29.8	36.7	33.0	18.2	13.2	3.1	0.2	0.3
	boots simu	$\bar{x}$	6.3	43.1	52.9	85.2	56.9	61.1	59.0	46.9	25.5	6.2	0.6	0.7
		$\sigma$	2.2	31.5	28.4	49.5	29.4	36.3	31.9	18.8	14.4	3.1	0.2	0.3
Alg	GES	$\bar{x}$	32.8	103.	120	122.	91.2	126	74.3	90.6	30.5	15.8	1.7	2.4
		$\sigma$	22.0	34.9	56.4	69.9	43.3	74	28.9	61.2	16.	6.70	0.80	0.9
	boots simu	$\bar{x}$	34.3	102.	118.	126.	89.8	131.	76.	89.9	31.0	15.7	1.70	2.5
		$\sigma$	22.2	34.6	54.7	69.1	42.0	75.8	29.1	59.2	15.5	6.50	0.82	1.0
Ann	GES	$\bar{x}$	39.5	86.6	96.2	83	85.1	88.4	84.1	51.9	33.9	19.1	2.2	11.7
		$\sigma$	19.5	46.5	56.6	40.1	30.1	49.	46.7	19.3	13.4	17.2	1.9	6.1
	boots simu	$\bar{x}$	38.3	83.7	99.1	83.1	86.5	90.4	84.5	53.2	35.5	18.9	2.2	11.4
		$\sigma$	19.8	46.2	56.4	39.1	30.0	49.5	44.6	19.5	14.3	16.7	1.90	6.0

De même pour les données maximales journalières où les valeurs simulées sont plus ou moins inférieure aux valeurs historiques (tableau VI.9).

Ainsi, la figure (D.9) montre qu'une grande partie des valeurs maximales journalières est incluse dans l'intervalle de confiance.

Tableau VI.9 Paramètres statistiques des données maximales journalières simulées par bootstrap simulé.

Paramètres Stations	Séries historiques GESTOP		Séries simulées	
	$\bar{x}$	s	m	$\sigma$
Oran	34.0	19.3	34.3	18.5
Alger	51.6	21.2	52.3	21.5
Annaba	34.1	14.2	35.2	14.2

## Conclusion

Les résultats indiquent que la méthode de Canif suisse exige moins de calculs que le bootstrap historique ou simulé, mais moins fiable, car elle ne donne aucune information nouvelle.

## VI.6 Analyse du phénomène pluviométrique par la simulation

Dans la mesure de visualiser les variations pluviométriques sur une longue durée et déterminer l'amplitude des périodes humide et sèche, nous avons utilisé les séries simulées.

Aussi, nous pouvons analyser des données de la période sèche(1987-1996), et voir leurs fluctuations par rapport aux données simulées.

### VI.6.1 Détermination des longueurs sèches et humides

Dans cette partie, nous pouvons voir si avec l'utilisation de longues séries, il y a une forte variabilité de la sécheresse dans le temps.

#### VI.6.1.1 Présentation des seuils d'étude

Vu la diversité du choix des seuils d'étudier, nous avons choisi les cas les plus défavorables, et qui sont; La moyenne interannuelle, minimum des moyennes interannuelles, et le maximum des minima annuels. Ces seuils sont donnés dans le tableau (VI.10).

Tableau VI.10 Seuils considérés pour étude de la sécheresse.

		Canif suisse	Bootstrap historique	Bootstrap simulé
Moyennes interannuelles	Oran	384.9	391.7	444.4
	Alger	732.3	745.4	817.7
	Annaba	633.5	648.2	686.8
Min/moyenne interannuelle		384.9	391.7	444.4
Max/minima annuel		332.8	332.8	476.4

### VI.6.1.2 Résultats et analyses

L'analyse des pluies sur de longues séries peut donner des renseignements plus approfondis sur l'évolution des sécheresses sur le littoral Algérien.

En effet, à partir de la masse de données obtenues par ces modèles de simulation, nous avons étudié l'apparition des périodes humide et sèche, dont les résultats sont les suivants:

#### a- Canif suisse

La distribution des séries Canif suisse par rapport aux différents seuils a montré, que les deux régions (Oran et Alger) sont les plus sèches par rapport à Annaba. La longueur maximale des années sèches enregistrée à Oran est de trois ans, elles sont observées plusieurs fois contre une année plus ou moins humide.

A Alger, la longueur maximale des années consécutives sèches est de cinq ans, et rarement où nous avons observé deux années consécutives humides. La région d'Annaba a été affectée par des années sèches de longueur moins de trois ans.

L'écart pluviométrique par rapport aux autres seuils est moins ressenti à Annaba, alors qu'à Alger, nous avons observé au plus deux ans secs contre au moins trois ans humides. Contrairement à Oran, les périodes sèches sont de plus de deux ans, elles ont été enregistrées au moins trois fois entre chaque année humide.

#### b- Bootstrap historique

Les séries "bootstrap historique" indiquent que le nombre d'années sèches à Oran est environ de cinq à six ans par rapport à la moyenne interannuelle, et de même par rapport aux deux autres seuils (le minimum des moyennes annuelles et le maximum des minima annuelles). A Alger, le nombre d'années consécutives sèches est aussi important qu'à Oran. Sauf qu'avec les deux derniers seuils, la période sèche est au plus de deux années. Dans la région d'Annaba, les périodes sèches sont moins importantes, où leurs longueurs maximales sont au plus de trois ans par rapport à la moyenne et au moins une année pour les autres seuils.

#### c- Bootstrap simulé

Ce modèle confirme des sécheresses persistantes dont les longueurs maximales observées ont dépassé quinze années consécutives contre au plus une année humide par rapport à la moyenne interannuelle pour les stations d'Oran et Alger. Pour ce qui concerne la station d'Annaba, elle est au plus douze ans contre deux à trois années humides.

Pour les autres seuils, les années consécutives sèches sont moins importantes surtout pour la région d'Annaba.

Remarquons, que ce modèle ne différencie pas beaucoup entre l'Est, le centre et l'Ouest. Ce qui signifie que la simulation donne des résultats différents de l'historique.

D'une manière générale, puisque ces stations sont représentatives de leurs régions, nous pouvons dire que les sécheresses à l'Ouest et au Centre s'opposent fondamentalement à celles de l'Est, où les années sèches peuvent durer des années par rapport à la moyenne.

## VI.6.2 Conditions pluviométriques pendant la dernière décennie

### VI.6.2.1 Introduction

La comparaison des valeurs de la période sèche par rapport aux valeurs de la série simulée peut se faire par le calcul de l'écart pluviométrique entre la moyenne de cette période et la moyenne des données simulées, à l'échelle annuelle, mensuelle et maximale journalière.

$$\text{Ecart pluviométrique(\%)} = \frac{\text{Moyenne P.S} - \text{Moyennes données simulées}}{\text{Moyennes données simulées}}$$

### VI.6.2.2 Résultats et analyses

#### a- Données annuelles

En examinant les résultats du tableau (VI.11), nous avons remarqué que la station d'Alger est démarquée des autres. Son déficit pluviométrique a atteint 26% dans cette décennie par rapport à la population déterminée par les modèles Canif suisse et bootstrap historique. Par contre avec le modèle "bootstrap simulé", le déficit pluviométrique est plus important (environ 34%).

La région d'Oran est moins touchée par rapport à Alger, où son écart pluviométrique varie entre 12 % et 14%.

Le niveau pluviométrique à Annaba est moins affecté par la sécheresse météorologique pendant cette dernière décennie. Son écart pluviométrique est entre 4% et 6%.

Tableau VI.11 Ecarts pluviométriques entre les moyennes interannuelles de la période sèche et la série simulée.

	Station	Moyenne 87-96	Ecarts pluviométriques					
			Moyenne série canif		Moyenne série bootstrap hist.(mm)		Moyenne série bootstrap sim (mm)	
			(mm)	mm	%	mm	%	mm
Données annuelles calendaires	Ora	336.1	-48.8	-12	-55.6	-14	-108.3	-24
	Alg	544.5	-187.8	-26	-200.9	-27	-273.2	-33
	Ann	623.6	-9.9	-2	-24.6	-3.8	-63.2	-9
Données annuelles hydrologiques	Ora	340.6	-36.1	-10	-39.7	-10	-103.8	-23
	Alg	535.6	-189.9	-26	-194.8	-26.6	-282.0	-34
	Ann	608.7	-26.9	-4	-36.8	-5.7	-78.1	-11

La figure (VI.3) indique la répartition des écarts pluviométriques à l'échelle annuelle. Les résultats de Canif suisse et de bootstrap historique sont moins importants par rapport au bootstrap simulé.

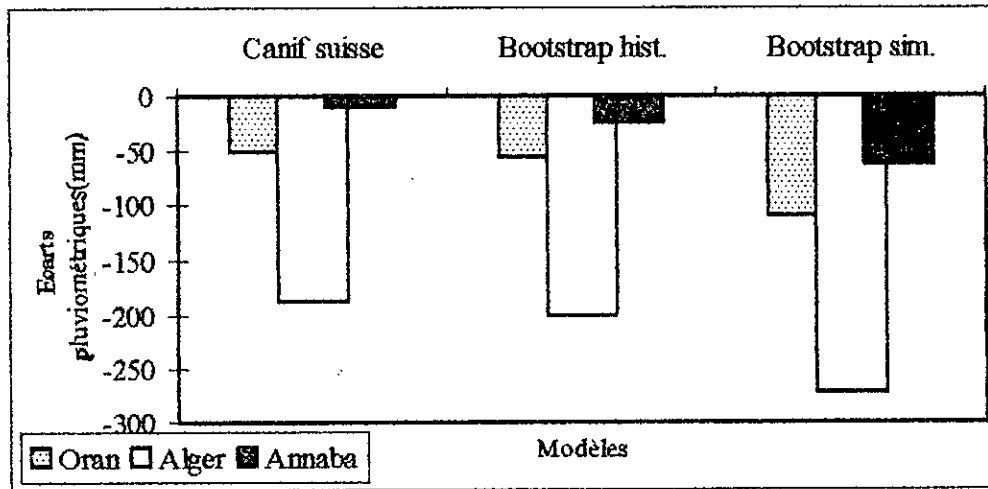


Figure VI.3 Variation des écarts pluviométriques à l'échelle annuelle (A.C).

**b- Données mensuelles**

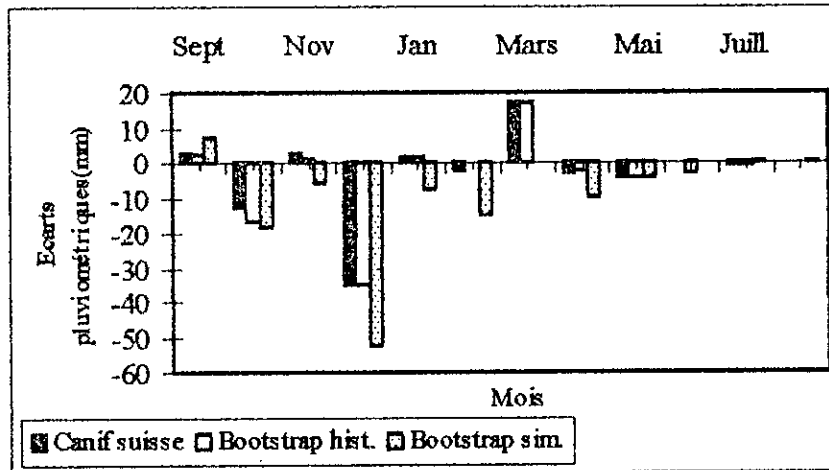
Le tableau (VI.12) indique la répartition des écarts pluviométriques à l'échelle mensuelle. Nous avons observé que le mois de décembre est déficitaire pour la région d'Oran (une différence de 35 mm avec les trois modèles). Aussi, les mois d'octobre et mars, où les écarts pluviométriques dans ce cas sont environ de 17 mm. Pour les autres mois, le niveau pluviométrique est resté stable ( voir la figure VI.4.a).

La région d'Alger est la plus touchée d'après la figure (VI.4.b). L'écart pluviométrique entre les mois d'octobre et de mars a atteint environ 47 mm pour les modèles canif suisse et bootstrap historique, alors que le bootstrap simulé, le déficit pluviométrique est plus de 90 mm au mois de décembre.

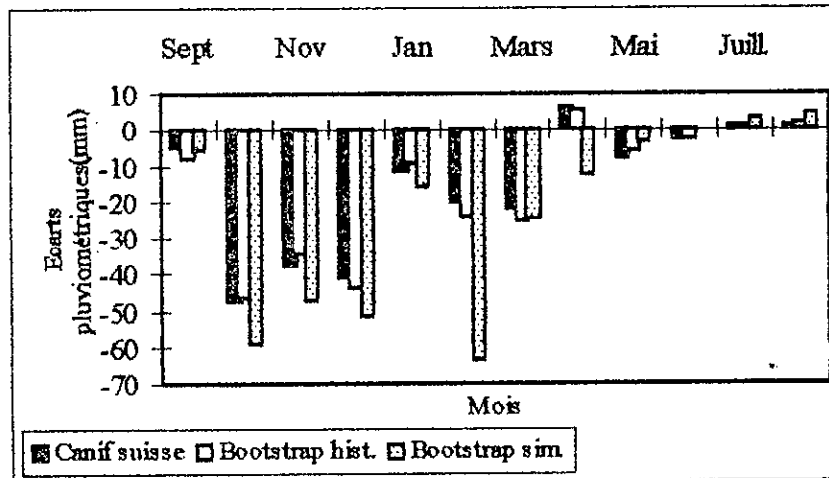
La sécheresse dans ce cas est annuelle, puisqu'elle commence au mois hydrologique septembre jusqu'au mois de juin.

Tableau VI.12 Ecarts pluviométriques (mm) entre les moyennes intermensuelles de la période sèche et la série simulée.

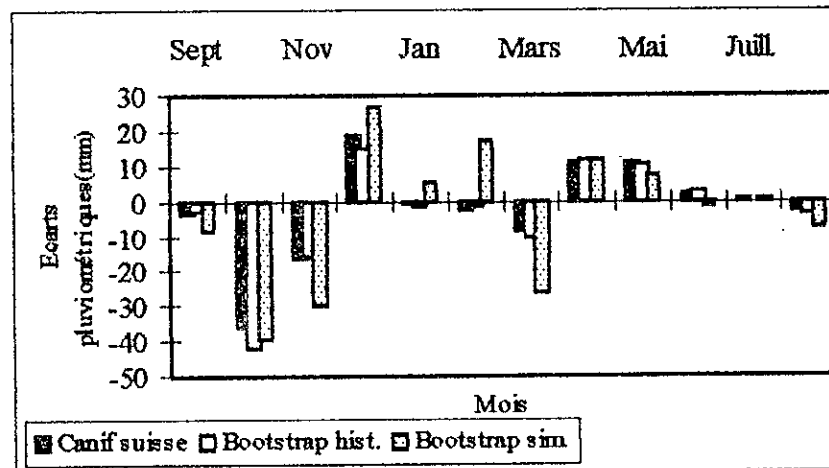
Stat.	Séries	Sept	Oct.	Nov.	Déc.	Jan	Fev	Mar.	Avr.	Mai	Juin	Juill.	Août
Ora	86/96(mm)	13.6	24.9	47.2	32.9	49.2	46.4	58.8	37.3	21.7	6.2	1.1	1.4
	p/canifsuiss	2.6	-12.3	2.6	-34.8	2.0	-2.4	17.1	-2.9	-4.1	0.0	-0.5	-0.2
	p/bts hist.	2.1	-16.8	0.9	-35	1.9	-0.1	16.9	-2.1	-3.9	-3.0	-0.4	-0.1
	p/bts simul	7.3	-18.2	-5.7	-52.3	-7.7	-14.7	-0.2	-9.6	-3.8	0.0	0.5	0.7
Alg	86/96	29.2	43.2	70.8	74.5	73.8	67.5	51.5	73.5	27.6	15.6	4.7	7.0
	p/canif suis	-4.9	-47.8	-37.5	-40.8	-11.6	-20.3	-21.6	6.0	-8.1	-2.7	1.2	1.4
	p/bts hist.	-8.3	-46.5	-34.6	-43.4	-9.1	-24.1	-25.3	5.5	-6.1	-2.8	1.3	1.7
	P/bts simul	-5.1	-58.8	-47.2	-51.5	-16.0	-63.5	-24.5	-12.5	-3.4	-0.1	3.0	4.5
Ann	86/96(mm)	29.6	44.3	69.4	110.	91.9	73.0	58.5	64.9	42.8	17.3	2.6	4.0
	p/canif suis	-3.6	-35.8	-16.4	19.3	-0.8	-2.5	-8.4	11.0	11.0	2.2	0.1	-3.1
	p/bts hist.	-3.2	-41.9	-15.9	14.8	-1.1	1.5	-10	11.4	10.5	2.6	0.2	-3.7
	p/bts simul	-8.7	-39.4	-29.7	26.9	5.4	17.4	-26	11.7	7.3	-1.6	0.5	-7.4



a- Station d'Oran



b- Station d'Alger



c- Station d'Annaba

Figure VI.4 Variation des écarts pluviométriques à l'échelle mensuelle.

Pour ce qui concerne la station d'Annaba, d'après le modèle de Canif suisse la baisse du niveau pluviométrique est remarquée seulement au mois d'octobre(environ 36 mm). La figure (VI.4.c) montre que le modèle bootstrap historique a un écart maximum de 42 mm au mois d'octobre. Alors que le modèle "bootstrap simulé", les écarts pluviométriques sont plus importants entre les mois de septembre et mars (entre 26 mm et 50 mm).

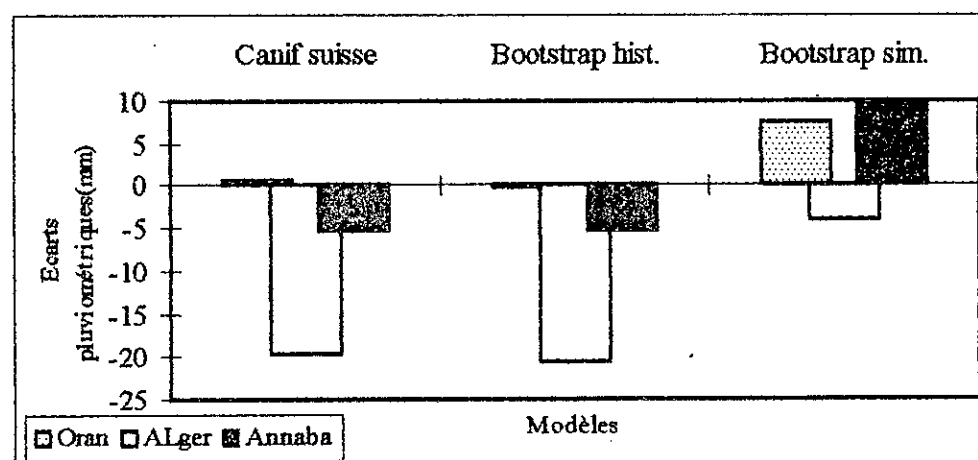
**c- Données maximales journalières**

La figure (VI.5) illustre la répartition des écarts pluviométriques à l'échelle des données maximales journalières. La région d'Alger est toujours démarquée des autres régions( voir le tableau VI.12). Son déficit pluviométrique par rapport aux données maximales journalières est environ 30% entre les deux modèles (canif suisse et bootstrap historique), et seulement 8% avec le bootstrap simulé. La région d'Oran n'a pas connu de diminution des pluies maximales journalières pendant cette dernière décennie.

**Tableau VI.13** Ecarts pluviométriques entre les maximums journaliers de la période sèche et la série simulée.

Stations	Ecarts pluviométriques						
	Moyenne 86-96	Moyenne série canif		Moyenne série bootstrap hist. (mm)		Moyenne série bootstrap sim (mm)	
	(mm)	mm	%	mm	%	mm	%
Ora	41.8	0.6	1	-0.2	0	7.5	21
Alg	48.3	-19.6	-29	-20.7	-30	-4.0	-8
Ann	44.7	-5.1	-10	-5.3	-11	9.5	-27

En effet, Annaba a connu cette variation pluviométrique à l'échelle maximale journalière. Le déficit a atteint environ 10% avec les deux premiers modèles et 27% avec le modèle de bootstrap simulé.



**Figure VI.5** Variation des écarts pluviométriques des données maximales journalières.

## Conclusion

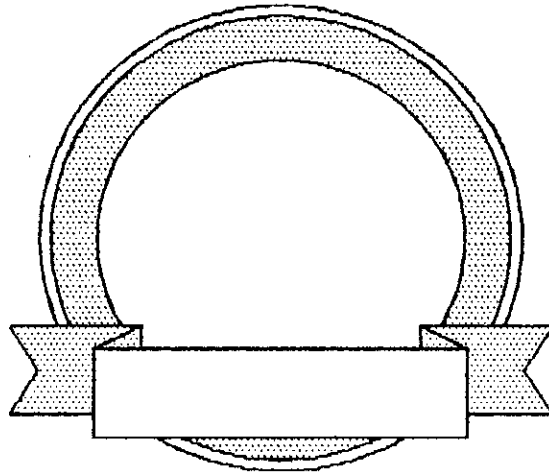
Les modèles de simulation ont bien contribué à déterminer l'évolution des sécheresses ainsi que leurs évaluations sur les régions littorales.

Les résultats obtenus par les modèles de Canif suisse et bootstrap historique sont presque similaires. Par contre, les résultats du modèle "bootstrap simulé" sont plus importants, ce que nous pouvons expliquer par l'approche de la réalité.

Nous pouvons confirmer qu'il y a vraiment sécheresse météorologique locale pour les régions centre. Elle a touché les saisons d'automne et l'hiver, et qui tend vers une sécheresse annuelle puis pluriannuelle. Les régions de l'Est sont affectées par cette sécheresse, seulement au mois d'octobre, où la pluviométrie est diminuée. L'Ouest est toujours sec, et le déficit pluviométrique est plus ressenti.



# CONCLUSION



---

---

## Conclusion

Au terme de ce travail de recherche, en considérant les régions du littoral algérien comme notre domaine d'étude, l'objectif de ce projet est une contribution à l'étude du phénomène de sécheresse par la critique et le traitement statistique des données pluviométriques disponibles, et aussi par l'utilisation des modèles numériques (chaînes de Markov et l'A.C.P) et les modèles de simulation.

Cette contribution a été effectuée sur la base des données pluviométriques aux pas de temps différents; annuel (calendaire et hydrologique), mensuel et maximum journalier.

Pour étudier cette sécheresse, il est impératif de connaître avec un maximum de précision les données pluviométriques utilisées.

Cependant, leur qualité, leur évolution dans le temps et dans l'espace, les résultats statistiques et numériques, ainsi que l'existence ou pas de la sécheresse météorologique sont basés sur l'information contenue dans ces données.

La vérification de la qualité des données constitue une étape importante pour étudier l'évolution de la pluie, ainsi le phénomène de sécheresse. La méthodologie développée dans le projet permet de combler et corriger les données, et aussi de déterminer les meilleurs tests fiables et représentatifs pour vérifier l'homogénéité et la stationnarité des données.

L'étude statistique des données a montré que la pluviométrie sur le littoral algérien n'est pas uniforme, et les différences sont très remarquables entre les stations de l'Ouest (Ghazaouet et Oran) et celles du Centre et de l'Est.

A l'échelle temporelle, deux périodes se font distinguer, la période humide qui s'étale de 1954 à 1986, et la période sèche qui correspond à la dernière décennie (1987-1996).

L'Ouest qui est plus ou moins humide pendant la première période a connu une sécheresse persistante pendant toute la deuxième période. Par contre, les régions de l'Est sont affectées par une sécheresse pluriannuelle de deux à quatre années successives pendant cette décennie (1987-1996). Le régime pluviométrique au centre est plus proche de l'Est pendant la première période qu'avec la deuxième période.

L'utilisation des modèles numériques a permis d'illustrer clairement l'information chronologique des pluies.

Toute fois, les résultats de calcul des probabilités conditionnelles des chaînes de Markov ainsi que l'analyse en composantes principales (A.C.P) ont permis de déceler les différences caractérisant la pluviométrie du littoral algérien à l'échelle temporelle et spatiale.

Nous avons remarqué que cette sécheresse est saisonnière, plus qu'annuelle, où la diminution du niveau pluviométrique est significative pendant la saison d'automne surtout à l'Ouest et au Centre. Cette sécheresse s'approche de plus en plus vers l'hiver. Par la suite, elle devient une sécheresse annuelle puis pluriannuelle. Aussi, nous avons constaté qu'il y a une bonne corrélation des sécheresses entre les régions de l'Ouest, mais à l'Est et le Centre, la corrélation est moins importante.

Cette situation climatique est en rapport avec la nette intensification de courants secs de Nord-Ouest. Par la suite le renforcement de l'anticyclone méditerranéen, qui empêche le développement des nuages, et provoque l'arrêt presque total des précipitations sur les régions de l'Ouest.

Lorsque nous disposons de longues séries déterminées par la simulation, la variation des fréquences et la durée des sécheresses devient plus apparente. Cette méthodologie constitue une amélioration considérable par rapport à l'approche statistique usuellement utilisée.

Les résultats obtenus ont montré la succession des années sèches que d'années humides. La longueur minimale de la période sèche est de trois (03) ans. Ainsi, nous avons comparé les séquences des pluies de la période 1987-96 par rapport aux observations de la population, et nous avons classé les régions selon le nombre de mois humide/sèche, et selon l'écart pluviométrique.

A la fin, nous avons conclu qu'il y a sécheresse dans la dernière décennie; Les régions les plus touchées sont Alger (avec un déficit pluviométrique de 38%). Oran et Ghazaouet qui sont sèches par rapport à l'Est pendant la période 1954-86, sont plus sèches pendant la dernière décennie. La pluviométrie moyenne dans ces régions ne dépasse pas 400 mm.

Les régions d'Annaba et Skikda ont un déficit pluviométrique qui ne dépasse pas 4%. Seule la région d'El Kala, qui n'a pas subi cette sécheresse météorologique. Son régime pluviométrique est stationnaire entre les deux périodes, excepté quelques fluctuations à l'échelle mensuelle.

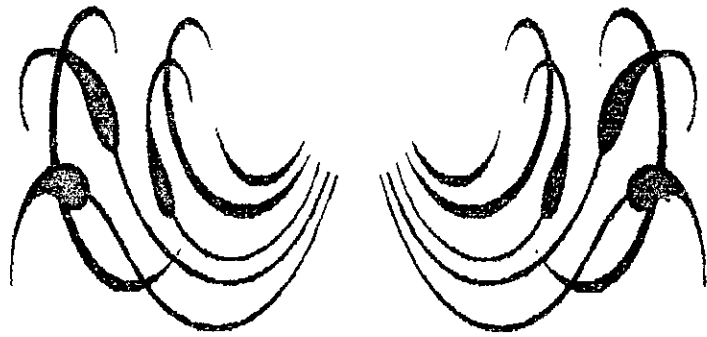
La mise au point des stratégies de gestion améliorée, et l'évaluation des conditions de sécheresse en relation avec les risques de production demeurent les nécessités constantes, pour réduire les impacts néfastes de ce phénomène sur les régions littorales.

Cependant, nous pouvons enrichir cette étude de sécheresse par l'introduction des autres paramètres climatologiques qui sont en relation directe avec la formation des pluies (température, vent, humidité, évapotranspiration, etc.).

De cette manière, nous pouvons obtenir autres justifications pour élaboration de modèles hydrologiques pour la prévision pluviométrique aux différentes échelles, ainsi la détermination des périodes humide et sèche.

REFERENCES

BIBLIOGRAPHIES



---

---

## Références bibliographiques

- ABBOTT, P.F. (1986). Guidelines on the quality control of surface climatological data. World climat data programm, W.C, 85 pp.
- AIVAZIAN, S., ENUKOV, F., et MOCHALKINE, L. (1983). Elément de modélisation et traitement primaire des données. Mir-Moscou, 389 pp.
- ARLERY, R., GRISOLLET, H. et GUILMET, B. (1973). Climatologie, méthodes et principes. Gauthier-Villars, Paris, Bruxelles, Montréal, 434 pp.
- BAGNOULS, F. et GAUSSEN, H. (1953). Saison sèche et indice xérothermique. Bull Soc, Hist-Nat, 88, pp.193-239.
- BENSAAD, A. (1995). Caractères et mesure de la sécheresse en Algérie Orientale. Commission Internationale des Irrigations et des drainages (C.I.I.D.), 9<sup>ème</sup> conférence régionale afro-asiatique des irrigations et des drainages, Alger, 5-6 juin, pp. 316-328.
- BERNIER, J. (1977). Etude de la stationnarité des séries hydrométéorologiques. La houille blanche, 32(4), pp. 313-319.
- BOBEE, B. (1991). The gamma family and drived distribution applied in hydrology. Water ressources application, Colorado, U.S.A, 203 pp.
- BOIS, P. (1986). Contrôle des séries des résidus de la corrélation. Deuxième journée hydrologique de l'ORSTOM à Montpellier, pp. 89-100.
- BOIS, P. (1989). Elément de cours d'hydrologie statistique. INPG, ENSHMG, ENP, 21 pp.
- BOOTSMA, A., et al. (1996). La sécheresse et l'agriculture canadienne. Une revue de moyens d'action « Sécheresse », 7(4), pp. 277-285.
- Bulletins mensuels d'informations climatologiques et agrométéorologiques. Office Nationale de la Météorologie (O.N.M).
- Bulletins décadaires d'information climatologiques et agrométéorologiques. Office Nationale de la Météorologie (O.N.M).

- BULTOT, F. et GELLEY, D. (1994). Sur le caractère stationnaire et cyclique des précipitations au Rwanda. ACADEMIE Royale des sciences d'outre-mer, Classe des sciences techniques, mémoires in-8°-nouvelle série, 19(1), Bruxelles, 51pp.
- Carte pluviométrique de l'Algérie du Nord à l'échelle du 1/500000. (1993). Agence Nationale des ressources hydriques (A.N.R.H.), Projet PUNI/AI/88/021 .
- CASTANEY. (1982). Principes et méthodes d'hydrologie. Dunod, Paris, 236 pp.
- CHORAFAS, D.W.(1966). La simulation mathématique et ses applications. Organisation et gestion scientifique, édition Dunod, pp. 86-100.
- Critère d'application opérationnelles des modèles hydrologiques.(1983). Assuré par le secrétariat d'état, auprès du premier ministre chargé de l'environnement et de la qualité d'eau. Chatou- Antony .
- CULLMAN, G. (1975). Initiation aux chaînes de Markov: Méthodes et applications. Masson et C<sup>ic</sup> Editeurs, 140 pp.
- DAGNELIE, P. (1975). Théorie et méthode statistique, application agronomique. Les presses agronomiques de Gembloux ,Belgique, 2 vol, 1:378 pp., 2: 463 pp.
- DAGNELIE, P. (1975). Analyse statistique à plusieurs variables. Les presses agronomiques de Gembloux, Belgique , 362 pp.
- DECHEMI, N., BERMAD A. et HAMRICHE A. (1994). Simulation des débits moyens mensuels en zone semi-aride par l'analyse en composantes principales (A.C.P). Revue hydrologie continentale, 9(1), pp. 15-22.
- DECHEMI, N. (1997). Modelisation of water balance by the simulation of potential evapotranspiration and rainfall for the region of Annaba. Arab Golf Journal of Scientific Research, 15(1), pp. 63-89.
- DECHEMI, N., BERMAD A. et TACHET K. (1997). Etude et simulation de l'évapotranspiration (ETP) par l'analyse en composantes principales (A.C.P). Bulletin du comité international de l'irrigation et du drainage. CIID, 46(2), pp. 45-59.
- DEQUE, M. et SERVAN, J.(1989). Téléconnexions between tropical Atlantic sea surface temperatures and midlatitude 50 kpa heights during 1964-1986 . Reprinted from journal of climatic, 9(2), pp. 929-944.
- DIACONIS, P. et EFRON, B. (1984). Méthodes de calculs statistiques intensifs sur ordinateurs. L'intelligence artificielle, bibliothèque pour la science, diffusion Berlin, pp. 21-33.

- DJELLOULI, Y. et DAGET, P. (1993). Conséquences de la sécheresse des deux dernières décennies sur les écosystèmes naturels algériens. Pub. Assoc-Intern.Climatol, 6, pp. 105-114.
- DORIZE, L. (1990). La sécheresse: en quête d'une définition. Sécheresse, 1(1), pp.10-11.
- DUBREUIL, P. (1974). Initiation à l'analyse hydrologique. Masson, Paris, 216p.
- EMSALEM, R. (1989). Climatologie générale. Entreprise Nationale du livres, Alger, 2vol 1: 276 pp., 2: 255 pp.
- FOUCART, T. (1991 ). Introduction aux tests statistiques. Enseignement assisté par ordinateur . Techniq, 165 pp.
- GHACHI, A.(1986). Hydrologie et utilisation de la ressource en eau en Algérie. O.P.U, Alger, 508 pp .
- GILBERT. (1978). Statistique. Traduit et adapté par Savard. HRW Itée, Montréal, CANADA, 384 pp.
- GOUET, H. et al.(1984). Manuel d'utilisation de MICROSTAT-I.T.C.F. Service des études statistiques et informatiques, ECOSOFT, Boigneville, Maisse.
- KADI, M. (1992). Quelque aspects de la sécheresse en Afrique du Nord et dans le bassin Méditerranéen. Les climats subtropicaux et leur évolution; de l'observation spatiale à la modélisation. Ecole d'été, CNES, CEPAUDUES éditions, Toulouse, pp. 171-198.
- KADI, M. (1995). Indications météorologiques de la sécheresse en Méditerranée saisonnière. Commission Internationale des Irrigations et du Drainages (C.I.I.D.), 9<sup>ème</sup> conférence régionale afro-asiatique des irrigations et des drainages, Alger, 5-6 juin, pp. 292-302.
- LE HOUEROU, H.N. (1989). Classification écoclimatique des zones arides de l'Afrique du Nord. In-Elattir édition, la lutte contre la désertification, Agadir, Institut Agronomique et vétérinaire Hassen II, pp. 44-89.
- LEFEBVRE, J.(1983). Introduction aux analyses statistiques multidimensionnelles: avec exemples d'application. 3<sup>e</sup> édition, Masson, Paris, New York, Barcelone, Milan, Mexico, Sao Polo .275 pp.
- LLAMAS, J. (1985). Hydrologie générale: principes et applications. Gaetan Morin, Québec, 487 pp.
- LLAMAS, J. (1993). Hydrologie générale: principe et application. Gaëten Morin, 2<sup>e</sup> édition Québec, CANADA, pp. 453-508.



- MATARI, A., et DOUGNEDROIT, A. (1995). Chronologie des précipitations et des sécheresses dans l'Ouest d'Algérie. C.I.I.D. 9<sup>ème</sup> conférence régionale afro-asiatique des irrigations et des drainages, Alger, 5-6 juin, pp. 266-278.
- MATTHEW et SADIKU, N.O. (1992). Numerical techniques in Electromagnetics. CRC press, pp. 571-576.
- MURPH, F. et SANDERS, D.H. (1984). Les statistiques, une approche nouvelle. McGraw-Hill 453 pp.
- NEIL WARD, M. (1978). Analysing the boreal summer relationship between world wide sea surface temperature and atmospheric variability. A.C.M.A.D, pp. 97-119.
- L'essentiel du climat de l'Algérie. Centre Climatologique National O.N.M. Alger.
- POTTER, K.W. (1981). Illustration of a new test for detecting a shift in mean in precipitation series. Monthly weather review, 109, pp. 2040-2045.
- QUELENNEC, R.E. (1973). Contribution à l'étude probabiliste des phénomènes pluvieux Application aux bassins de la Charente et la Sèvre. La houille blanche, 1, pp. 21-32.
- QUINN, F.H. (1981). Secular changes in annual and seasonal great lakes précipitations, 1954-1979 and their implications for great lakes water resources studies. Water resources research, 17(6), pp. 1619-1624.
- REMINIERAS (1972). L'hydrologie de l'ingénieur. Collection du centre de recherche et d'essais de Chatou, Eyrolles, Paris, 456 pp.
- Ressources en eau de surface et possibilité de leur aménagement. 3 vol: Algérie Orientale, Algérie occidentale et la région d'Alger. Hydro-technic corporation-consulting Engineers, New York, N.Y, 133 pp.
- ROGNON, P. (1996). Sécheresse et aridité: leur impact sur la désertification au Maghreb. Sécheresse, 7(4), pp. 287-297.
- SALAS, J.D. et SMITH, R.A. (1981). Physical basis of stochastic models of annual flows. Water resources research, 17(2), pp. 428-429.
- SAPORTA, G. (1990). Probabilités: Analyse des données statistiques. Technip, Paris, 493 pp.
- SHILING, P. et MYSAK L.A. (1993). A teleconnection study of interannual sea surface temperature fluctuations in the Northern North Atlantic and precipitation and runoff over western siberia. Reprinted from journal of climate American Meteorological Society, 6(5), pp. 875-885.

Synthèse de la réunion du 30.12.89. sur le thème "Sécheresse, Gestion des ressources en eau, AEP". O.N.M, A.N.R.H., D.H.W.A .

TALIBI, M. (1995). Impact de la sécheresse sur les volumes régularisables des barrages Algériens .C.I.I.D. 9<sup>ème</sup> conférence régionale afro-asiatique des Irrigations et des Drainages , Alger 5-6 juin, pp. 255 - 265 .

TROUDE, C. et PASSOUANT, M. (1992). Analyse des données. Cycle SEA, pp.1-19.

WARDI, W.C.(1975). Principales of hydrologie. 2<sup>ème</sup> édition, Mc-Graw-Hill, London, 367 pp.

République Algérienne Démocratique et Populaire  
Ministère de l'Enseignement Supérieur et la recherche Scientifique  
Ecole Nationale Polytechnique

*Département Hydraulique*

*These*

Présentée par

**ATE MOUHOUB Djazira**

*Ingénieur d'Etat en Hydraulique*

*(E.N.P.)*

Pour obtenir le titre de

**MAGISTER**

*en HYDRAULIQUE*

Sujet

**CONTRIBUTION A L'ETUDE DE LA SECHERESSE SUR LE  
LITTORAL ALGERIEN PAR LE BIAIS DE TRAITEMENT DES  
DONNEES PLUVIOMETRIQUES ET LA SIMULATION .**

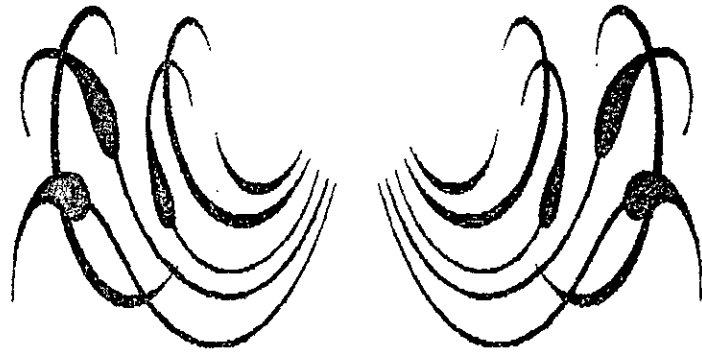
**(ANNEXES)**

Soutenue en Mai 1998 devant le jury composé de:

Président	M. BALI A.	Professeur, ENP.
Rapporteur	M. DECHEMI N.	Maitre de conférence, E.N.P.
Examineurs	Melle ABOUNE N.	Chargé de cours, E.N.P.
	M. ISSOLAH A.	Chargé de cours, I.N.A.
	M. MOULOUDI Y.	Chargé de cours, E.N.P.
	M. CHERRARED M.	Maitre de conférence, Université de Bejaia.
Invité	M. OUABDESSLAM A.	Chargé de cours, E.N.P.

المدرسة الوطنية المتعددة التقنيات  
BIBLIOTHEQUE — المكتبة  
École Nationale Polytechnique

# ANNEXES



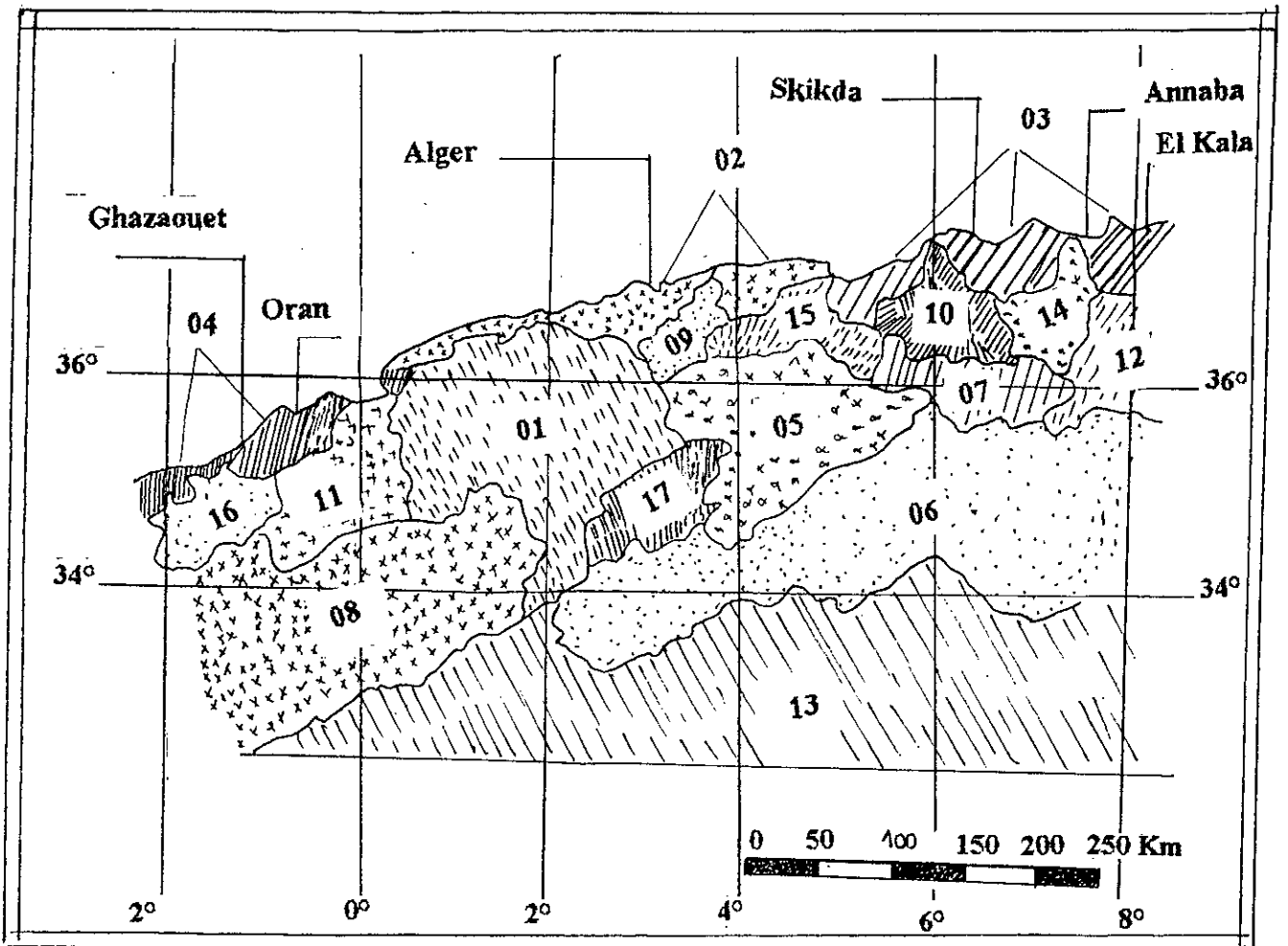


Figure 1 Les stations pluviométriques des régions d'étude

## Annexes

---

**Annexe A:** Graphiques sur l'étude des précipitations et des sécheresses.

**Annexe B:** Tableaux des résultats des chaînes de Markov.

**Annexe C:** Graphiques des cercles de corrélation de l'A.C.P.

**Annexe D:** Graphiques de la simulation.

---

## Annexe A

---

### Graphiques sur l'étude des précipitations et des sécheresses.

Figure A.1 Variation des pluies intermensuelles.

Figure A.2 Variation des pluies annuelles par rapport à la moyenne interannuelle.

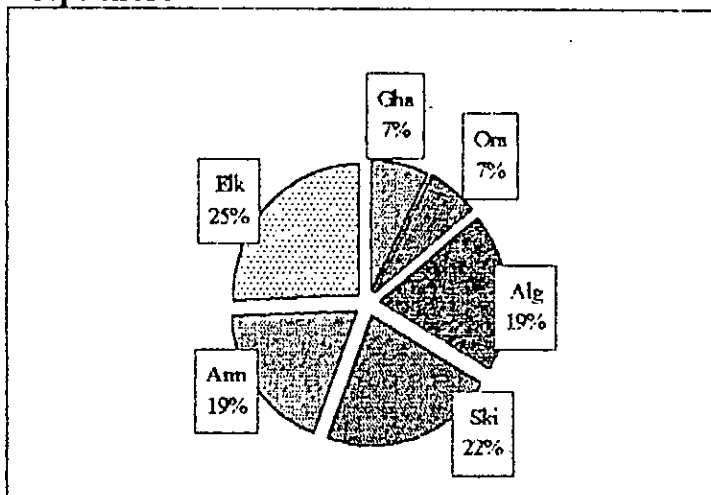
Figure A.3 Variation des pluies annuelles par rapport à la médiane.

Figure A.4 Variation des pluies annuelles par rapport au minimum des moyennes interannuelles.

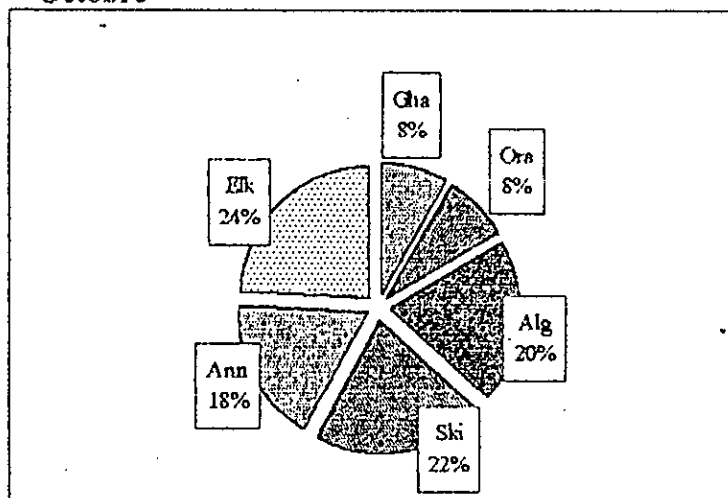
Figure A.5 Variation des pluies annuelles par rapport au maximum des médianes.

Figure A.6 Variation des pluies annuelles par rapport au maximum des minimums annuelles.

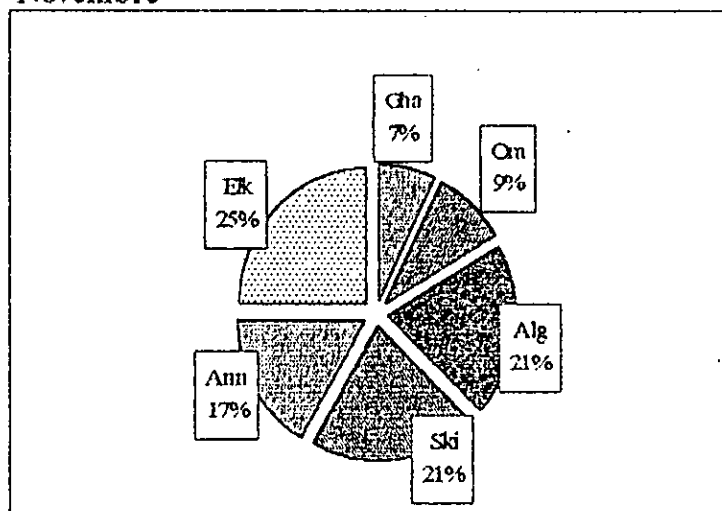
- Septembre



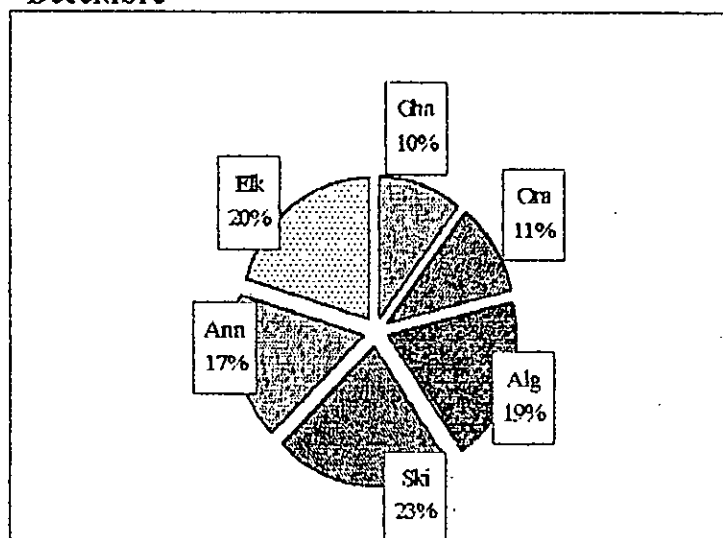
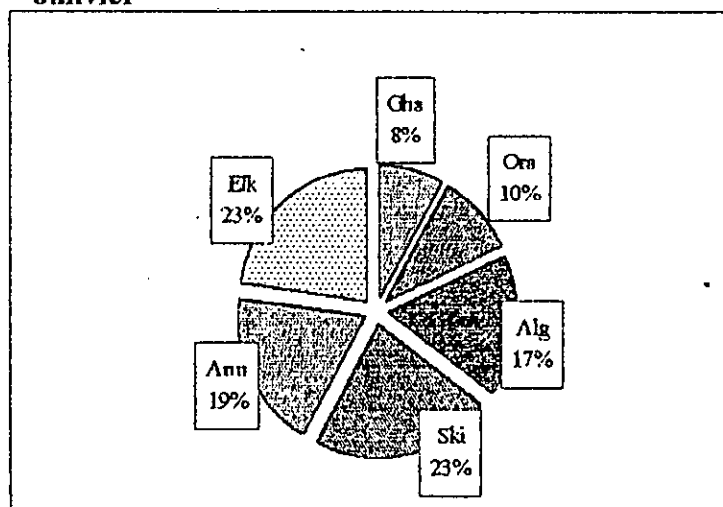
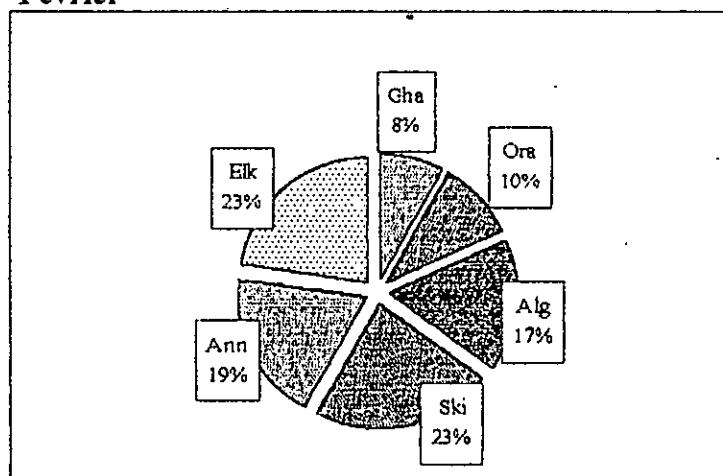
- Octobre



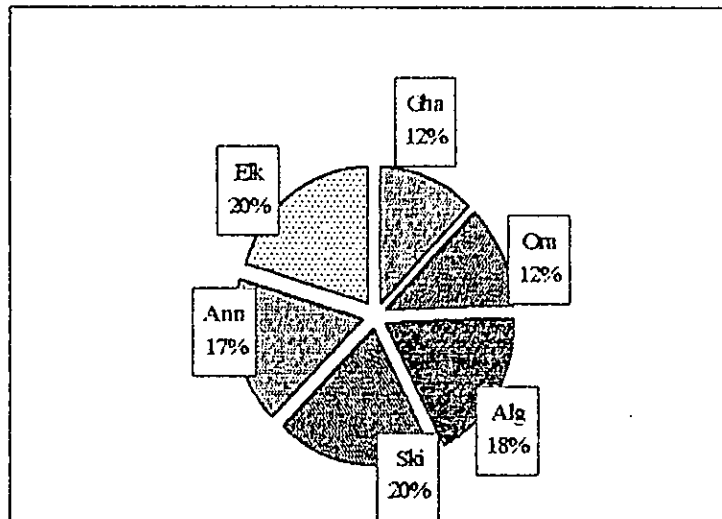
- Novembre



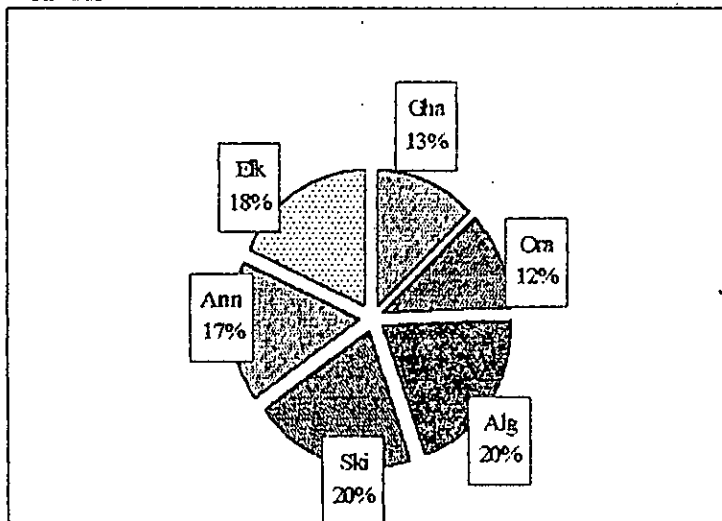


**- Décembre****- Janvier****- Février**

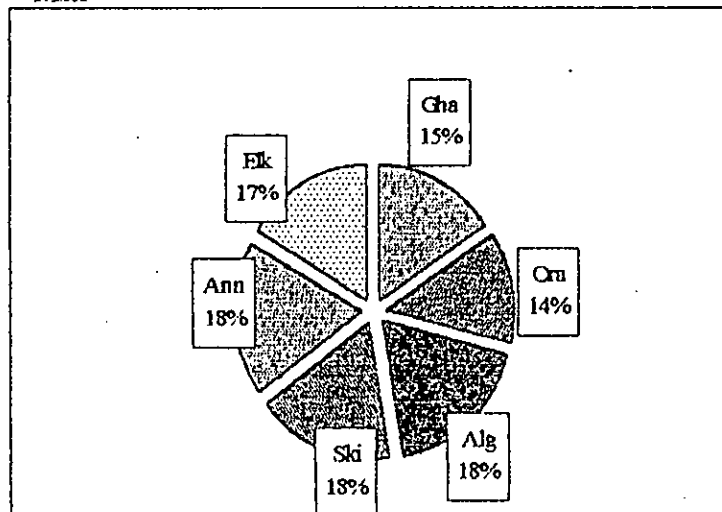
- Mars



- Avril



- Mai



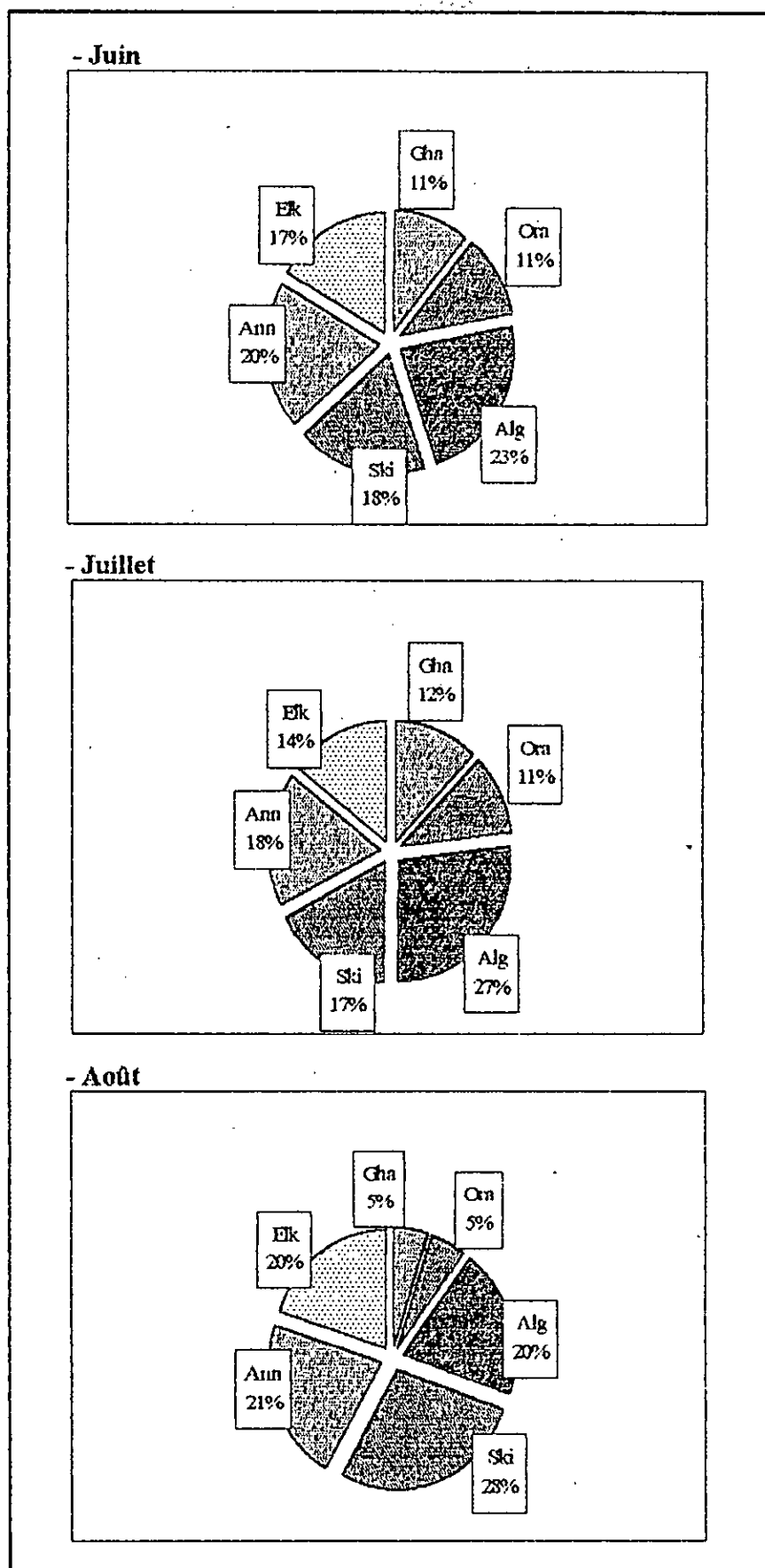
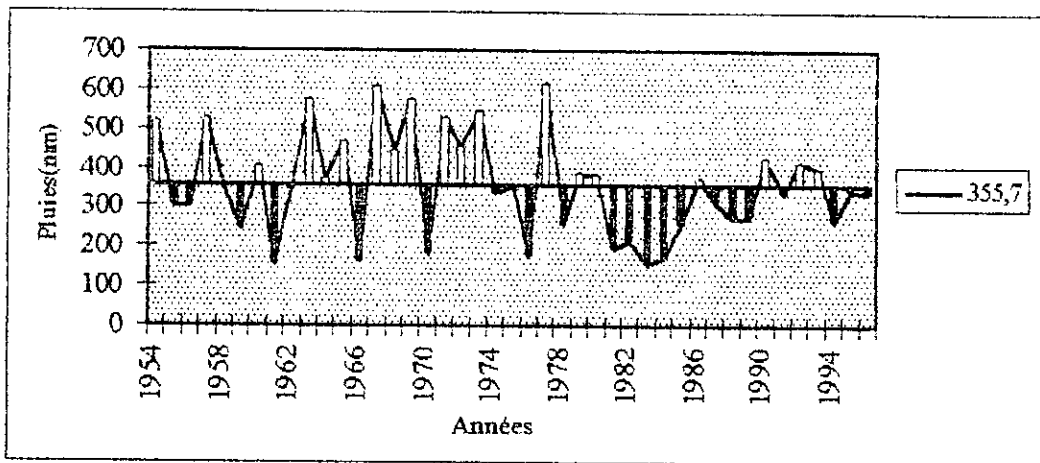
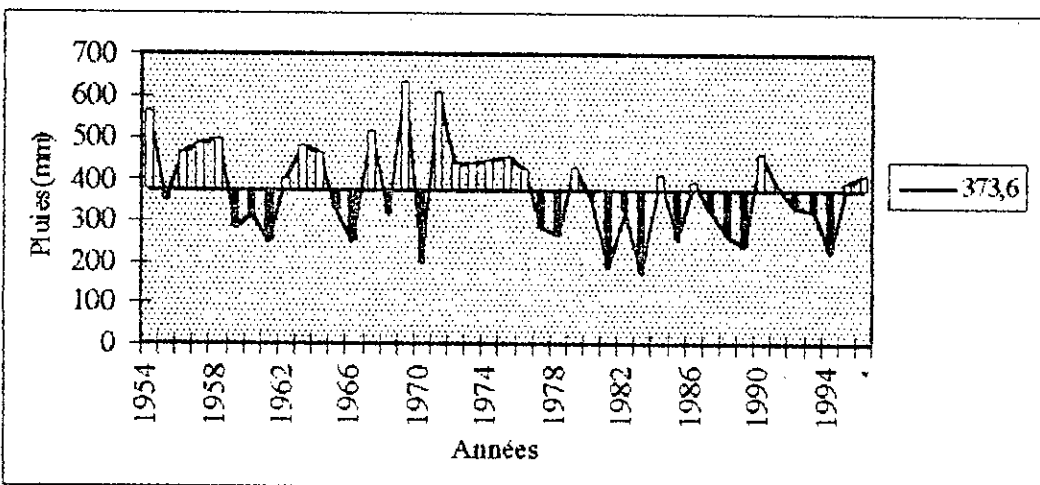


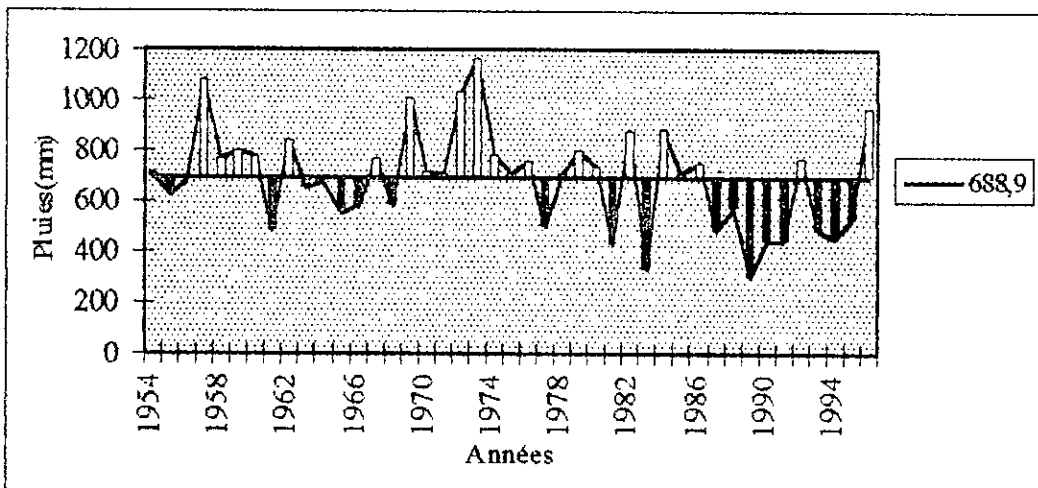
Figure A.1 Variation des pluies intermensuelles.



Station de Ghazaouet



Station d'Oran



Station d'Alger

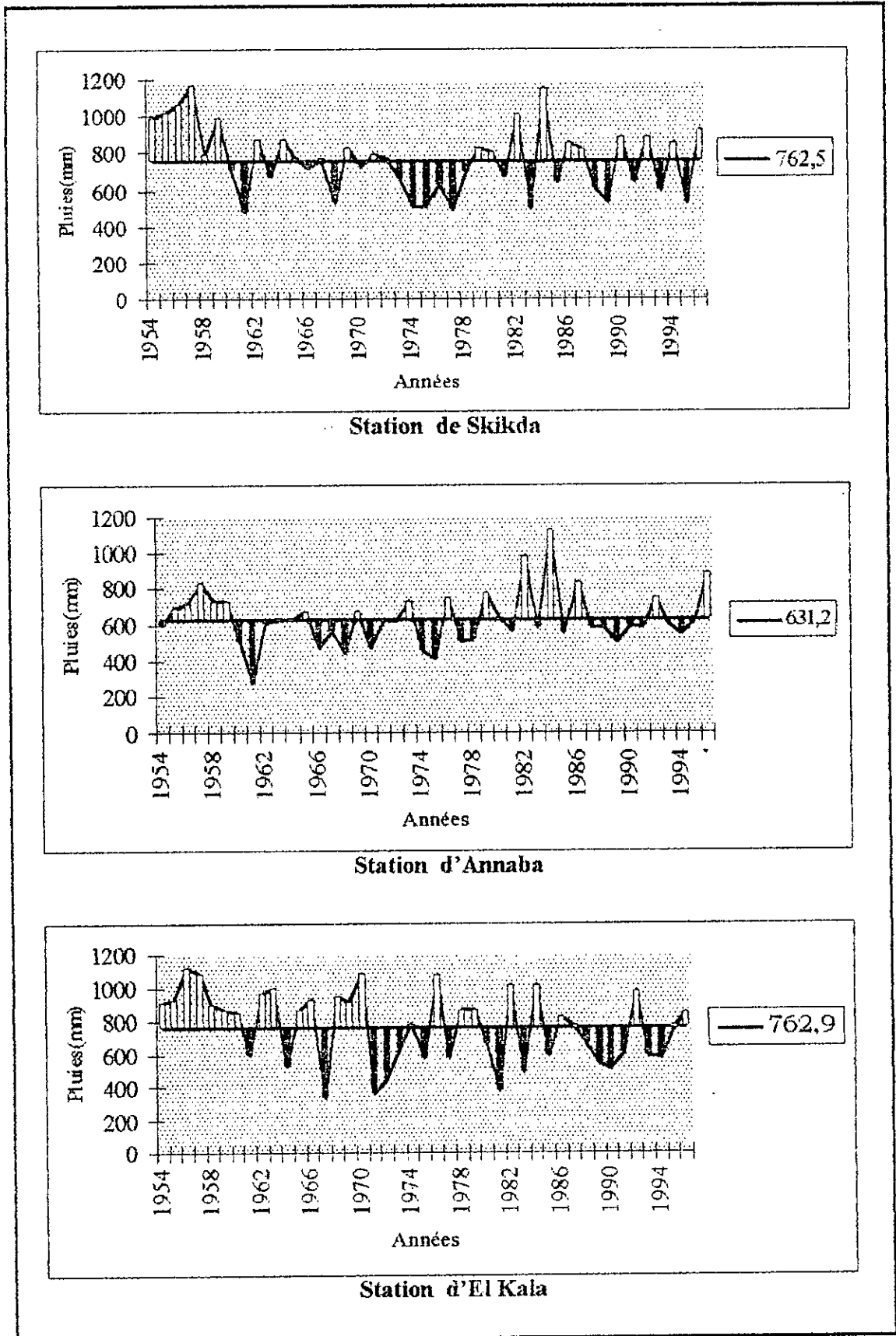
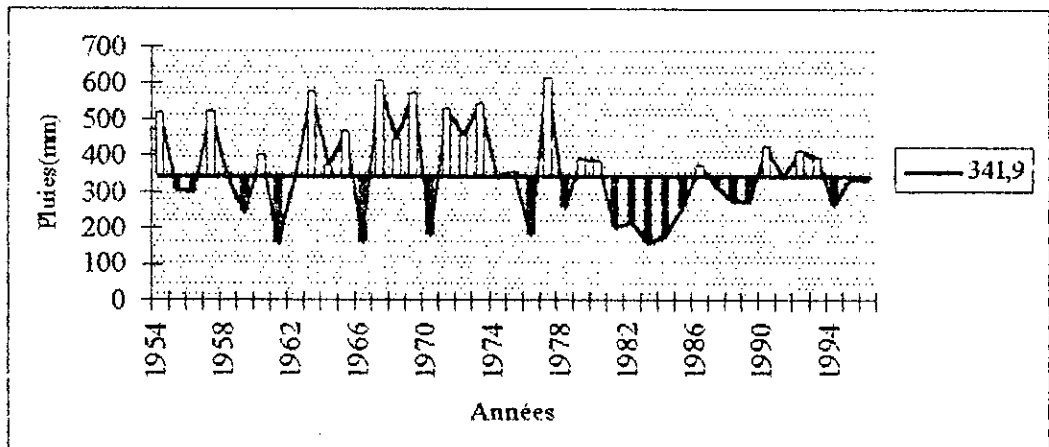
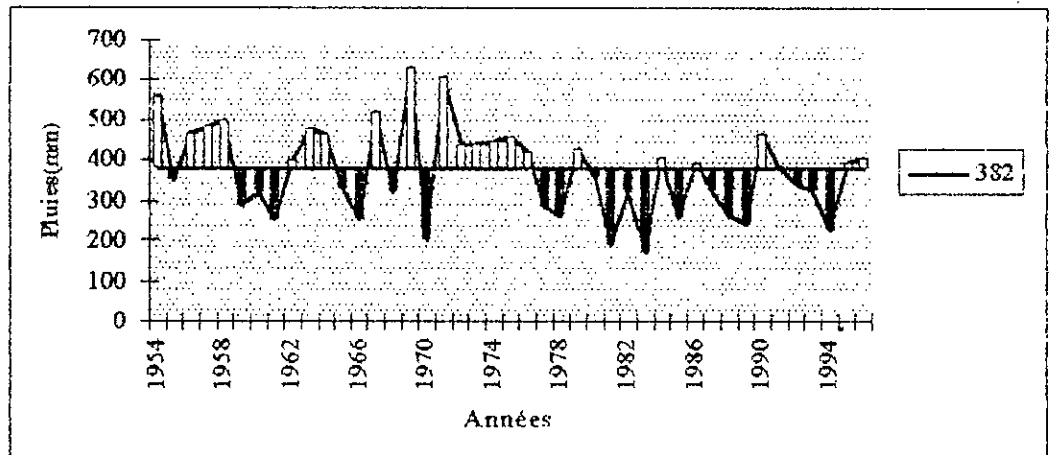


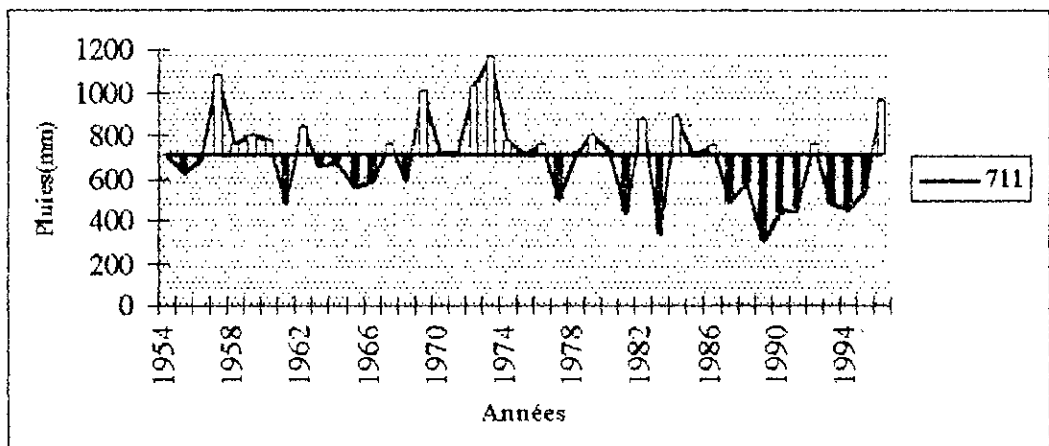
Figure A.2 Variation des pluies annuelles par rapport à la moyenne interannuelle.



Station de Ghazaouet



Station d'Oran



Station d'Alger

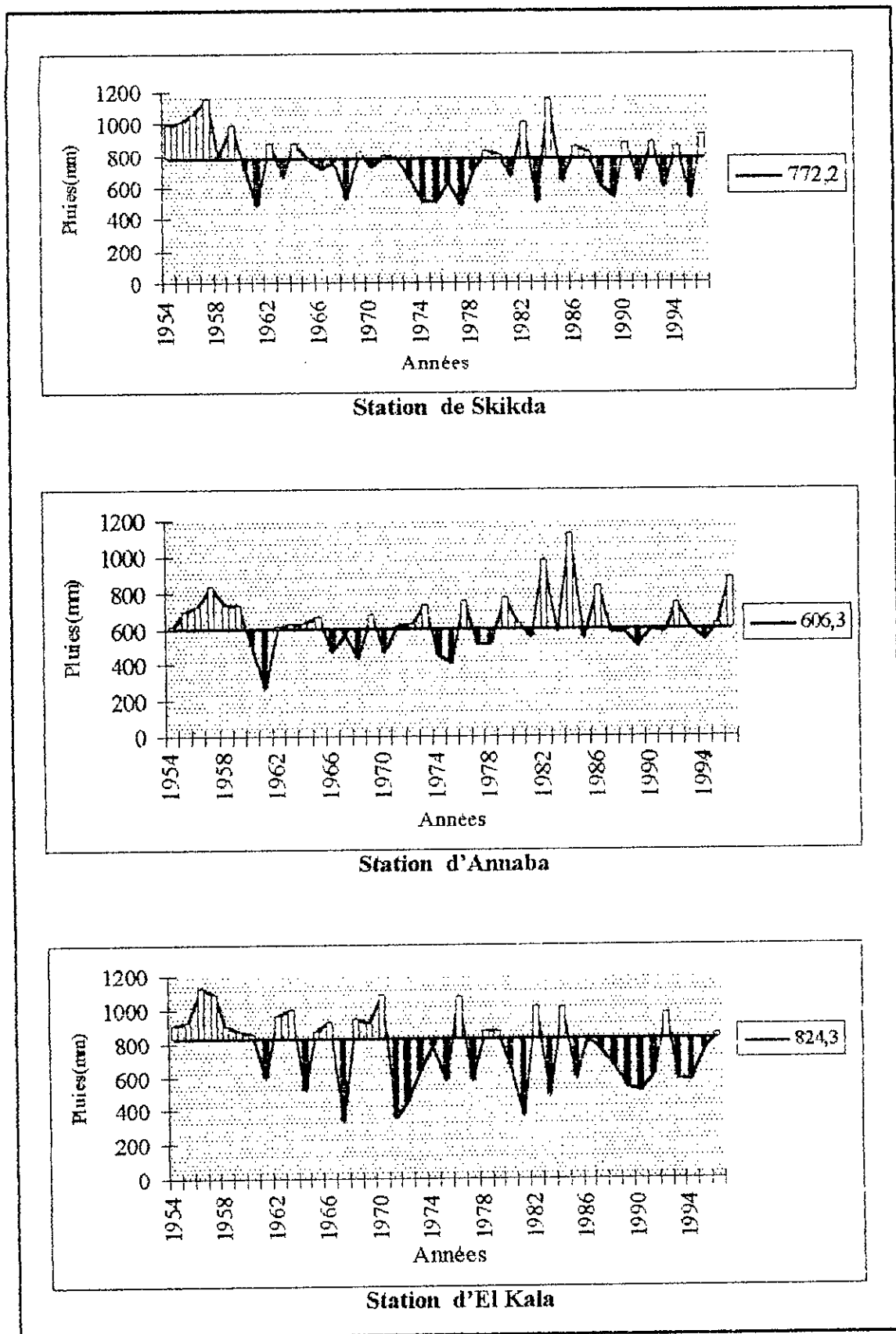
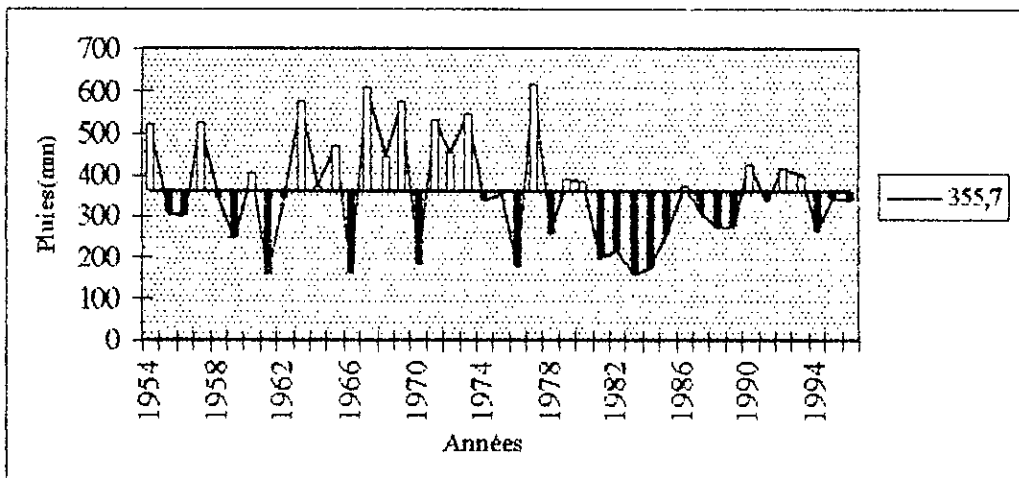
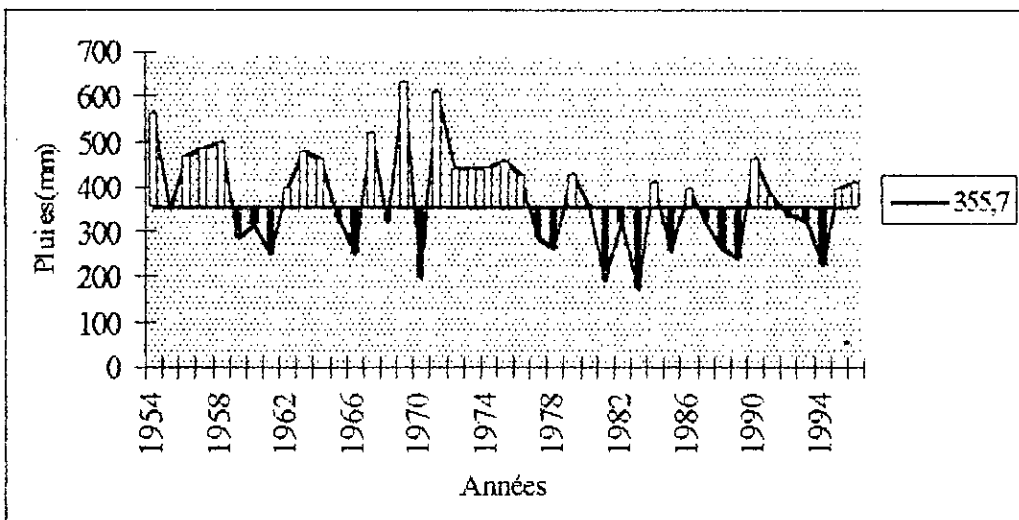


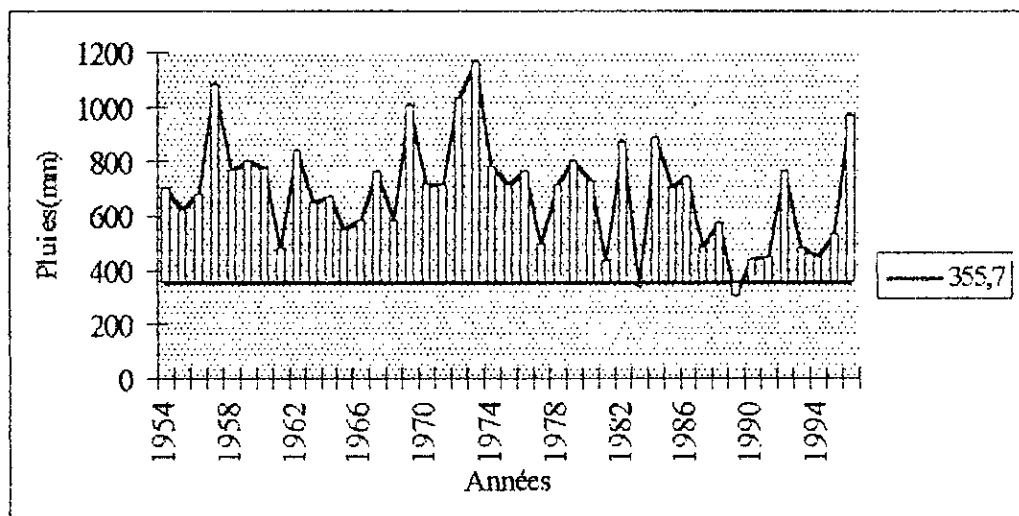
Figure A.3 Variation des pluies annuelles par rapport à la médiane.



Station de Ghazaouet



Station d'Oran



Station d'Alger



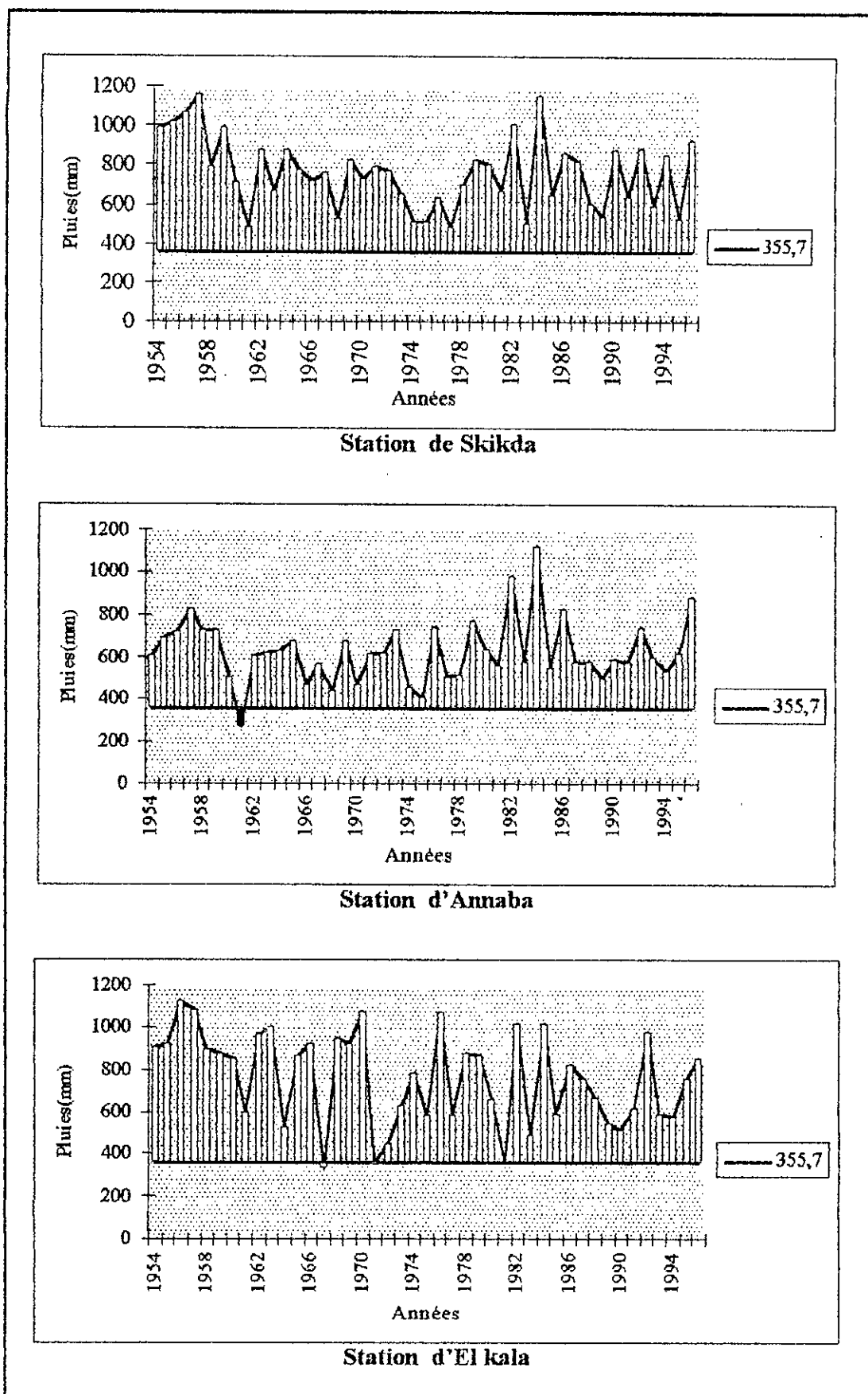
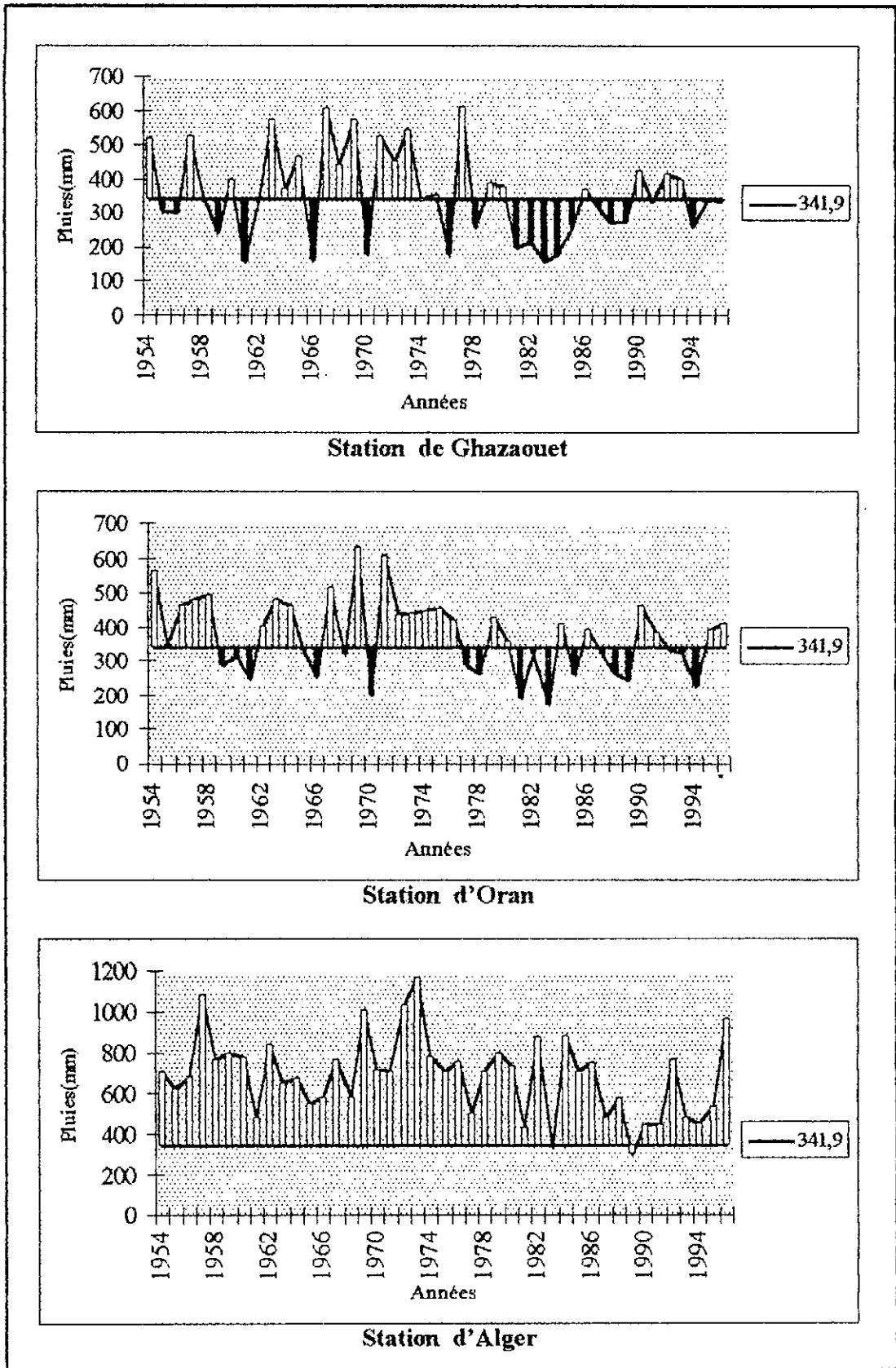


Figure A.4 Variation des pluies annuelles par rapport au minimum des moyennes annuelles.



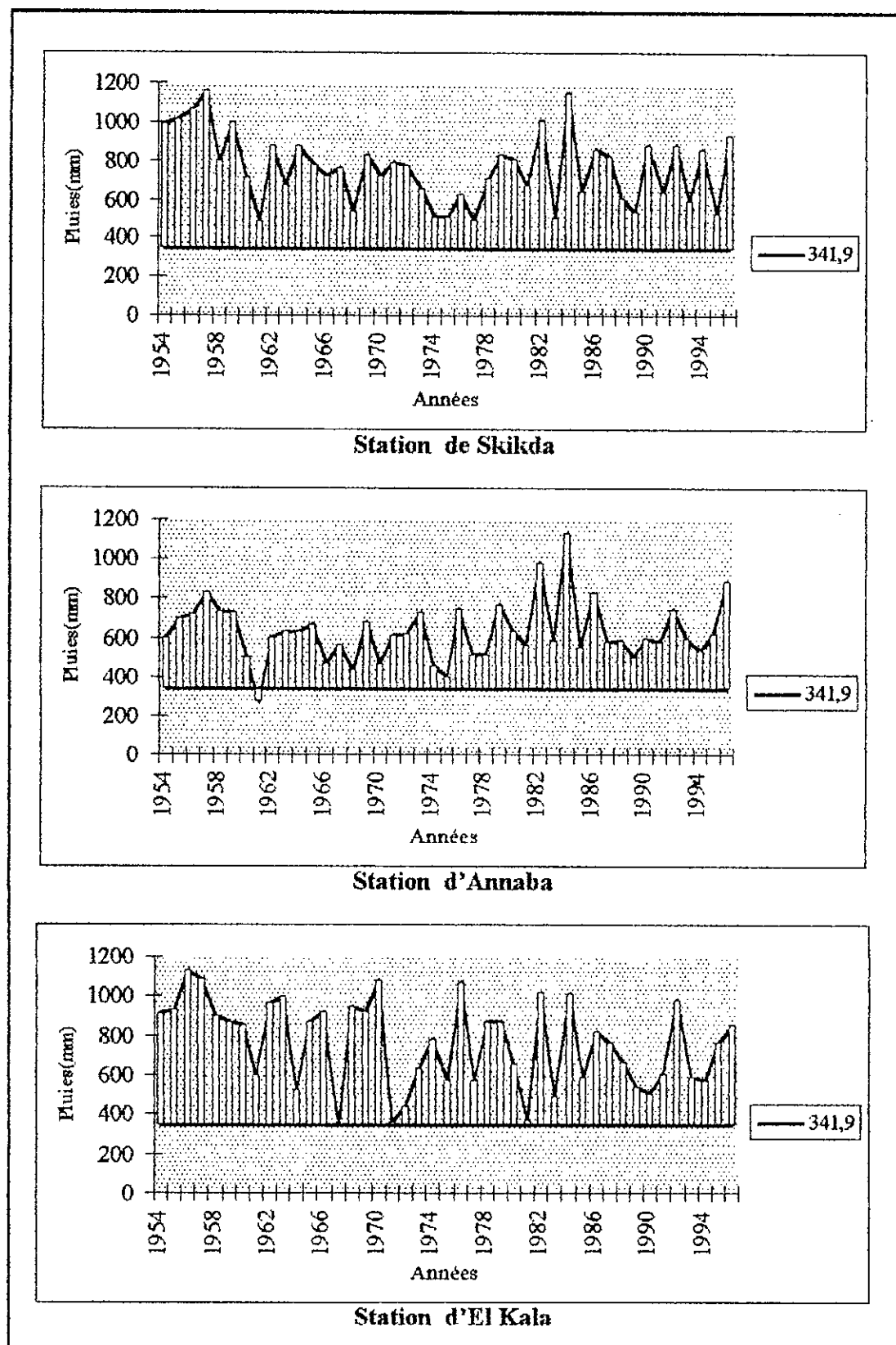
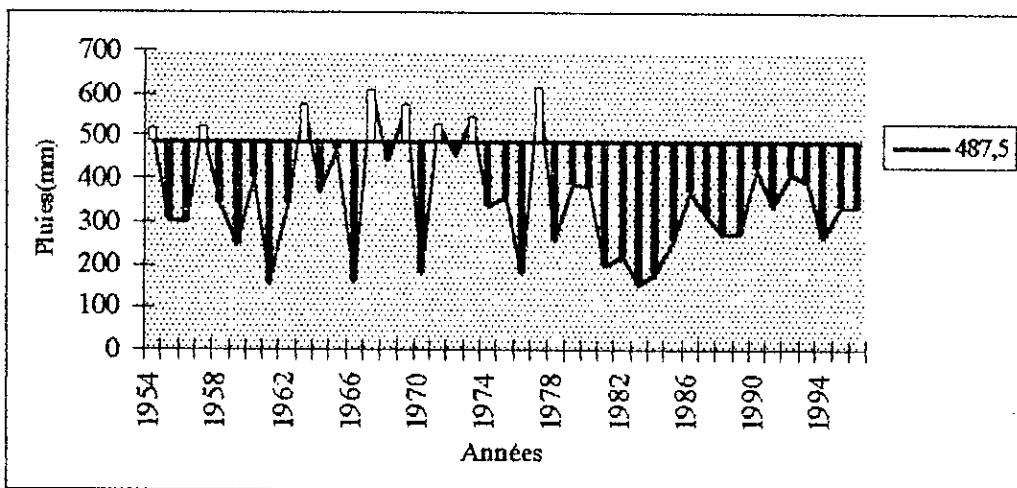
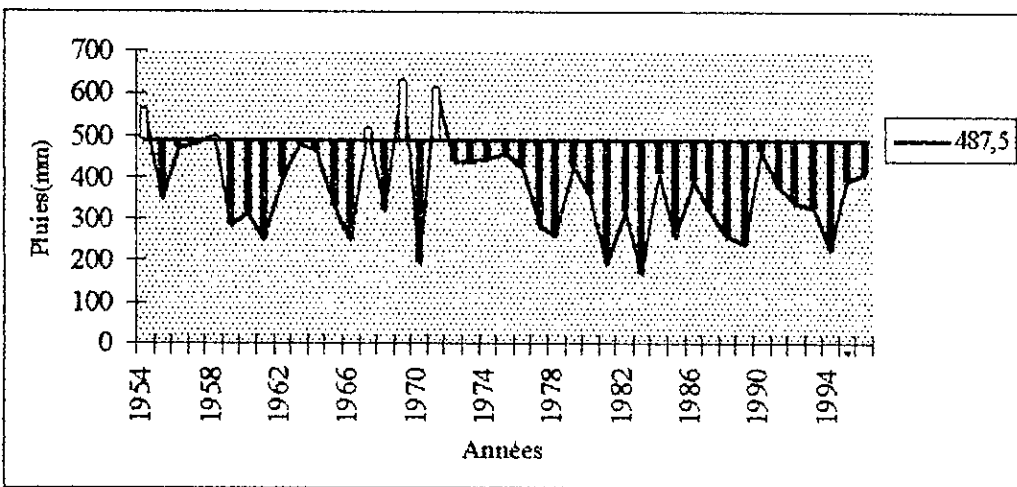


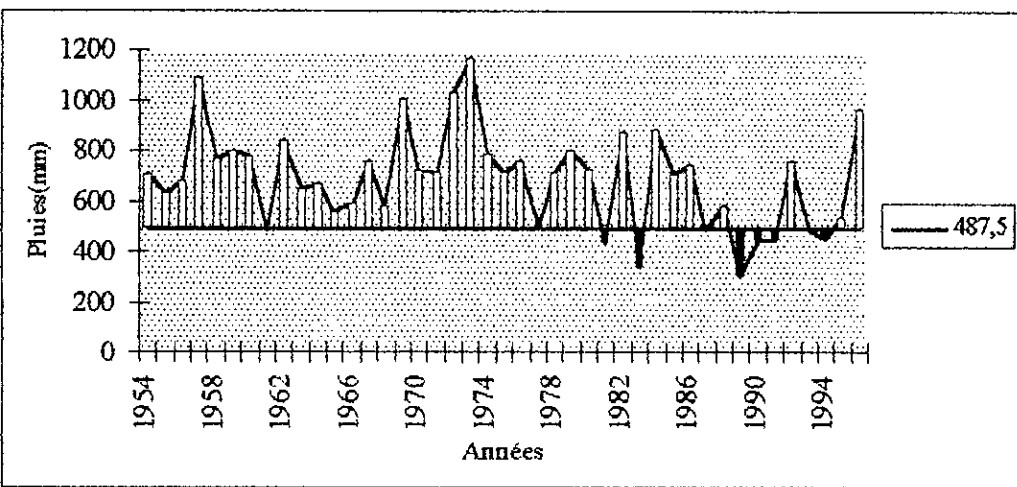
Figure A.5 Variation des pluies annuelles par rapport au minimum des médianes.



Station de Ghazaouet



Station d'Oran



Station d'Alger

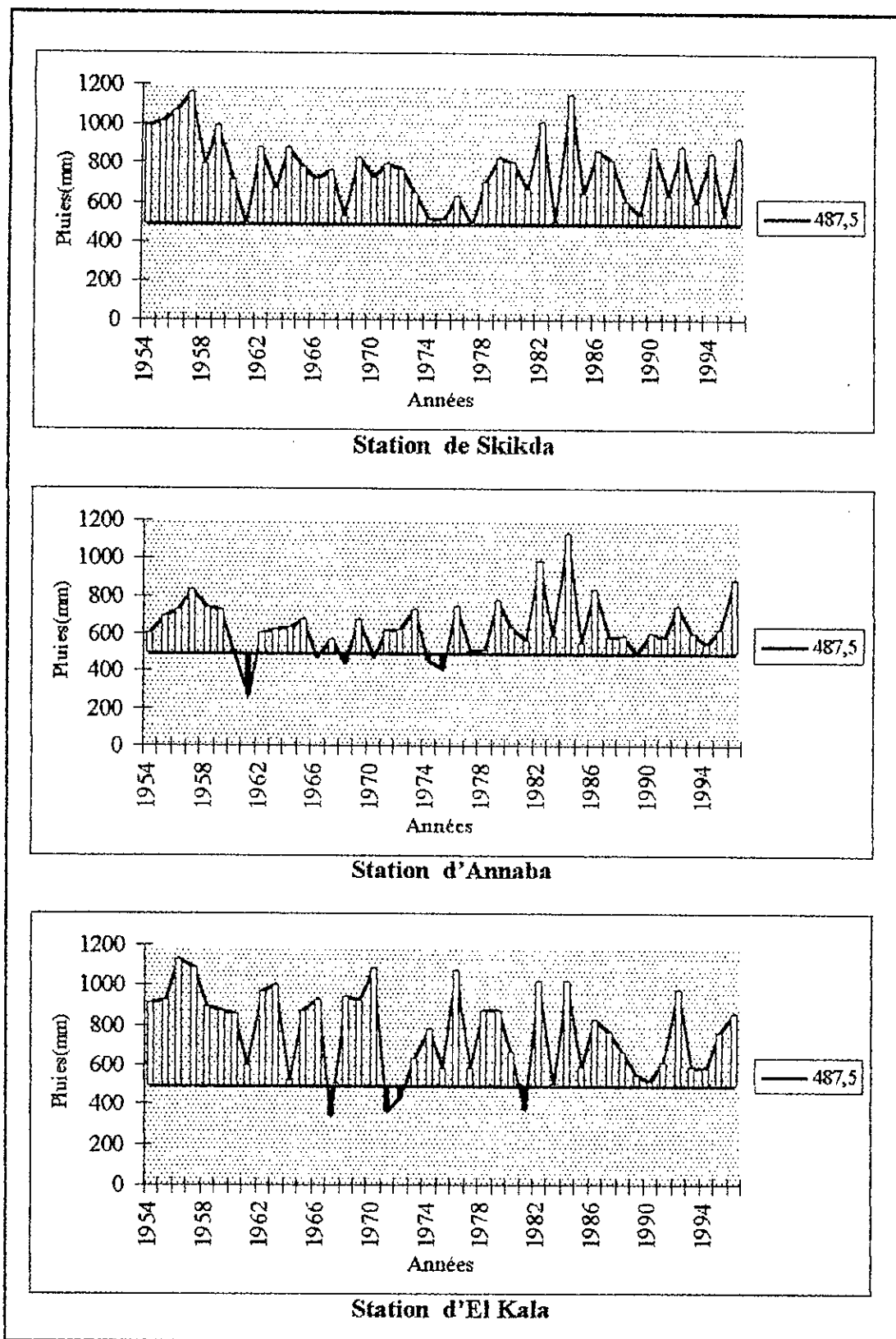


Figure A.6 Variation des pluies annuelles par rapport au maximum des minimums annuelles.

## Annexe B

---

### Tableaux des résultats des chaînes de Markov

Tableau B.1 Probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'ordre 0, 1, 2 pour une saison.

Tableau B.2 Probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour une saison.

Tableau B.3 Probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'ordre 0, 1, 2 pour deux saisons.

Tableau B.4 Probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour deux saisons.

Tableau B.5 Probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'ordre 0, 1, 2 pour quatre saisons.

Tableau B.6 Probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour quatre saisons.

Taleau B.1 Probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'ordre 0, 1, 2 pour une saison.

Station	Période	Ordre 0		Ordre 1				Ordre 2							
		$P_0$	$P_1$	$P_{00}$	$P_{01}$	$P_{10}$	$P_{11}$	$\beta_{000}$	$\beta_{001}$	$\beta_{010}$	$\beta_{011}$	$\beta_{100}$	$\beta_{101}$	$\beta_{110}$	$\beta_{111}$
Gha	54-86	0.86	0.14	0.90	0.10	0.59	0.41	0.91	0.09	0.59	0.41	0.81	0.19	0.59	0.41
	87-96	0.88	0.13	0.91	0.09	0.62	0.38	0.92	0.08	0.62	0.38	0.83	0.17	0.61	0.39
Ora	54-86	0.81	0.19	0.88	0.12	0.49	0.51	0.90	0.10	0.46	0.54	0.78	0.22	0.52	0.48
	87-96	0.82	0.18	0.88	0.12	0.52	0.48	0.89	0.11	0.49	0.51	0.84	0.16	0.57	0.43
Alg	54-86	0.75	0.26	0.85	0.15	0.43	0.57	0.87	0.13	0.46	0.54	0.76	0.24	0.41	0.59
	87-96	0.76	0.24	0.85	0.15	0.49	0.51	0.86	0.14	0.50	0.50	0.77	0.23	0.48	0.52
Ski	54-86	0.71	0.29	0.83	0.17	0.43	0.57	0.85	0.15	0.45	0.55	0.72	0.28	0.41	0.59
	87-96	0.73	0.27	0.84	0.16	0.45	0.55	0.85	0.15	0.42	0.58	0.78	0.22	0.47	0.53
Ann	54-86	0.72	0.28	0.83	0.17	0.43	0.57	0.85	0.15	0.44	0.56	0.74	0.26	0.42	0.58
	87-96	0.72	0.28	0.83	0.17	0.43	0.57	0.84	0.16	0.41	0.59	0.76	0.24	0.45	0.55
Elk	54-86	0.75	0.25	0.85	0.15	0.45	0.55	0.87	0.13	0.47	0.53	0.75	0.25	0.42	0.58
	87-96	0.78	0.22	0.87	0.13	0.44	0.56	0.88	0.12	0.47	0.53	0.82	0.18	0.42	0.58

Tableau B.2 Probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour une saison.

Station	Période	Ordre 3															
		$\gamma_{0000}$	$\gamma_{0001}$	$\gamma_{0010}$	$\gamma_{0011}$	$\gamma_{0100}$	$\gamma_{0101}$	$\gamma_{0110}$	$\gamma_{0111}$	$\gamma_{1000}$	$\gamma_{1001}$	$\gamma_{1010}$	$\gamma_{1011}$	$\gamma_{1100}$	$\gamma_{1101}$	$\gamma_{1110}$	$\gamma_{1111}$
Gha	54-86	0.92	0.08	0.59	0.41	0.81	0.19	0.58	0.42	0.83	0.17	0.58	0.42	0.82	0.18	0.60	0.40
	87-96	0.93	0.07	0.61	0.40	0.83	0.17	0.65	0.35	0.83	0.17	0.71	0.29	0.83	0.17	0.60	0.44
Ora	54-86	0.91	0.09	0.47	0.53	0.80	0.20	0.52	0.48	0.82	0.18	0.44	0.56	0.76	0.24	0.50	0.50
	87-96	0.90	0.10	0.48	0.52	0.83	0.17	0.58	0.42	0.82	0.18	0.50	0.50	0.84	0.16	0.56	0.44
Alg	54-86	0.88	0.12	0.48	0.52	0.78	0.22	0.44	0.56	0.78	0.22	0.42	0.58	0.74	0.26	0.40	0.60
	87-96	0.88	0.12	0.51	0.49	0.80	0.20	0.47	0.53	0.79	0.21	0.44	0.56	0.73	0.27	0.50	0.50
Ski	54-86	0.86	0.14	0.46	0.54	0.76	0.24	0.43	0.57	0.78	0.22	0.41	0.59	0.70	0.30	0.40	0.60
	87-96	0.863	0.14	0.43	0.57	0.82	0.18	0.47	0.53	0.76	0.24	0.39	0.61	0.75	0.25	0.47	0.53
Ann	54-86	0.86	0.14	0.46	0.54	0.75	0.25	0.44	0.56	0.78	0.22	0.38	0.62	0.73	0.27	0.41	0.59
	87-96	0.86	0.14	0.41	0.59	0.76	0.24	0.44	0.56	0.76	0.24	0.42	0.58	0.75	0.25	0.46	0.54
Elk	54-86	0.88	0.12	0.49	0.51	0.77	0.23	0.45	0.55	0.81	0.19	0.43	0.57	0.73	0.27	0.40	0.60
	87-96	0.89	0.11	0.47	0.53	0.85	0.15	0.37	0.64	0.78	0.22	0.48	0.52	0.80	0.20	0.45	0.55

Tableau B.3 Probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'ordre 0, 1, 2 pour deux saisons.

Station	Période	Saison	Ordre 0		Ordre 1				Ordre 2							
			$P_0$	$P_1$	$P_{00}$	$P_{01}$	$P_{10}$	$P_{11}$	$\beta_{000}$	$\beta_{001}$	$\beta_{010}$	$\beta_{011}$	$\beta_{100}$	$\beta_{101}$	$\beta_{110}$	$\beta_{111}$
Gha	54-86	1	0.82	0.18	0.87	0.13	0.57	0.43	0.89	0.11	0.57	0.43	0.80	0.20	0.57	0.43
		2	0.93	0.07	0.95	0.05	0.67	0.33	0.96	0.04	0.67	0.33	0.89	0.11	0.67	0.33
	87-96	1	0.84	0.16	0.88	0.12	0.61	0.39	0.89	0.11	0.62	0.38	0.82	0.18	0.59	0.41
		2	0.95	0.05	0.96	0.04	0.67	0.33	0.97	0.03	0.62	0.38	0.90	0.10	0.75	0.25
Ora	54-86	1	0.75	0.25	0.85	0.15	0.47	0.54	0.86	0.14	0.43	0.57	0.75	0.25	0.50	0.50
		2	0.92	0.08	0.94	0.06	0.63	0.37	0.95	0.05	0.60	0.40	0.87	0.13	0.68	0.32
	87-96	1	0.78	0.22	0.86	0.14	0.46	0.51	0.86	0.14	0.43	0.57	0.75	0.25	0.49	0.51
		2	0.89	0.11	0.92	0.08	0.65	0.35	0.95	0.05	0.60	0.40	0.88	0.13	0.68	0.32
Alg	54-86	1	0.67	0.33	0.80	0.20	0.40	0.60	0.82	0.18	0.41	0.59	0.72	0.28	0.39	0.61
		2	0.90	0.10	0.92	0.09	0.66	0.34	0.93	0.07	0.66	0.34	0.88	0.12	0.67	0.33
	87-87	1	0.70	0.30	0.80	0.20	0.46	0.54	0.81	0.19	0.45	0.55	0.74	0.26	0.46	0.54
		2	0.90	0.10	0.93	0.07	0.67	0.33	0.93	0.07	0.67	0.33	0.86	0.14	0.66	0.34
Ski	54-86	1	0.63	0.37	0.77	0.23	0.39	0.61	0.79	0.21	0.38	0.62	0.69	0.31	0.39	0.61
		2	0.89	0.11	0.91	0.09	0.68	0.32	0.92	0.08	0.68	0.30	0.84	0.16	0.65	0.35
	87-96	1	0.66	0.34	0.78	0.22	0.42	0.58	0.79	0.21	0.38	0.62	0.75	0.25	0.45	0.55
		2	0.88	0.12	0.92	0.08	0.61	0.39	0.92	0.08	0.59	0.41	0.90	0.10	0.63	0.37
Ann	54-86	1	0.63	0.37	0.77	0.23	0.40	0.60	0.79	0.21	0.39	0.61	0.71	0.29	0.40	0.60
		2	0.88	0.12	0.92	0.08	0.63	0.37	0.92	0.08	0.63	0.37	0.86	0.14	0.62	0.38
	87-96	1	0.64	0.36	0.78	0.22	0.40	0.60	0.79	0.21	0.37	0.63	0.72	0.28	0.42	0.58
		2	0.86	0.14	0.91	0.09	0.60	0.41	0.91	0.09	0.55	0.45	0.86	0.14	0.66	0.34
Elk	54-86	1	0.67	0.33	0.79	0.21	0.42	0.58	0.81	0.19	0.44	0.56	0.72	0.28	0.40	0.60
		2	0.92	0.08	0.94	0.06	0.66	0.34	0.95	0.05	0.64	0.36	0.90	0.10	0.68	0.32
	87-96	1	0.71	0.29	0.83	0.17	0.41	0.60	0.84	0.16	0.40	0.60	0.81	0.19	0.41	0.59
		2	0.92	0.08	0.94	0.06	0.68	0.32	0.94	0.06	0.78	0.22	0.86	0.14	0.50	0.50



Tableau B.4 Probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour deux saisons.

Station	Période	Saison	Ordre 3															
			Y <sub>0000</sub>	Y <sub>0001</sub>	Y <sub>0010</sub>	Y <sub>0011</sub>	Y <sub>0100</sub>	Y <sub>0101</sub>	Y <sub>0110</sub>	Y <sub>0111</sub>	Y <sub>1000</sub>	Y <sub>1001</sub>	Y <sub>1010</sub>	Y <sub>1011</sub>	Y <sub>1100</sub>	Y <sub>1101</sub>	Y <sub>1110</sub>	Y <sub>1111</sub>
Gha	54-86	1	0.89	0.11	0.57	0.43	0.79	0.21	0.57	0.43	0.81	0.19	0.58	0.42	0.81	0.19	0.58	0.42
		2	0.96	0.04	0.68	0.32	0.91	0.08	0.62	0.38	0.88	0.12	0.58	0.42	0.86	0.14	0.76	0.24
	87-96	1	0.90	0.10	0.61	0.39	0.82	0.18	0.64	0.36	0.82	0.18	0.68	0.32	0.82	0.18	0.52	0.48
		2	0.97	0.03	0.58	0.42	0.92	0.08	0.67	0.33	0.90	0.10	1.0	0.00	0.90	0.11	1.00	0.00
Ora	54-86	1	0.87	0.13	0.43	0.57	0.77	0.23	0.50	0.51	0.80	0.20	0.44	0.60	0.74	0.25	0.51	0.50
		2	0.95	0.05	0.63	0.37	0.88	0.12	0.73	0.27	0.90	0.10	0.41	0.59	0.90	0.14	0.58	0.42
	87-96	1	0.87	0.13	0.43	0.57	0.77	0.23	0.50	0.51	0.80	0.20	0.44	0.56	0.74	0.26	0.49	0.51
		2	0.95	0.05	0.63	0.37	0.89	0.11	0.74	0.26	0.90	0.10	0.41	0.59	0.86	0.14	0.58	0.42
Alg	54-86	1	0.83	0.17	0.41	0.59	0.73	0.27	0.41	0.59	0.77	0.23	0.39	0.61	0.72	0.28	0.37	0.63
		2	0.94	0.06	0.67	0.33	0.89	0.11	0.60	0.40	0.83	0.17	0.60	0.42	0.84	0.16	0.79	0.21
	87-87	1	0.83	0.17	0.46	0.54	0.78	0.22	0.45	0.55	0.76	0.24	0.43	0.57	0.71	0.29	0.47	0.53
		2	0.94	0.06	0.70	0.30	0.87	0.13	0.62	0.38	0.89	0.11	0.50	0.50	0.83	0.17	0.73	0.27
Skí	54-86	1	0.80	0.20	0.39	0.61	0.71	0.28	0.39	0.60	0.74	0.26	0.36	0.64	0.68	0.32	0.39	0.61
		2	0.92	0.08	0.69	0.31	0.85	0.15	0.67	0.33	0.87	0.13	0.72	0.28	0.81	0.19	0.61	0.39
	87-96	1	0.81	0.19	0.38	0.62	0.78	0.22	0.44	0.60	0.72	0.28	0.54	0.65	0.72	0.28	0.45	0.54
		2	0.92	0.08	0.57	0.43	0.91	0.09	0.65	0.35	0.88	0.12	0.75	0.25	0.89	0.11	0.61	0.39
Ann	54-86	1	0.80	0.20	0.41	0.59	0.71	0.29	0.41	0.59	0.75	0.25	0.35	0.65	0.71	0.30	0.39	0.61
		2	0.93	0.07	0.92	0.38	0.86	0.14	0.61	0.39	0.89	0.11	0.67	0.33	0.86	0.14	0.65	0.35
	87-96	1	0.80	0.20	0.36	0.64	0.71	0.29	0.40	0.60	0.73	0.27	0.40	0.60	0.73	0.27	0.43	0.56
		2	0.92	0.08	0.55	0.45	0.87	0.13	0.64	0.36	0.83	0.17	0.57	0.43	0.85	0.15	0.71	0.29
Elk	54-86	1	0.81	0.19	0.45	0.55	0.73	0.27	0.42	0.58	0.80	0.20	0.41	0.59	0.71	0.30	0.39	0.61
		2	0.95	0.05	0.63	0.37	0.91	0.09	0.68	0.32	0.90	0.10	0.75	0.25	0.90	0.10	0.69	0.31
	87-96	1	0.85	0.15	0.40	0.60	0.85	0.15	0.37	0.63	0.76	0.24	0.38	0.62	0.79	0.21	0.44	0.56
		2	0.95	0.05	0.74	0.26	0.86	0.14	0.33	0.67	0.84	0.160	1.0	0.00	0.87	0.13	0.63	0.37

Tableau B.5 Probabilités inconditionnelles et conditionnelles d'ordre 0, 1, 2 pour quatre saisons.

Station	Période	Saison	Ordre 0		Ordre 1				Ordre 2							
			$P_0$	$P_1$	$P_{00}$	$P_{01}$	$P_{10}$	$P_{11}$	$\beta_{000}$	$\beta_{001}$	$\beta_{010}$	$\beta_{011}$	$\beta_{100}$	$\beta_{101}$	$\beta_{110}$	$\beta_{111}$
Gha	54-86	1	0.78	0.22	0.84	0.16	0.56	0.44	0.86	0.14	0.57	0.43	0.76	0.24	0.55	0.45
		2	0.82	0.18	0.87	0.13	0.58	0.42	0.88	0.12	0.55	0.45	0.83	0.17	0.63	0.37
		3	0.96	0.04	0.97	0.03	0.70	0.30	0.97	0.03	0.72	0.28	0.92	0.07	0.68	0.34
		4	0.87	0.13	0.91	0.09	0.62	0.38	0.91	0.09	0.64	0.36	0.84	0.16	0.59	0.41
	87-96	1	0.81	0.19	0.85	0.15	0.62	0.3	0.86	0.14	0.64	0.36	0.83	0.17	0.58	0.42
		2	0.85	0.15	0.89	0.11	0.58	0.42	0.90	0.10	0.59	0.41	0.86	0.14	0.57	0.43
		3	0.97	0.03	0.98	0.02	0.64	0.36	0.98	0.02	0.56	0.44	0.88	0.13	0.80	0.20
		4	0.87	0.13	0.90	0.10	0.67	0.33	0.91	0.09	0.65	0.35	0.81	0.12	0.70	0.30
Ora	54-86	1	0.70	0.30	0.81	0.19	0.43	0.57	0.84	0.16	0.39	0.61	0.70	0.30	0.46	0.54
		2	0.76	0.24	0.85	0.15	0.49	0.51	0.86	0.14	0.47	0.53	0.78	0.22	0.52	0.48
		3	0.95	0.05	0.96	0.04	0.73	0.27	0.86	0.04	0.67	0.33	0.95	0.05	0.90	0.10
		4	0.81	0.20	0.88	0.12	0.52	0.48	0.89	0.11	0.48	0.52	0.81	0.19	0.56	0.44
	87-96	1	0.74	0.26	0.83	0.17	0.48	0.52	0.84	0.16	0.42	0.58	0.77	0.22	0.54	0.46
		2	0.77	0.23	0.86	0.14	0.47	0.53	0.86	0.14	0.45	0.55	0.91	0.09	0.51	0.49
		3	0.93	0.07	0.95	0.05	0.78	0.22	0.95	0.05	0.71	0.29	0.92	0.08	0.79	0.22
		4	0.82	0.18	0.87	0.13	0.57	0.43	0.88	0.02	0.49	0.51	0.79	0.21	0.65	0.35
Alg	54-86	1	0.60	0.40	0.77	0.23	0.36	0.64	0.79	0.21	0.38	0.62	0.68	0.32	0.34	0.66
		2	0.71	0.29	0.81	0.19	0.47	0.53	0.82	0.18	0.45	0.55	0.77	0.23	0.49	0.51
		3	0.92	0.08	0.94	0.06	0.72	0.28	0.94	0.06	0.70	0.30	0.90	0.10	0.75	0.25
		4	0.74	0.26	0.85	0.15	0.42	0.58	0.86	0.14	0.45	0.55	0.77	0.23	0.40	0.60
	87-96	1	0.64	0.36	0.78	0.21	0.38	0.62	0.80	0.21	0.37	0.63	0.76	0.24	0.38	0.62
		2	0.74	0.26	0.83	0.17	0.49	0.51	0.84	0.16	0.46	0.54	0.76	0.24	0.51	0.49
		3	0.93	0.07	0.94	0.06	0.73	0.27	0.95	0.05	0.71	0.29	0.92	0.08	0.81	0.19
		4	0.75	0.25	0.81	0.19	0.58	0.42	0.83	0.17	0.57	0.43	0.73	0.27	0.60	0.40

Suite du tableau B.5

Station	Période	Saison	Ordre 1		Ordre 1				Ordre 2							
			P <sub>0</sub>	P <sub>1</sub>	P <sub>00</sub>	P <sub>01</sub>	P <sub>10</sub>	P <sub>11</sub>	β <sub>000</sub>	β <sub>001</sub>	β <sub>010</sub>	β <sub>011</sub>	β <sub>100</sub>	β <sub>101</sub>	β <sub>110</sub>	β <sub>111</sub>
Ski	54-86	1	0.56	0.44	0.72	0.28	0.36	0.64	0.75	0.25	0.36	0.65	0.65	0.35	0.36	0.64
		2	0.68	0.32	0.79	0.21	0.45	0.55	0.81	0.19	0.44	0.56	0.73	0.27	0.56	0.54
		3	0.92	0.08	0.94	0.06	0.75	0.25	0.94	0.06	0.79	0.21	0.85	0.15	0.62	0.38
		4	0.69	0.31	0.81	0.19	0.42	0.58	0.82	0.18	0.40	0.60	0.75	0.25	0.42	0.58
	87-96	1	0.60	0.40	0.75	0.25	0.37	0.63	0.76	0.24	0.31	0.69	0.73	0.27	0.41	0.59
		2	0.69	0.31	0.81	0.19	0.43	0.57	0.80	0.20	0.39	0.61	0.86	0.14	0.46	0.54
		3	0.91	0.09	0.94	0.06	0.66	0.34	0.94	0.06	0.62	0.38	0.88	0.12	0.73	0.27
		4	0.72	0.28	0.80	0.20	0.51	0.49	0.82	0.18	0.48	0.52	0.72	0.28	0.54	0.46
Ann	54-86	1	0.56	0.44	0.73	0.27	0.36	0.64	0.75	0.25	0.33	0.67	0.67	0.33	0.37	0.63
		2	0.68	0.32	0.79	0.21	0.45	0.55	0.80	0.20	0.43	0.57	0.76	0.24	0.46	0.54
		3	0.92	0.08	0.94	0.06	0.72	0.28	0.94	0.60	0.71	0.29	0.87	0.13	0.73	0.27
		4	0.70	0.30	0.81	0.20	0.44	0.56	0.83	0.17	0.45	0.55	0.74	0.26	0.43	0.57
	87-96	1	0.57	0.43	0.75	0.25	0.35	0.65	0.77	0.23	0.34	0.66	0.70	0.3	0.36	0.64
		2	0.68	0.32	0.79	0.21	0.44	0.56	0.80	0.20	0.35	0.65	0.74	0.26	0.50	0.50
		3	0.91	0.09	0.93	0.07	0.67	0.33	0.93	0.07	0.62	0.38	0.80	0.16	0.77	0.23
		4	0.69	0.31	0.80	0.20	0.46	0.54	0.81	0.19	0.45	0.55	0.80	0.20	0.48	0.52
Elk	54-86	1	0.60	0.40	0.75	0.25	0.37	0.63	0.77	0.23	0.38	0.62	0.69	0.31	0.37	0.63
		2	0.74	0.26	0.83	0.17	0.49	0.51	0.84	0.16	0.47	0.53	0.76	0.24	0.50	0.50
		3	0.95	0.05	0.96	0.04	0.72	0.28	0.96	0.04	0.72	0.28	0.90	0.10	0.72	0.28
		4	0.72	0.28	0.82	0.18	0.45	0.55	0.83	0.17	0.50	0.50	0.75	0.25	0.41	0.59
	87-96	1	0.65	0.35	0.80	0.20	0.36	0.64								
		2	0.73	0.27	0.85	0.15	0.43	0.57								
		3	0.97	0.03	0.97	0.03	1.00	0.00								
		4	0.82	0.18	0.85	0.15	0.51	0.50								

Tableau B.6 Probabilités conditionnelles d'ordre 3 pour quatre saisons.

Station	Période	Saison	Ordre 3															
			Y <sub>0000</sub>	Y <sub>0001</sub>	Y <sub>0010</sub>	Y <sub>0011</sub>	Y <sub>0100</sub>	Y <sub>0101</sub>	Y <sub>0110</sub>	Y <sub>0111</sub>	Y <sub>1000</sub>	Y <sub>1001</sub>	Y <sub>1010</sub>	Y <sub>1011</sub>	Y <sub>1100</sub>	Y <sub>1101</sub>	Y <sub>1110</sub>	Y <sub>1111</sub>
Gha	54-86	1	0.87	0.13	0.56	0.44	0.75	0.25	0.57	0.43	0.77	0.23	0.60	0.40	0.77	0.23	0.51	0.49
		2	0.88	0.12	0.56	0.44	0.80	0.20	0.58	0.42	0.84	0.16	0.49	0.51	0.86	0.14	0.70	0.30
		3	0.97	0.03	0.74	0.26	0.95	0.05	0.56	0.44	0.94	0.06	0.50	0.50	0.87	0.13	0.83	0.17
		4	0.92	0.08	0.63	0.37	0.86	0.14	0.58	0.42	0.83	0.17	0.67	0.33	0.81	0.19	0.60	0.40
	87-96	1	0.87	0.13	0.66	0.34	0.79	0.21	0.63	0.37	0.77	0.23	0.56	0.44	0.90	0.10	0.50	0.50
		2	0.91	0.09	0.51	0.50	0.84	0.16	0.59	0.41	0.78	0.22	1.00	0.00	0.88	0.12	0.54	0.46
		3	0.98	0.02	0.50	0.50	1.00	0.00	0.75	0.25	1.00	0.00	1.00	0.00	0.75	0.25	1.00	0.00
		4	0.91	0.09	0.66	0.34	0.85	0.15	0.71	0.29	0.94	0.06	0.62	0.38	0.71	0.29	0.67	0.33
Ora	54-86	1	0.86	0.14	0.37	0.63	0.72	0.28	0.47	0.53	0.75	0.25	0.43	0.57	0.69	0.31	0.45	0.55
		2	0.87	0.13	0.48	0.52	0.77	0.23	0.50	0.50	0.81	0.19	0.42	0.58	0.79	0.21	0.53	0.47
		3	0.96	0.04	0.68	0.32	0.97	0.03	0.89	0.11	0.94	0.06	0.40	0.60	0.92	0.08	1.00	0.00
		4	0.89	0.11	0.47	0.53	0.82	0.18	0.54	0.47	0.87	0.13	0.48	0.52	0.80	0.20	0.60	0.40
	87-96	1	0.86	0.14	0.42	0.58	0.77	0.23	0.47	0.53	0.75	0.25	0.40	0.60	0.78	0.22	0.62	0.38
		2	0.87	0.13	0.43	0.58	0.91	0.09	0.51	0.49	0.81	0.19	0.70	0.30	0.91	0.09	0.52	0.48
		3	0.95	0.06	0.73	0.27	0.91	0.09	0.79	0.21	0.95	0.05	0.50	0.50	0.93	0.07	0.75	0.25
		4	0.89	0.11	0.48	0.52	0.77	0.23	0.73	0.27	0.85	0.15	0.53	0.50	0.81	0.19	0.50	0.50
Alg	54-86	1	0.81	0.19	0.36	0.64	0.69	0.31	0.36	0.64	0.76	0.24	0.42	0.58	0.68	0.32	0.33	0.67
		2	0.84	0.16	0.48	0.52	0.77	0.23	0.50	0.50	0.72	0.28	0.37	0.63	0.76	0.24	0.48	0.52
		3	0.95	0.05	0.71	0.29	0.92	0.08	0.69	0.31	0.86	0.14	0.65	0.35	0.84	0.16	0.90	0.11
		4	0.86	0.14	0.47	0.53	0.78	0.22	0.41	0.59	0.85	0.15	0.41	0.59	0.75	0.25	0.39	0.61
	87-96	1	0.82	0.18	0.36	0.64	0.72	0.28	0.33	0.67	0.68	0.32	0.42	0.58	0.79	0.21	0.41	0.59
		2	0.85	0.15	0.51	0.49	0.85	0.15	0.50	0.50	0.79	0.21	0.32	0.68	0.69	0.31	0.52	0.48
		3	0.95	0.05	0.68	0.32	0.88	0.12	0.77	0.23	0.93	0.07	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00
		4	0.83	0.17	0.59	0.41	0.79	0.21	0.55	0.45	0.83	0.17	0.50	0.50	0.64	0.36	0.66	0.34

Suite du tableau B.6

Station	Période	Saison	Ordre 3															
			$Y_{0000}$	$Y_{0001}$	$Y_{0010}$	$Y_{0011}$	$Y_{0100}$	$Y_{0101}$	$Y_{0110}$	$Y_{0111}$	$Y_{1000}$	$Y_{1001}$	$Y_{1010}$	$Y_{1011}$	$Y_{1100}$	$Y_{1101}$	$Y_{1110}$	$Y_{1111}$
Ski	54-86	1	0.77	0.23	0.34	0.66	0.69	0.31	0.35	0.66	0.69	0.32	0.37	0.63	0.63	0.37	0.37	0.63
		2	0.82	0.18	0.44	0.56	0.75	0.26	0.52	0.48	0.77	0.23	0.45	0.55	0.72	0.28	0.41	0.60
		3	0.94	0.06	0.80	0.20	0.86	0.14	0.58	0.42	0.92	0.08	0.74	0.26	0.83	0.17	0.70	0.30
		4	0.83	0.17	0.43	0.57	0.75	0.25	0.41	0.59	0.80	0.20	0.32	0.68	0.74	0.26	0.43	0.58
	87-96	1	0.80	0.20	0.32	0.68	0.82	0.18	0.46	0.54	0.64	0.36	0.30	0.70	0.69	0.31	0.37	0.63
		2	0.80	0.20	0.38	0.62	0.88	0.12	0.42	0.58	0.80	0.21	0.41	0.59	0.84	0.16	0.49	0.51
		3	0.94	0.06	0.61	0.39	0.87	0.13	0.74	0.26	0.89	0.12	0.67	0.33	0.89	0.11	0.71	0.29
		4	0.83	0.17	0.49	0.51	0.75	0.25	0.47	0.59	0.80	0.20	0.42	0.58	0.68	0.32	0.63	0.37
Ann	54-86	1	0.75	0.25	0.34	0.66	0.66	0.34	0.40	0.60	0.74	0.26	0.32	0.68	0.67	0.33	0.36	0.64
		2	0.81	0.19	0.44	0.56	0.77	0.23	0.43	0.57	0.77	0.23	0.40	0.60	0.75	0.25	0.48	0.52
		3	0.94	0.06	0.72	0.28	0.86	0.14	0.73	0.28	0.91	0.09	0.67	0.33	0.88	0.12	0.74	0.26
		4	0.84	0.16	0.47	0.53	0.73	0.27	0.43	0.57	0.78	0.22	0.41	0.59	0.75	0.25	0.42	0.58
	87-96	1	0.78	0.22	0.34	0.66	0.73	0.27	0.39	0.61	0.71	0.29	0.34	0.66	0.68	0.32	0.35	0.65
		2	0.80	0.20	0.32	0.68	0.75	0.25	0.48	0.52	0.80	0.20	0.43	0.57	0.73	0.27	0.53	0.47
		3	0.94	0.06	0.62	0.38	0.85	0.15	0.78	0.22	0.85	0.15	0.60	0.40	0.83	0.17	0.71	0.29
		4	0.83	0.17	0.45	0.55	0.74	0.26	0.36	0.64	0.70	0.30	0.46	0.54	0.85	0.15	0.58	0.42
Elk	54-86	1	0.77	0.23	0.39	0.61	0.75	0.25	0.40	0.60	0.77	0.23	0.35	0.65	0.66	0.34	0.36	0.64
		2	0.84	0.16	0.48	0.52	0.80	0.21	0.50	0.50	0.83	0.17	0.47	0.53	0.73	0.27	0.49	0.51
		3	0.96	0.04	0.70	0.30	0.90	0.10	0.73	0.27	0.97	0.03	0.83	0.17	0.91	0.09	0.69	0.31
		4	0.84	0.16	0.51	0.49	0.71	0.29	0.42	0.58	0.77	0.23	0.47	0.53	0.79	0.21	0.41	0.60
	87-96	1																
		2																
		3																
		4																

---

## Annexe C

---

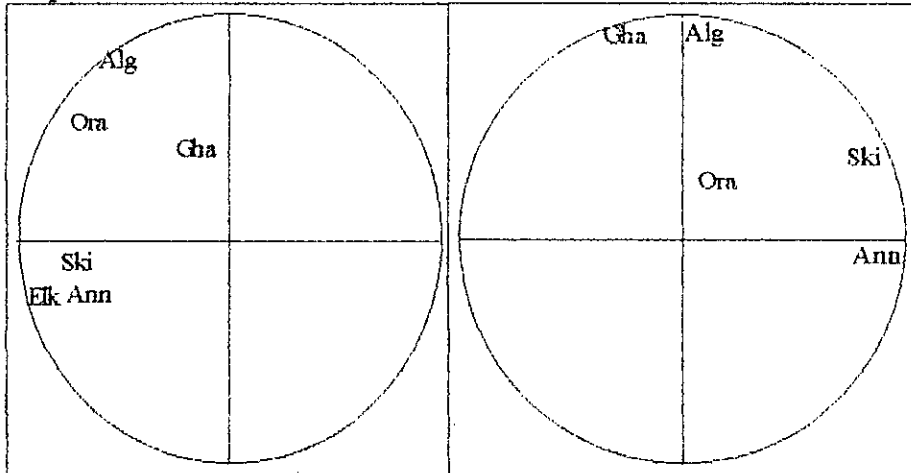
### Graphiques des cercles de corrélation de l'A.C.P

Figure C.1 Cercles de corrélation des données mensuelles entre l'axe 1 et l'axe 2.

Figure C.2 Cercles de corrélation des données mensuelles entre l'axe 1 et l'axe 3.

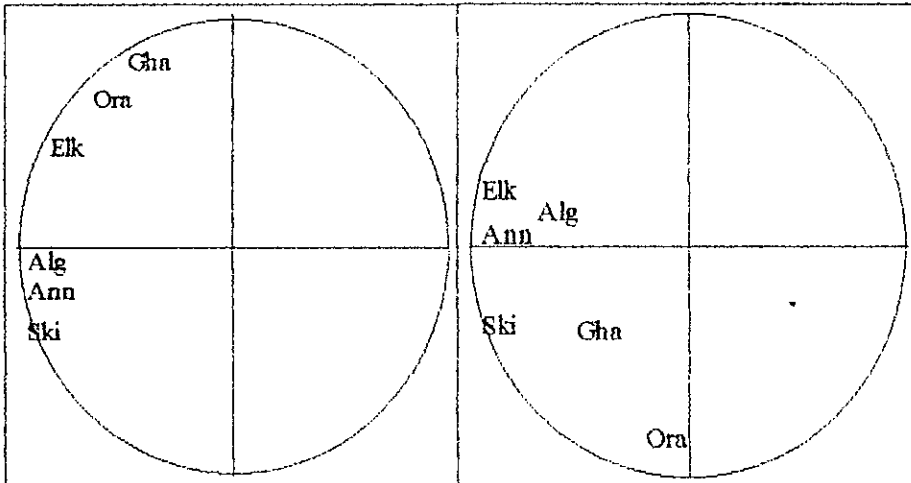
**Figure C.3** Contribution des CP mensuelles.

- Septembre

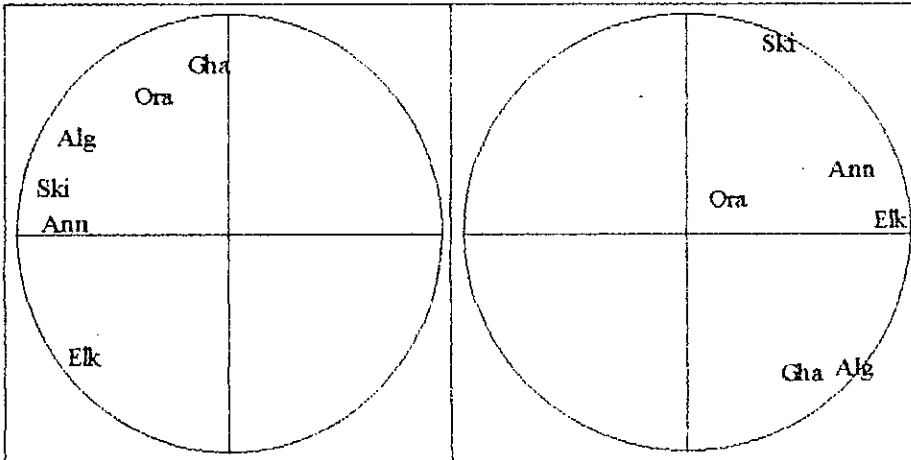


Point vus: Ann, point caché: Elk

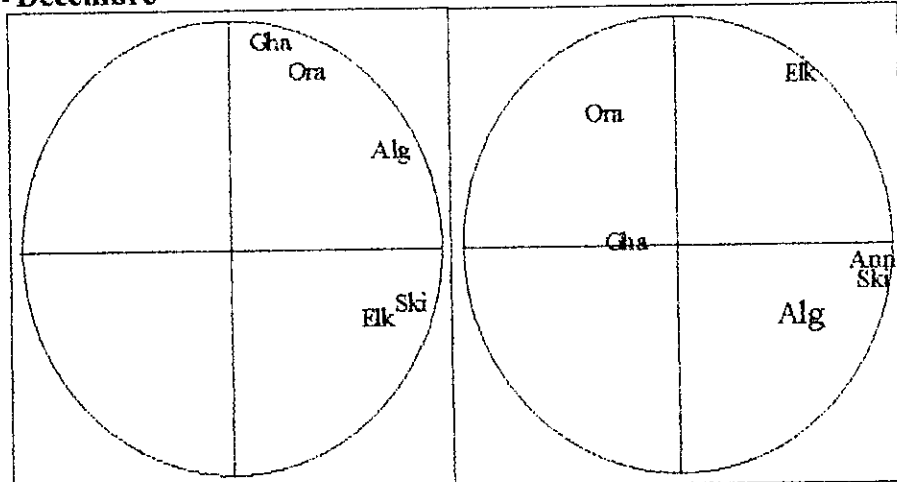
- Octobre



- Novembre

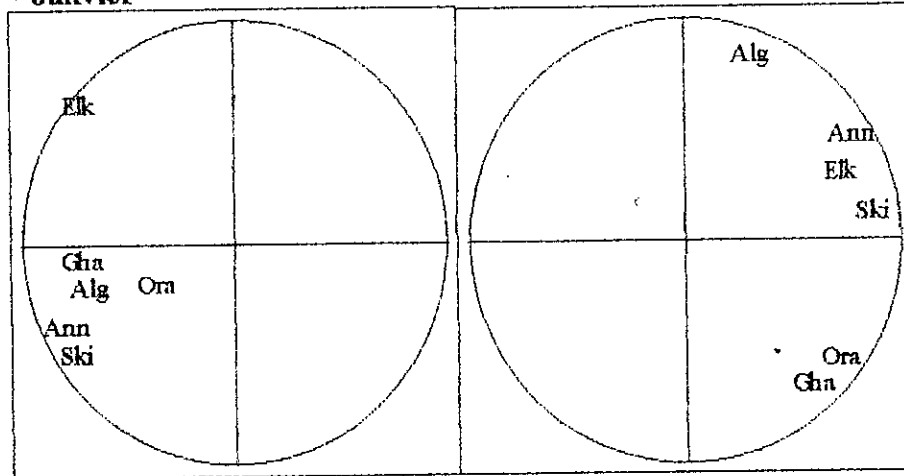


- Décembre

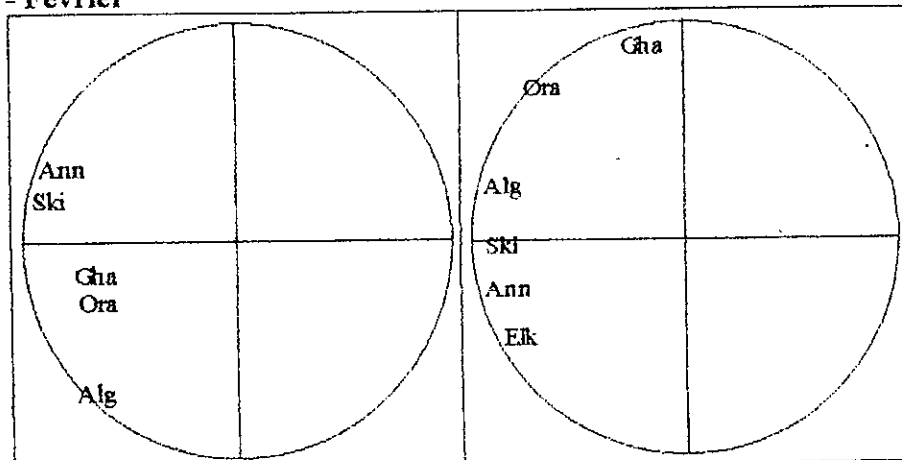


Point vis: Ski, point caché: Ann

- Janvier



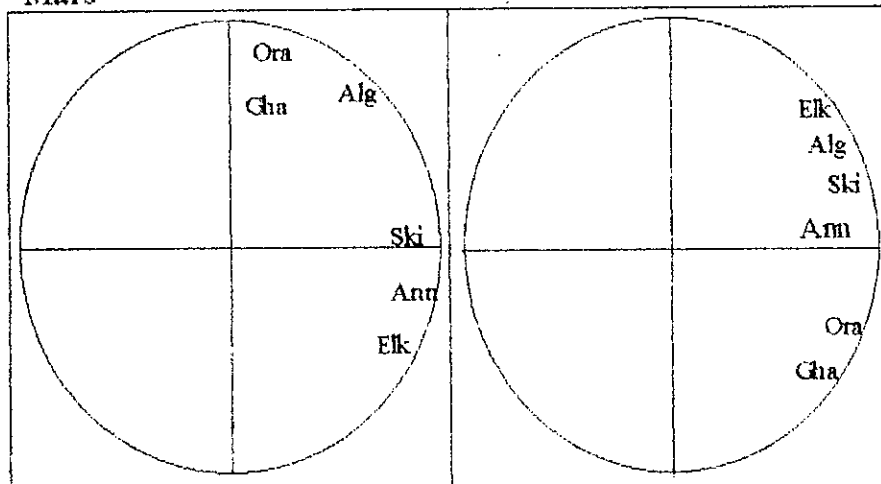
- Février



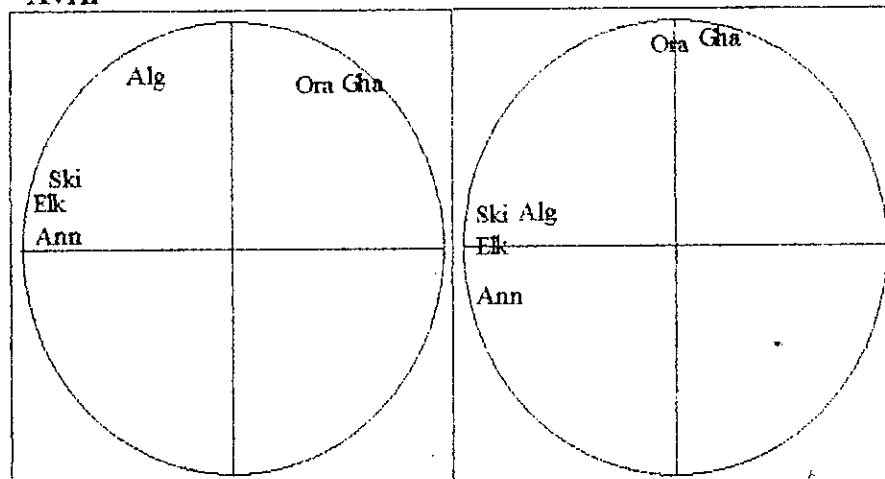
Point vis: Ann, point caché: Elk



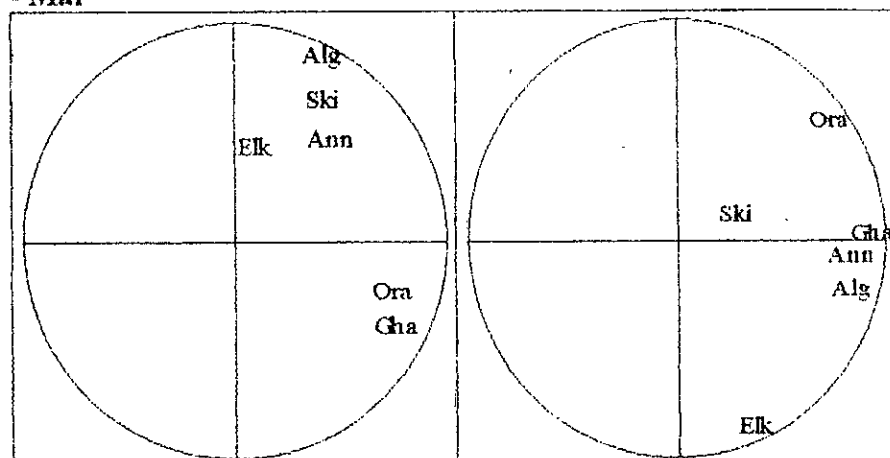
- Mars



- Avril



- Mai



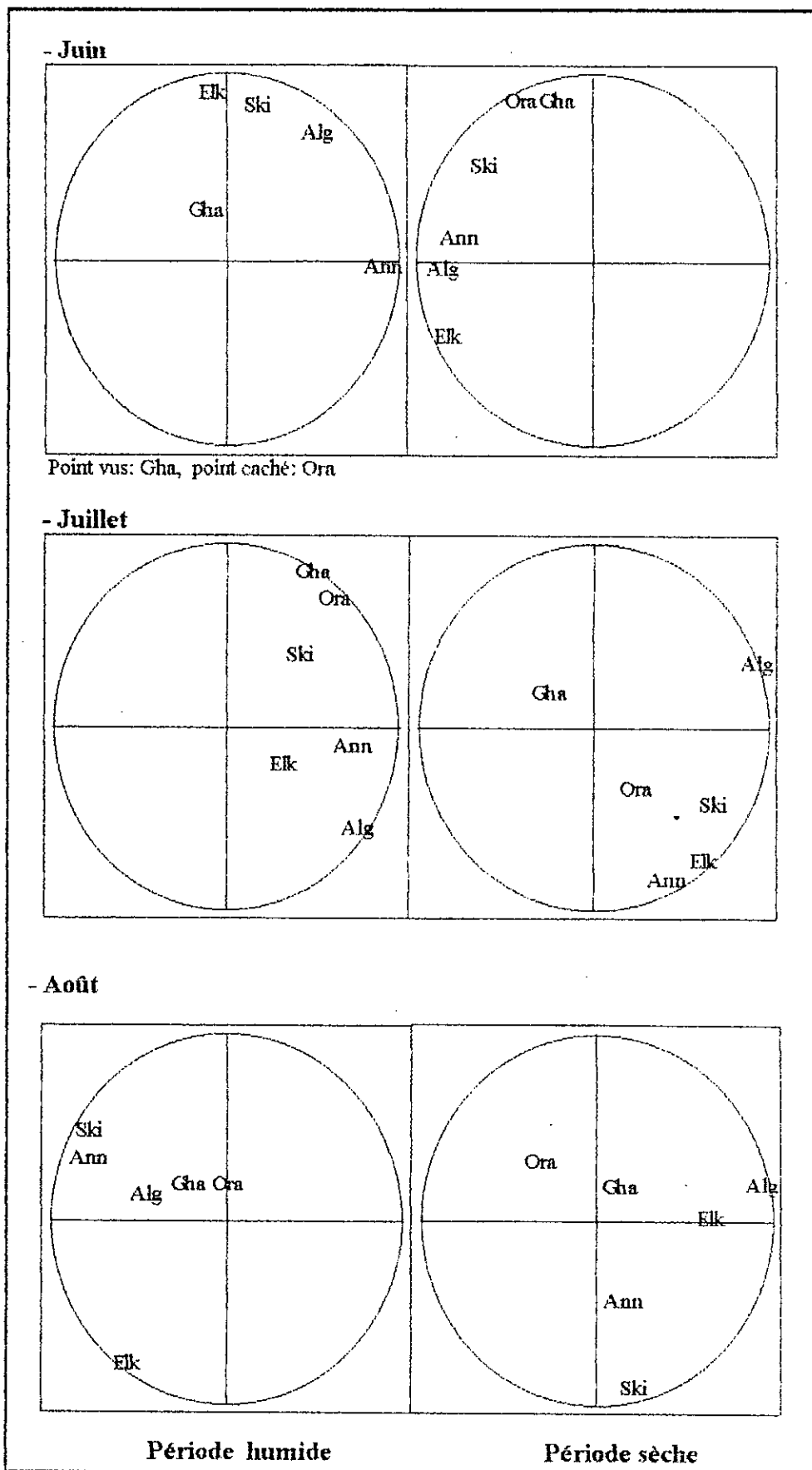
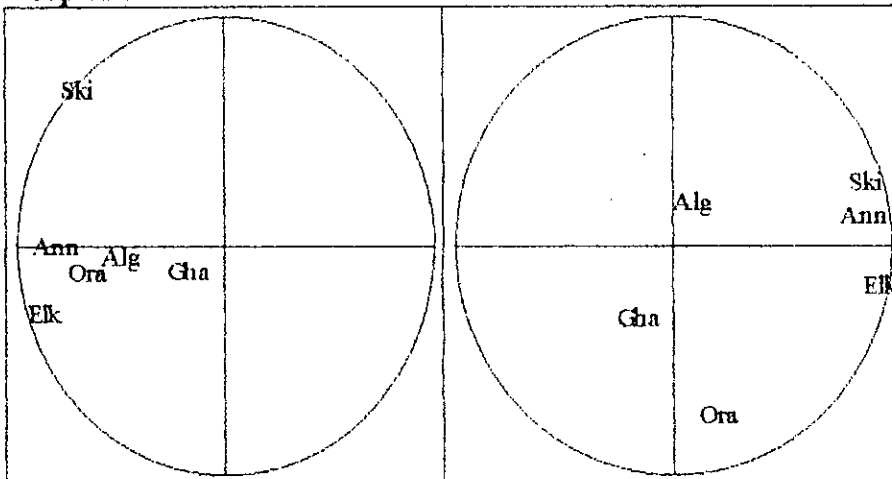
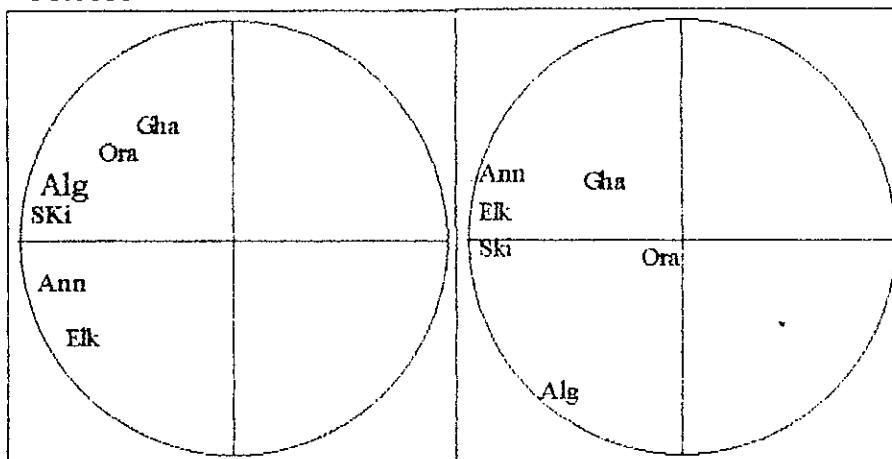


Figure C.1 Cercles de corrélation des données mensuelles entre l'axe 1 et l'axe 2.

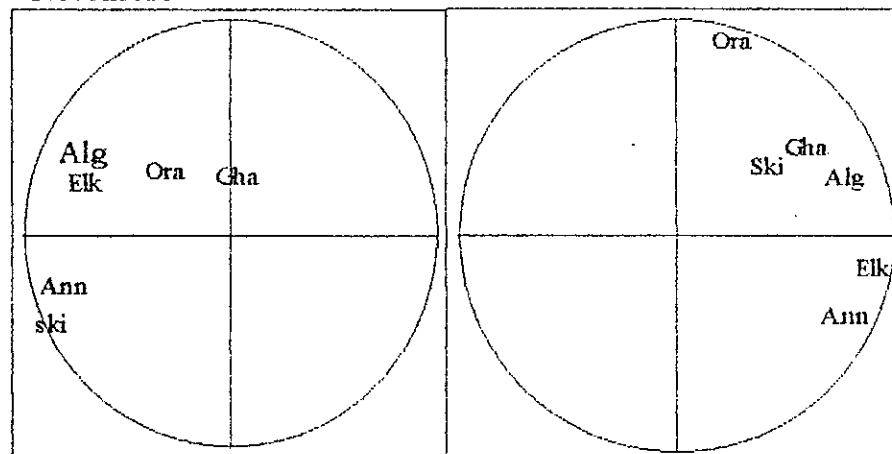
- Septembre



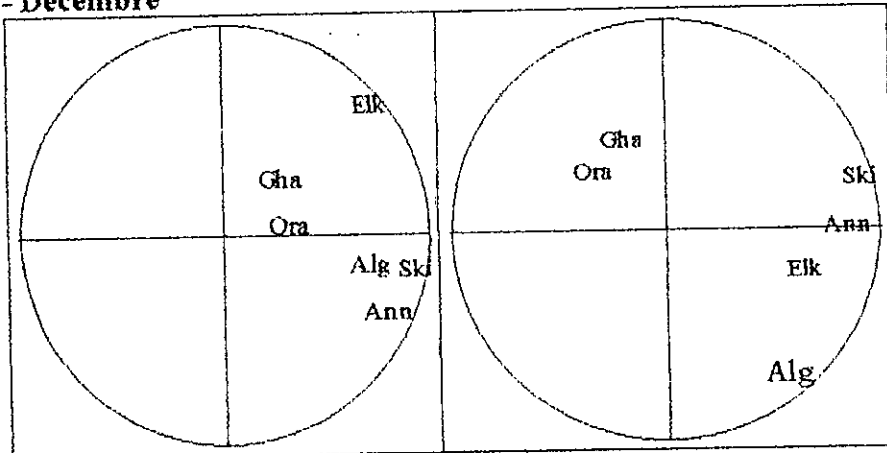
- Octobre



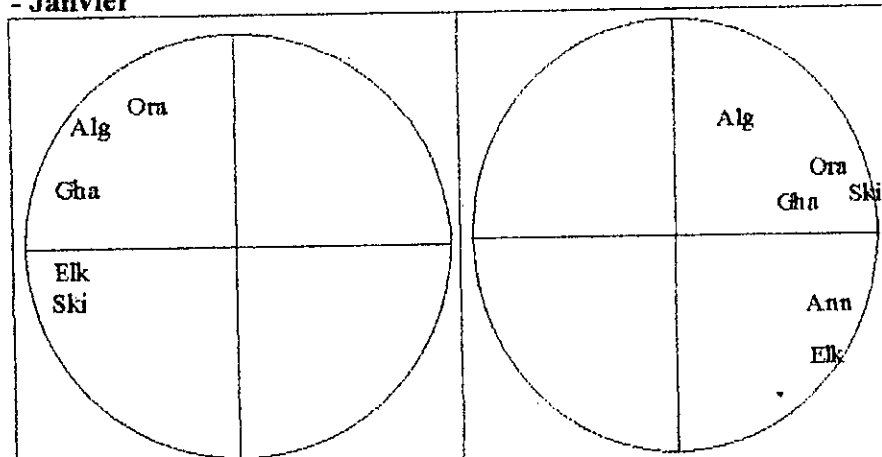
- Novembre



- Décembre

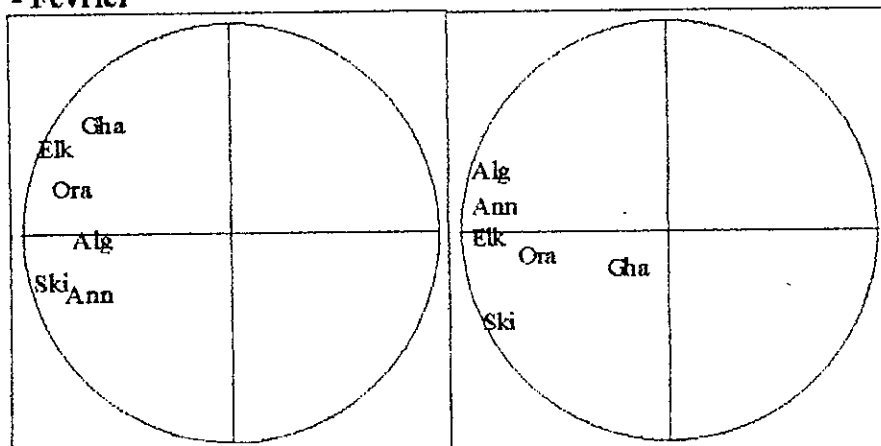


- Janvier

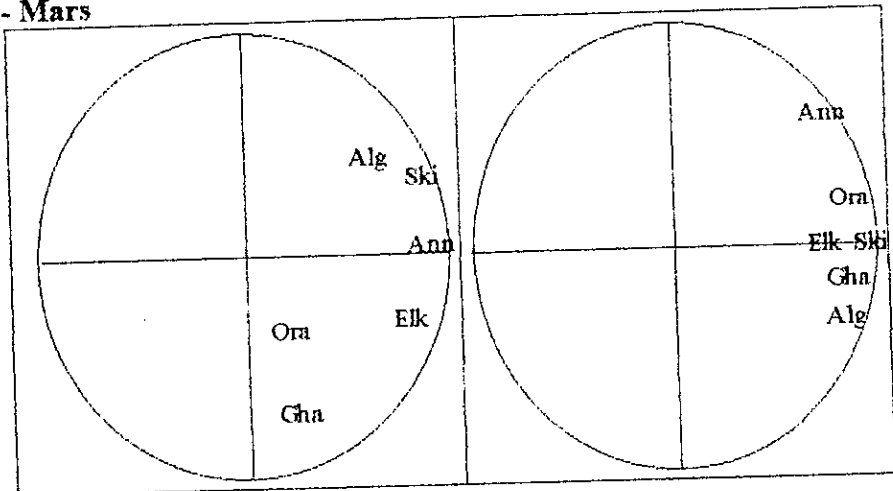


Point vue: Ski, point caché: Ann.

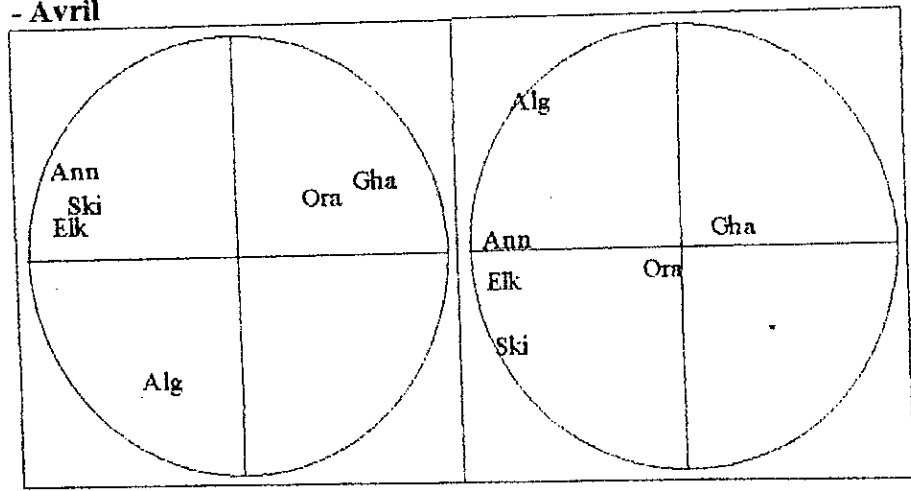
- Février



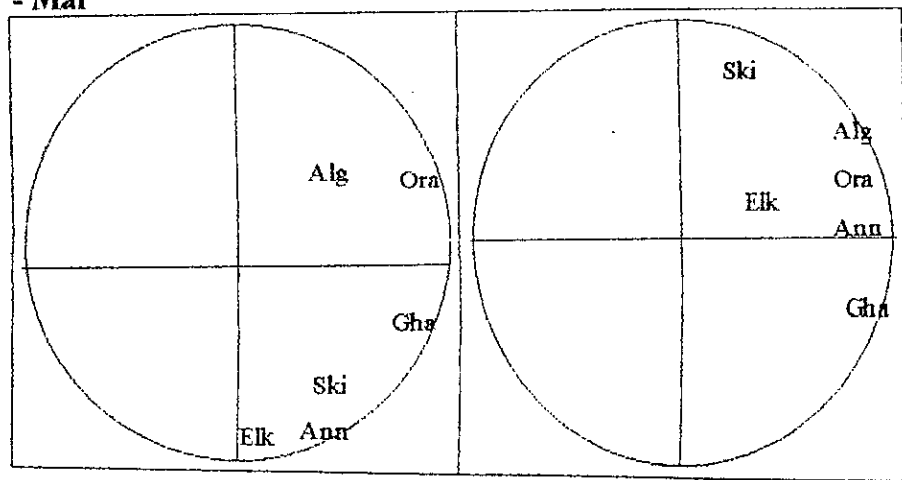
- Mars



- Avril



- Mai



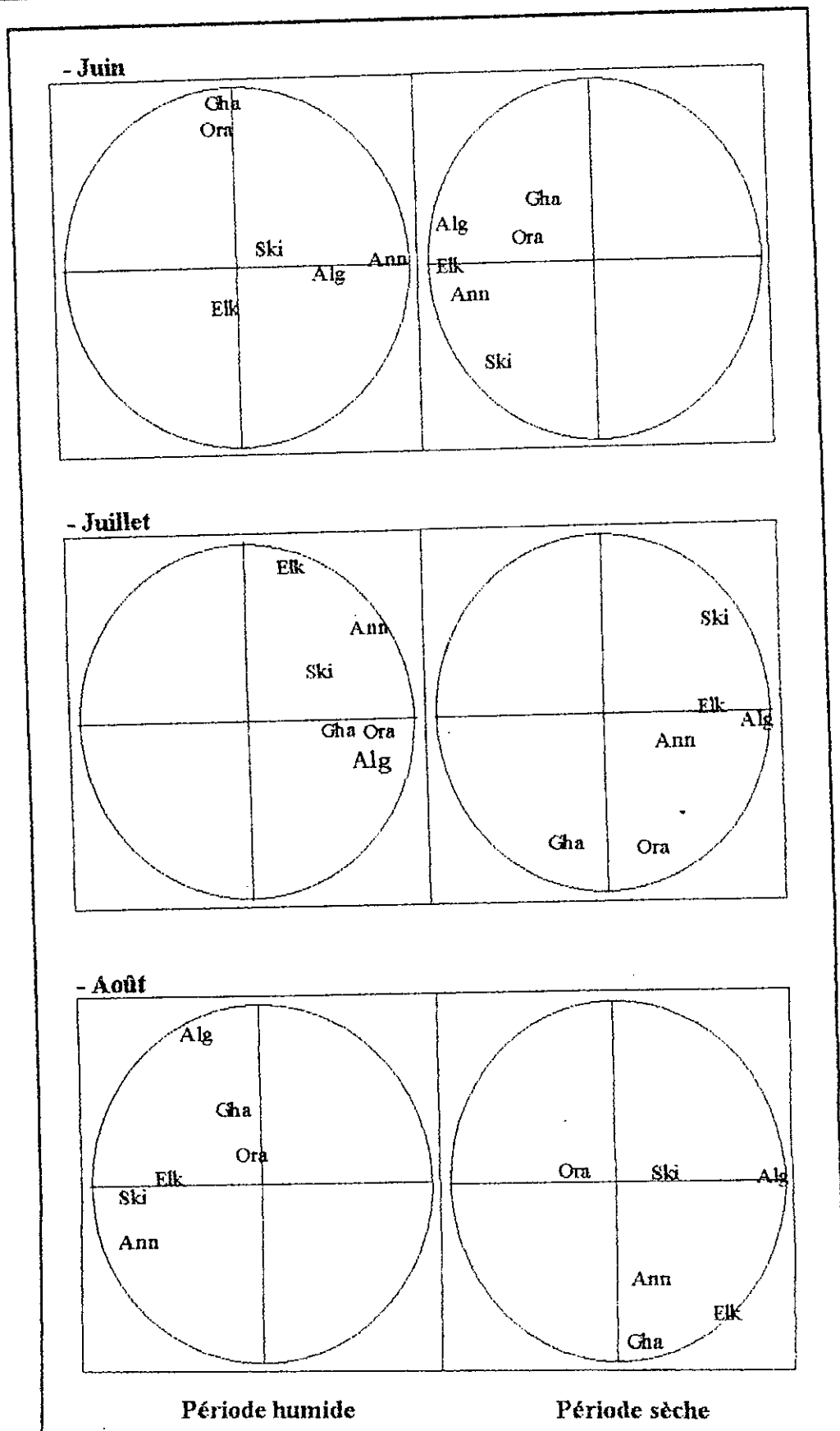
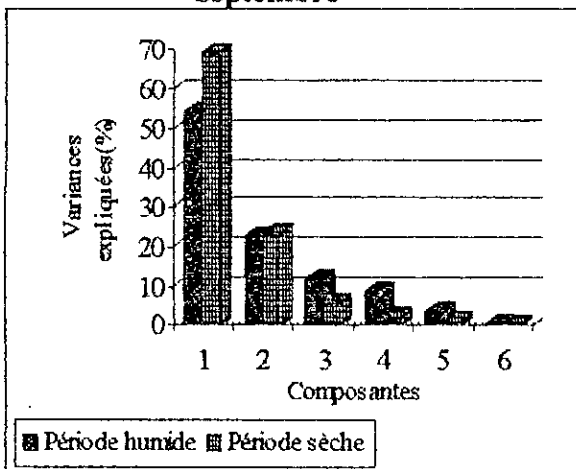
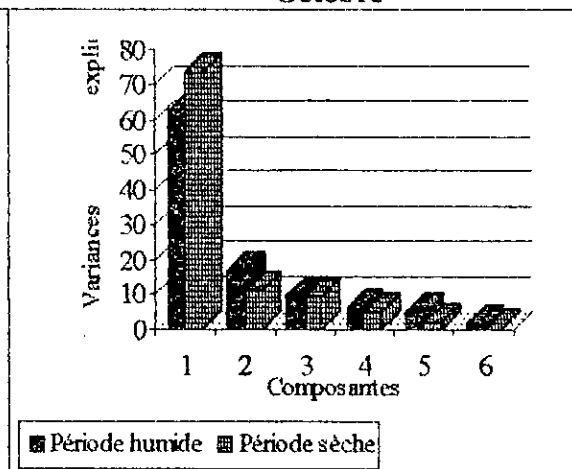


Figure C.2 Cercles de corrélation des données mensuelles entre l'axe 1 et l'axe 3.

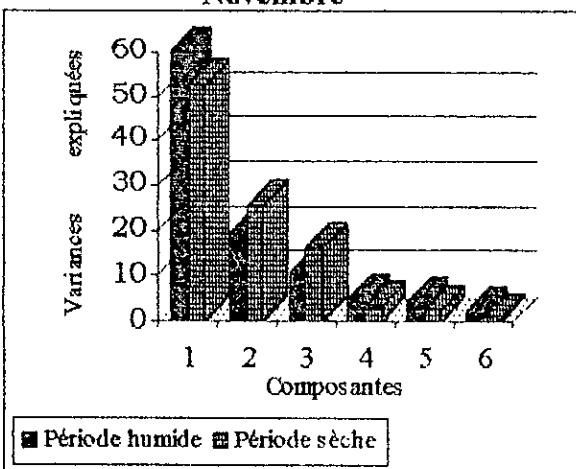
**Sseptembre**



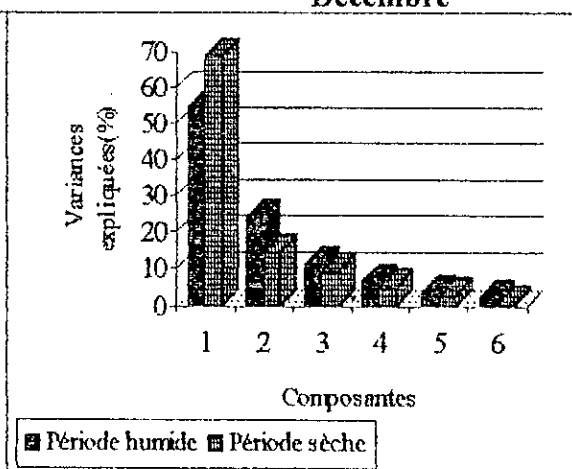
**Octobre**



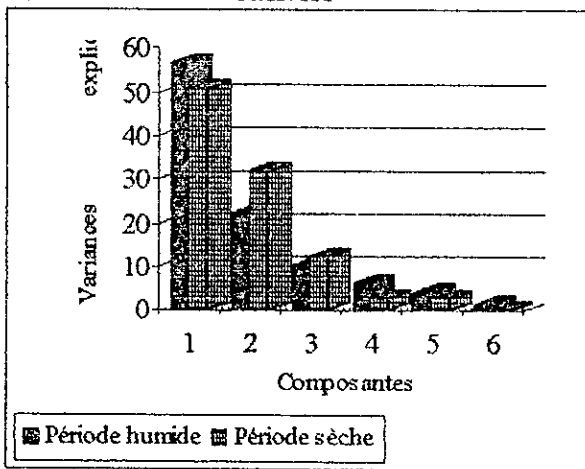
**Novembre**



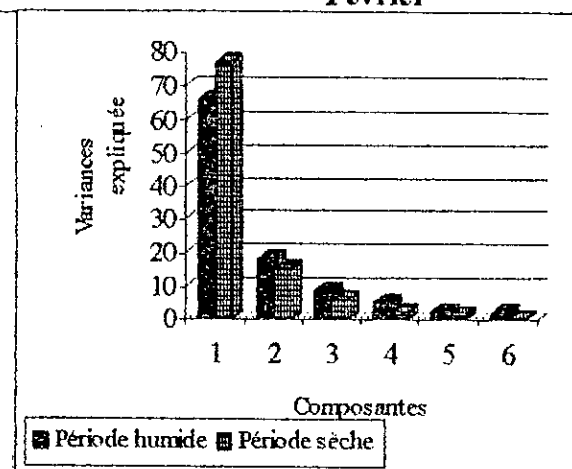
**Décembre**



**Janvier**



**Février**



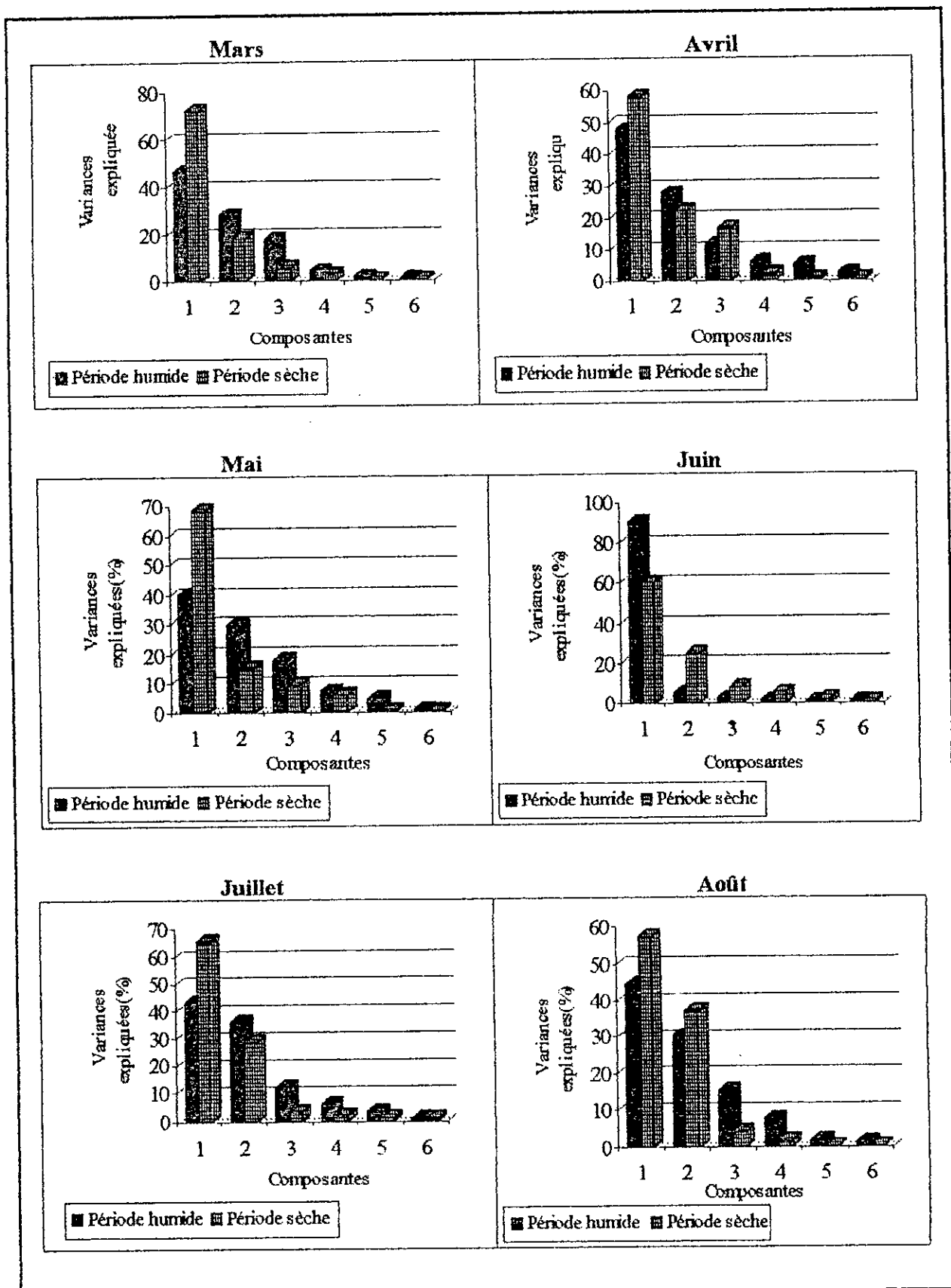


Figure C.3 Contribution des CP mensuelles.



### Graphiques sur la simulation

Figure D.1 Test sur les totaux annuels simulés à partir de canif suisse.

Figure D.2 Test sur les totaux mensuels simulés à partir de canif suisse.

Figure D.3 Test sur les maximums journaliers simulés à partir de canif suisse.

Figure D.4 Test sur les totaux annuels simulés à partir de bootstrap historique.

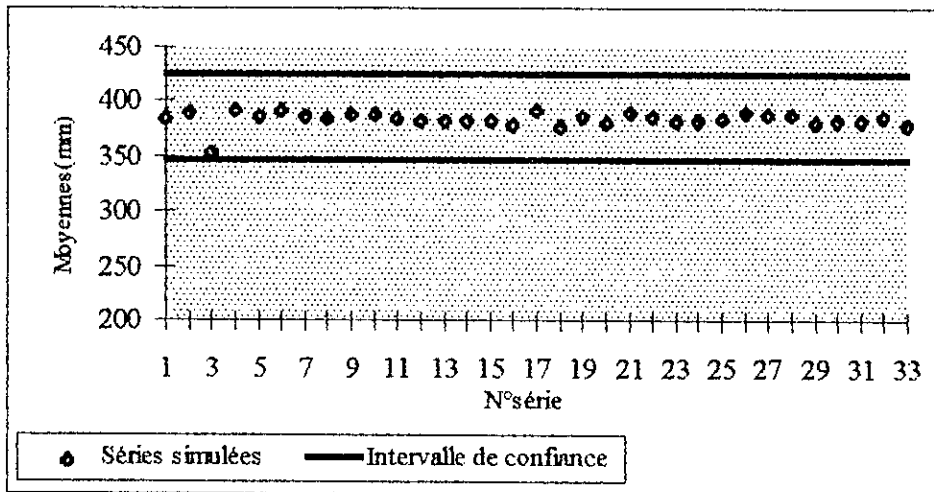
Figure D.5 Test sur les totaux mensuels simulés à partir de bootstrap historique.

Figure D.6 Test sur les maximums journaliers simulés de bootstrap historique.

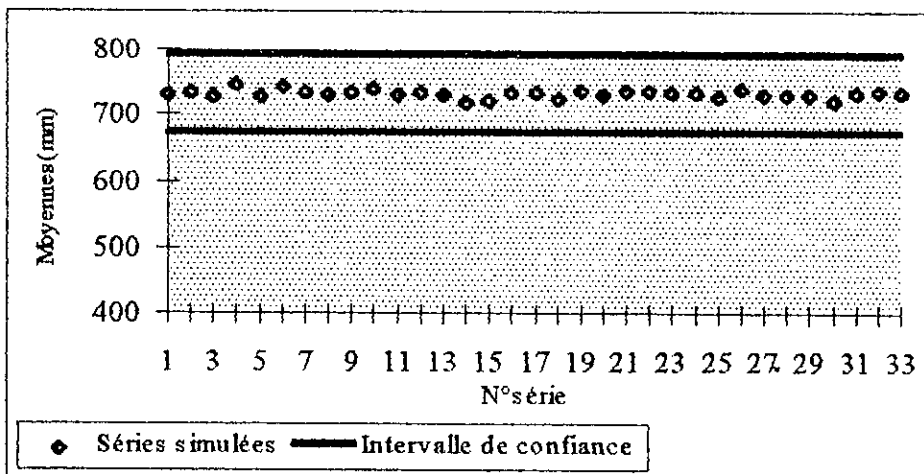
Figure D.7 Test sur les totaux annuels simulés à partir de bootstrap simulé.

Figure D.8 Test sur les totaux mensuels simulés à partir de bootstrap simulé.

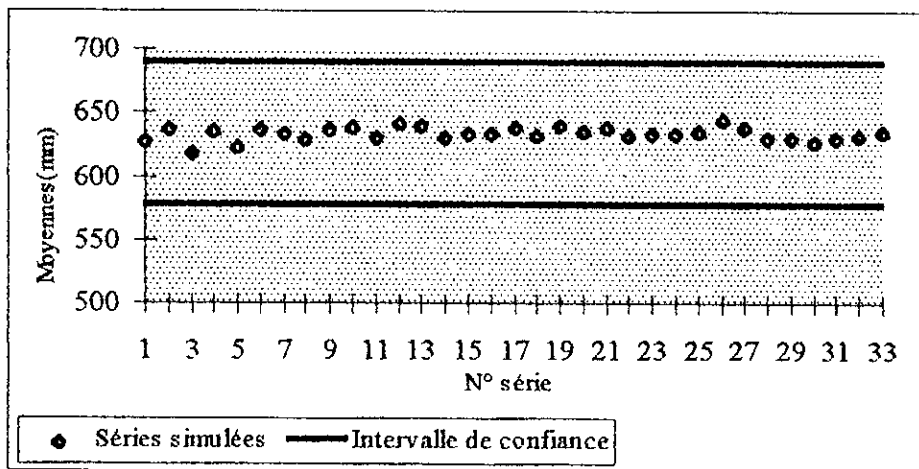
Figure D.9 Test sur les maximums journaliers simulés à partir de bootstrap simulé.



Station d'Oran

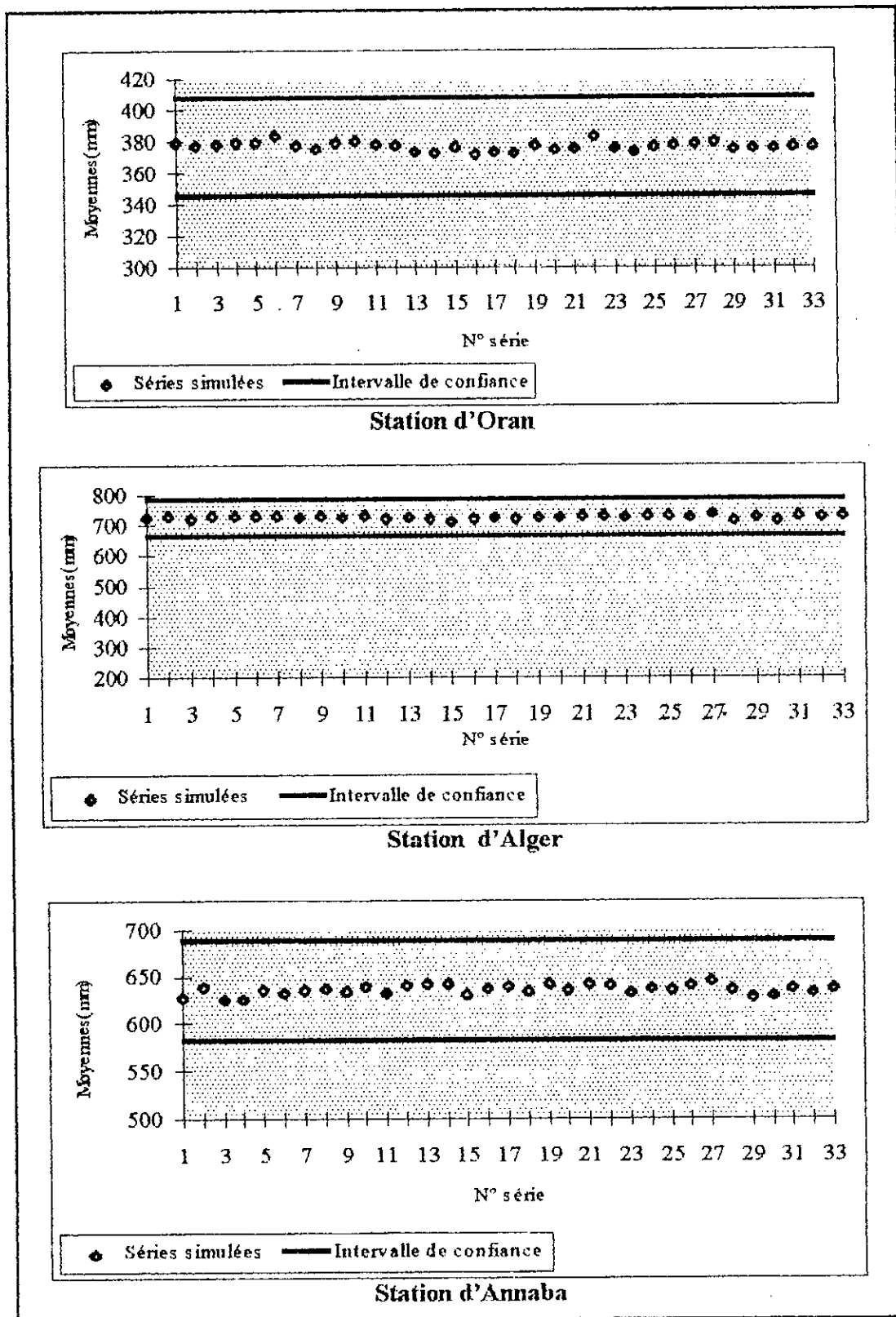


Station d'Alger



Station d'Annaba

- Totaux annuels calendaires



- Totaux annuels hydrologiques

Figure D.1 Test sur les totaux annuels simulés à partir de Canif suisse.

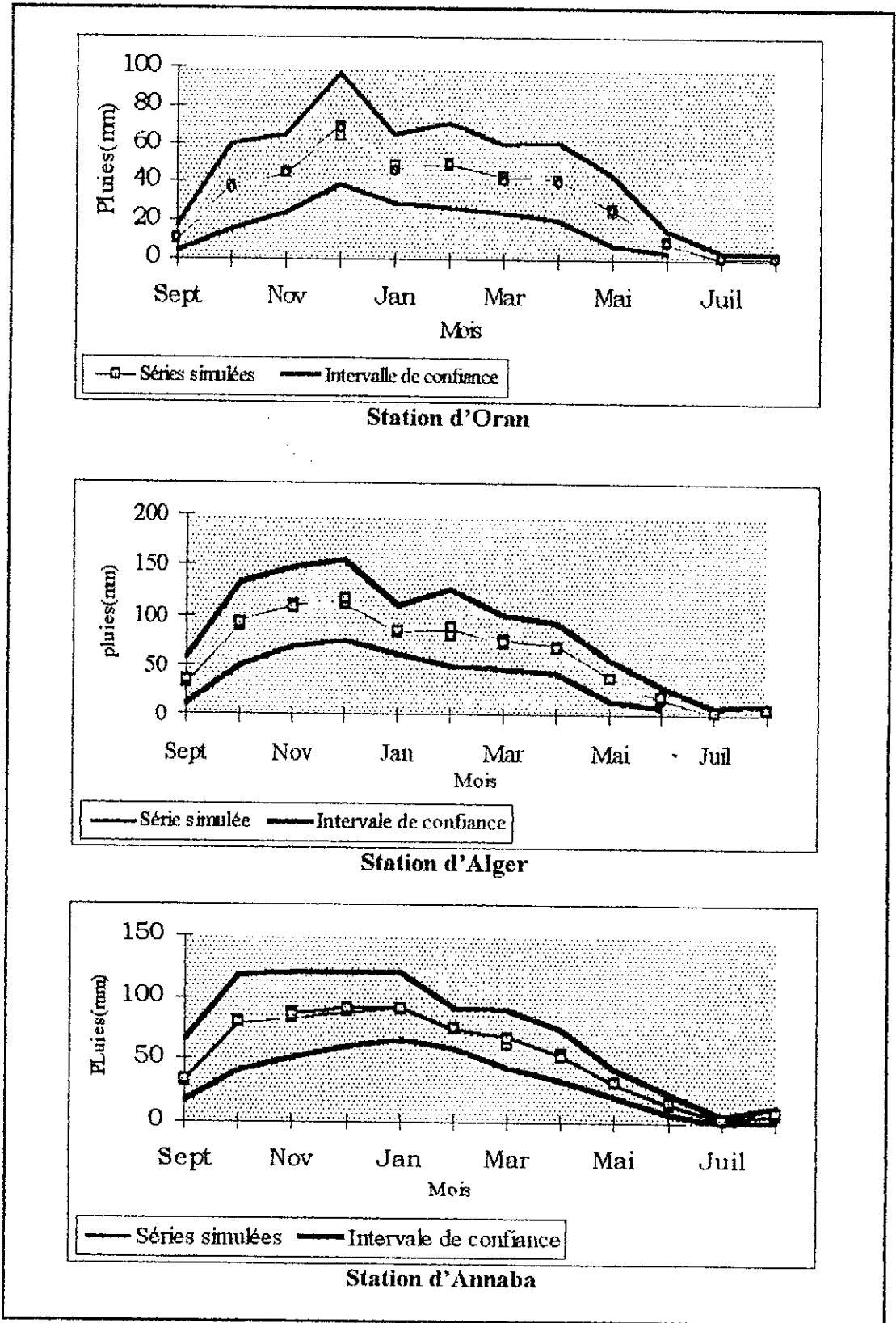


Figure D.2 Test sur les totaux mensuels simulés à partir de Canif suisse.

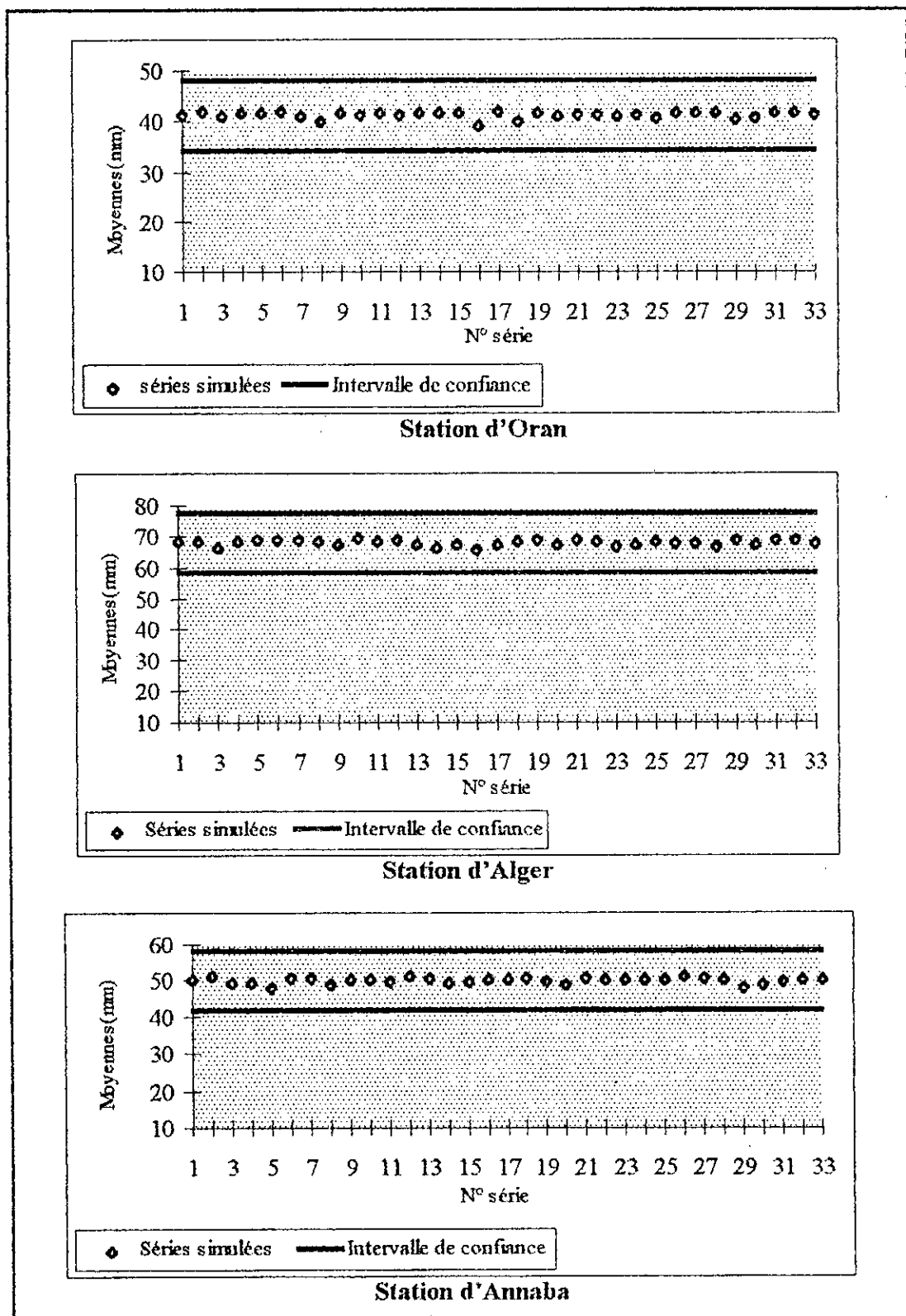
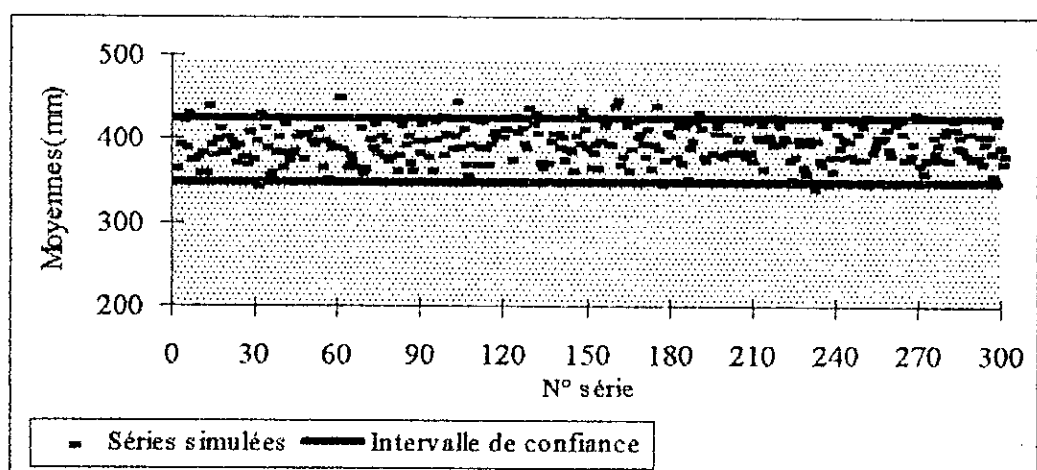
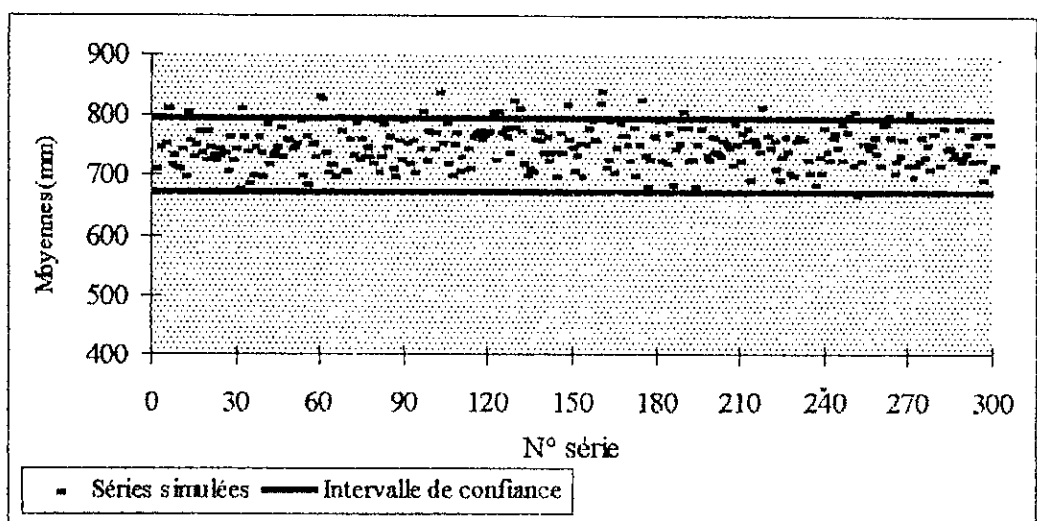


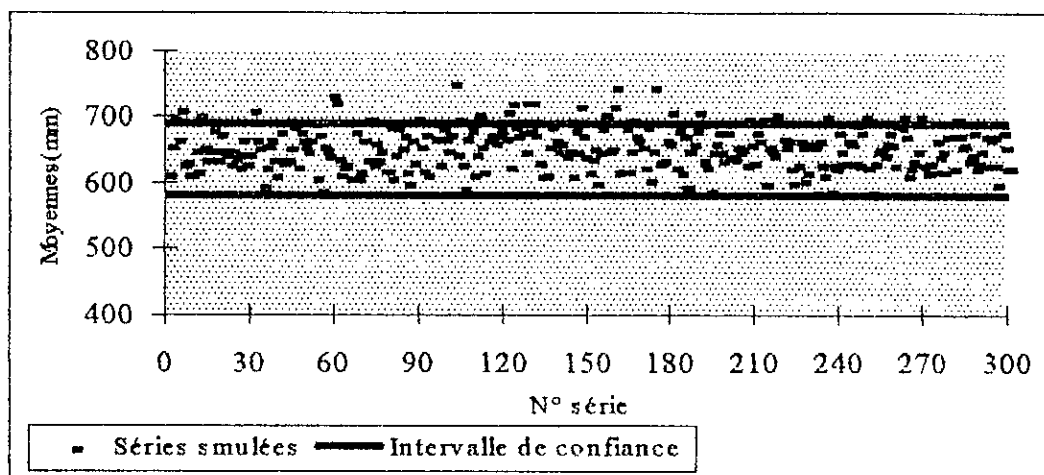
Figure D.3 Test sur les maxima journaliers simulés à partir de canif suisse.



Station d'Oran

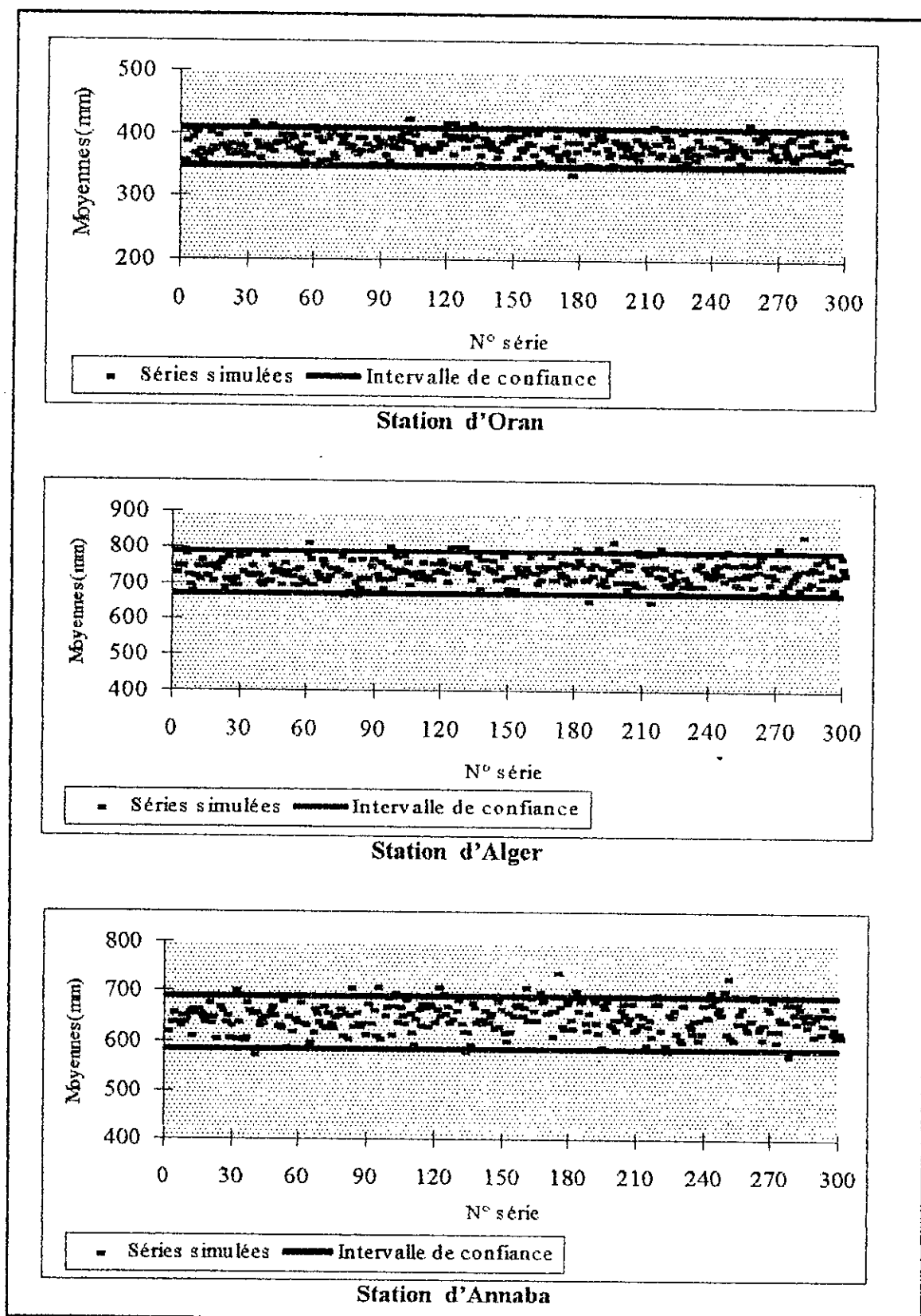


Station d'Alger



Station d'Annaba

- Données annuelles calendaires



- Données annuelles hydrologiques

Figure D.4 Test sur les totaux annuels simulés à partir de bootstrap historique.

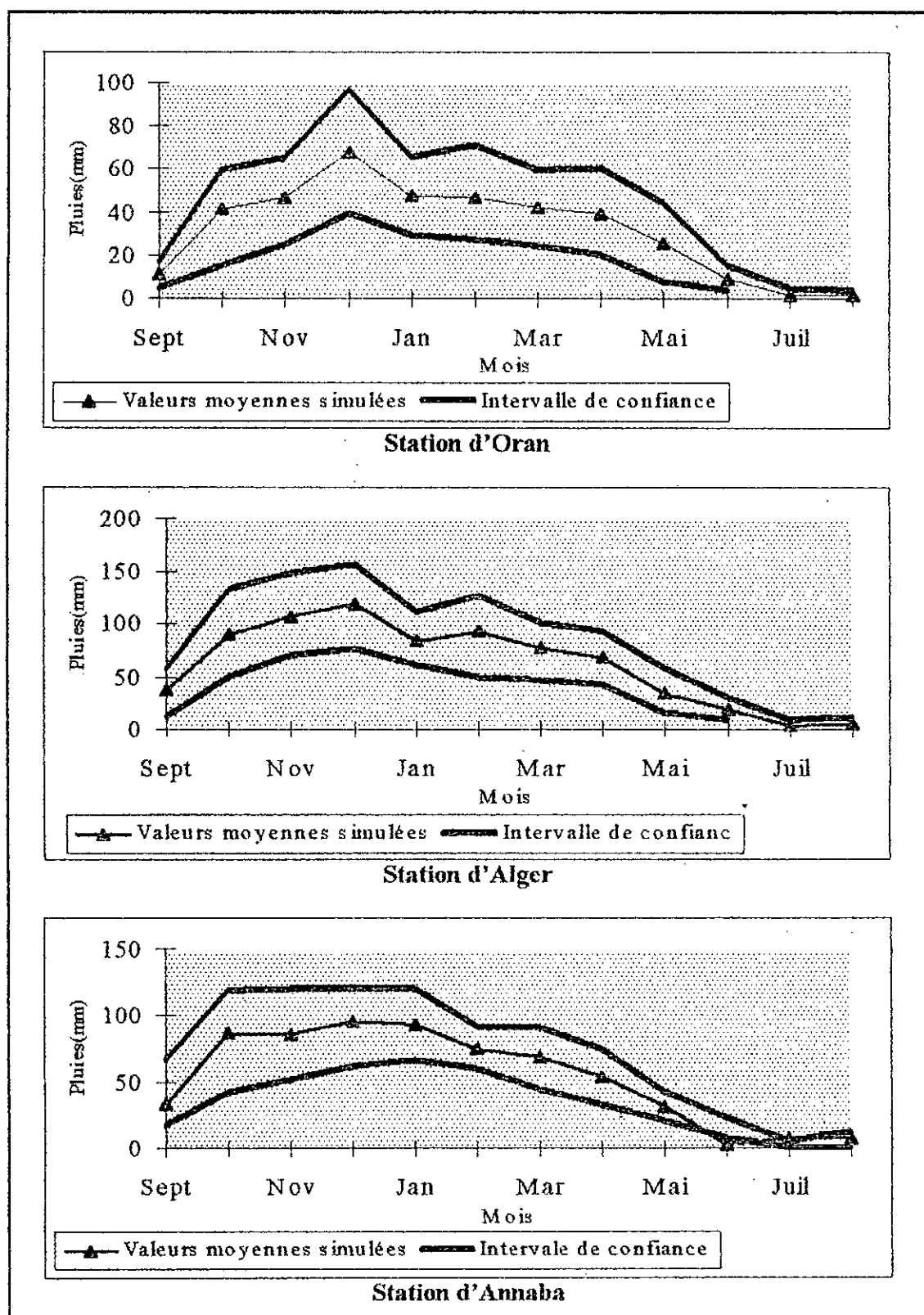


Figure D.5 Test sur les totaux mensuels simulés à partir de bootstrap historique.



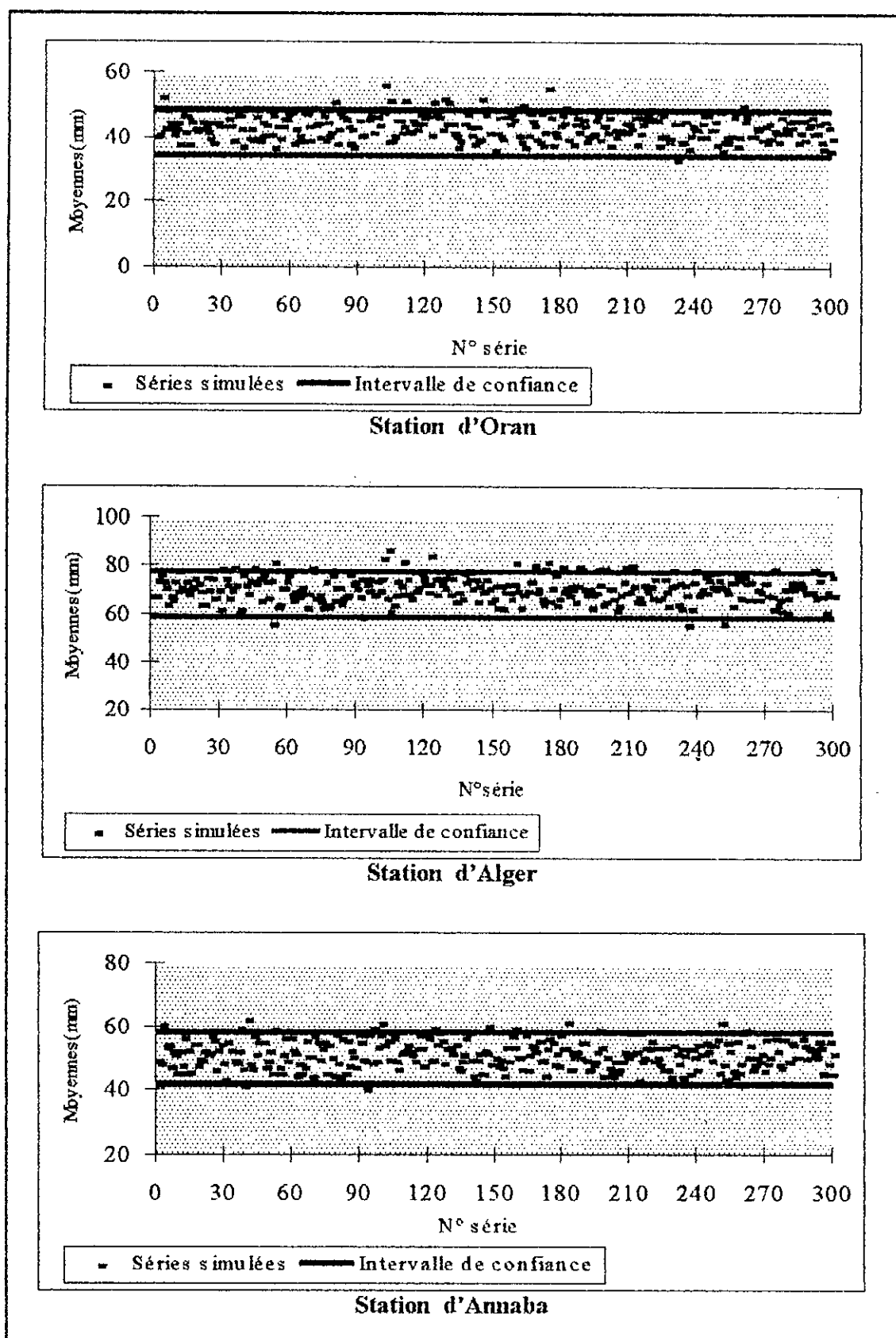
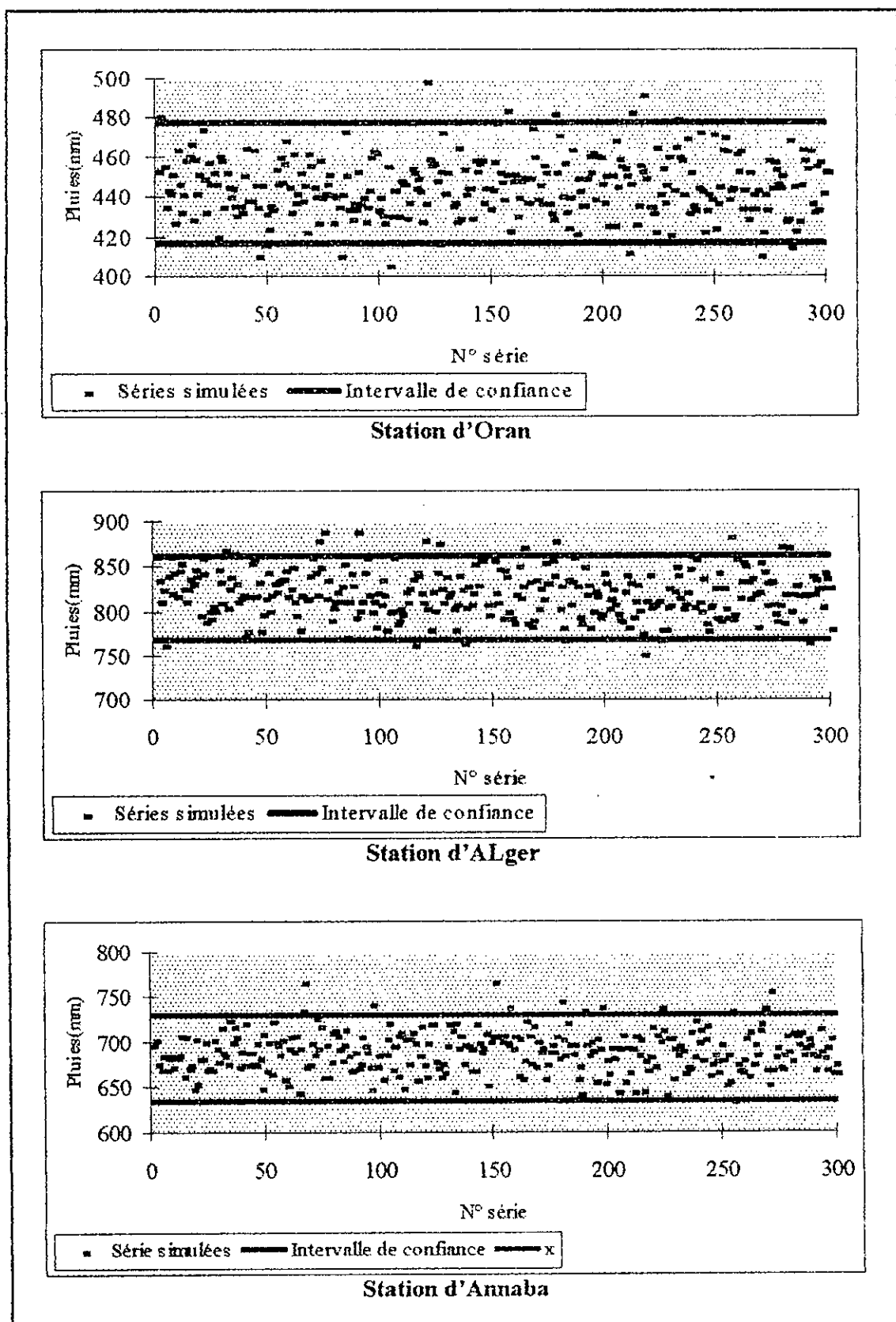
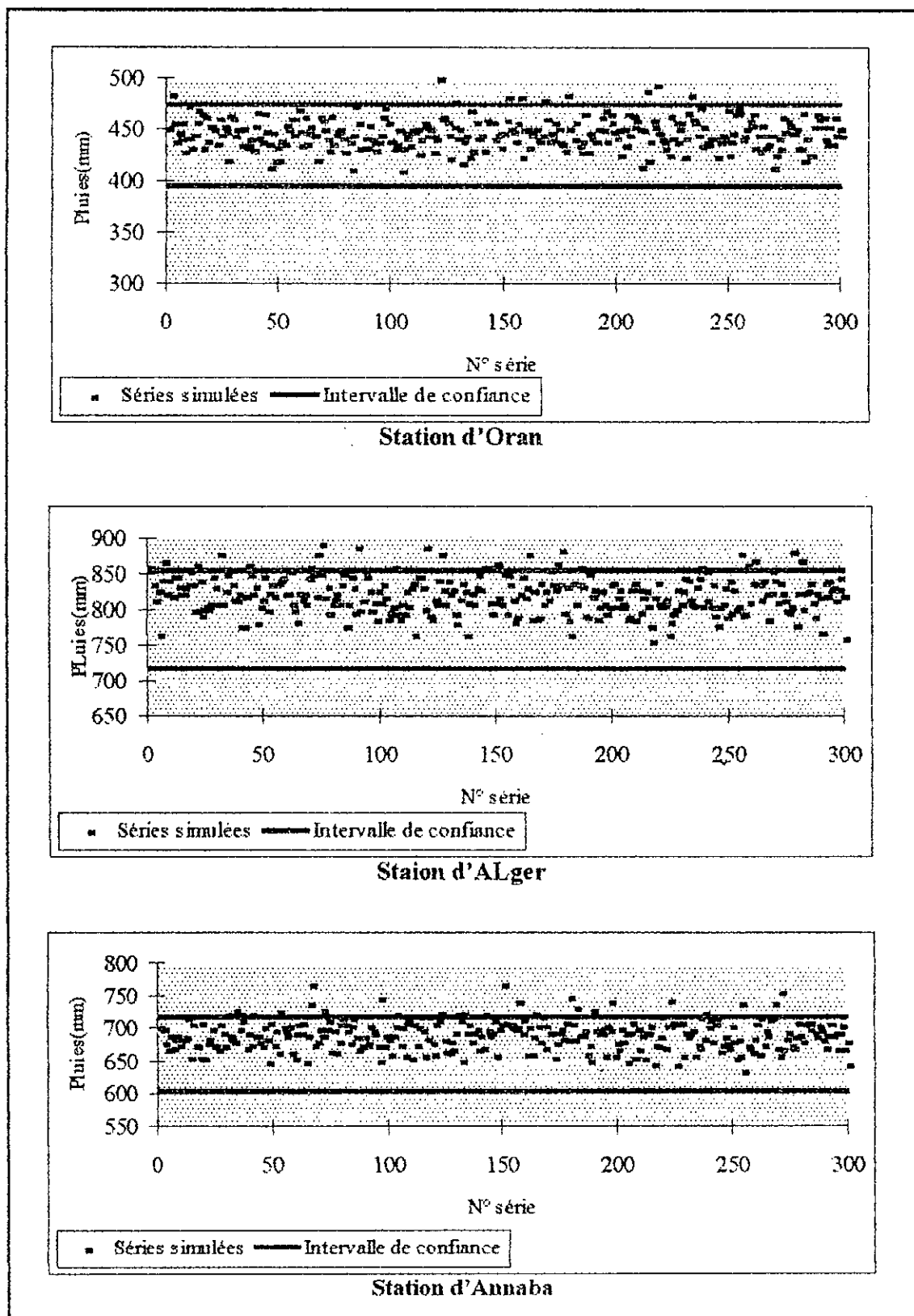


Figure D.6 Test sur les maxima journaliers simulés à partir de bootstrap historique.



-Totaux annuels calendaires.



- Totaux annuels hydrologiques

Figure VI.7 Test sur les totaux annuels simulés à partir de bootstrap simulé.

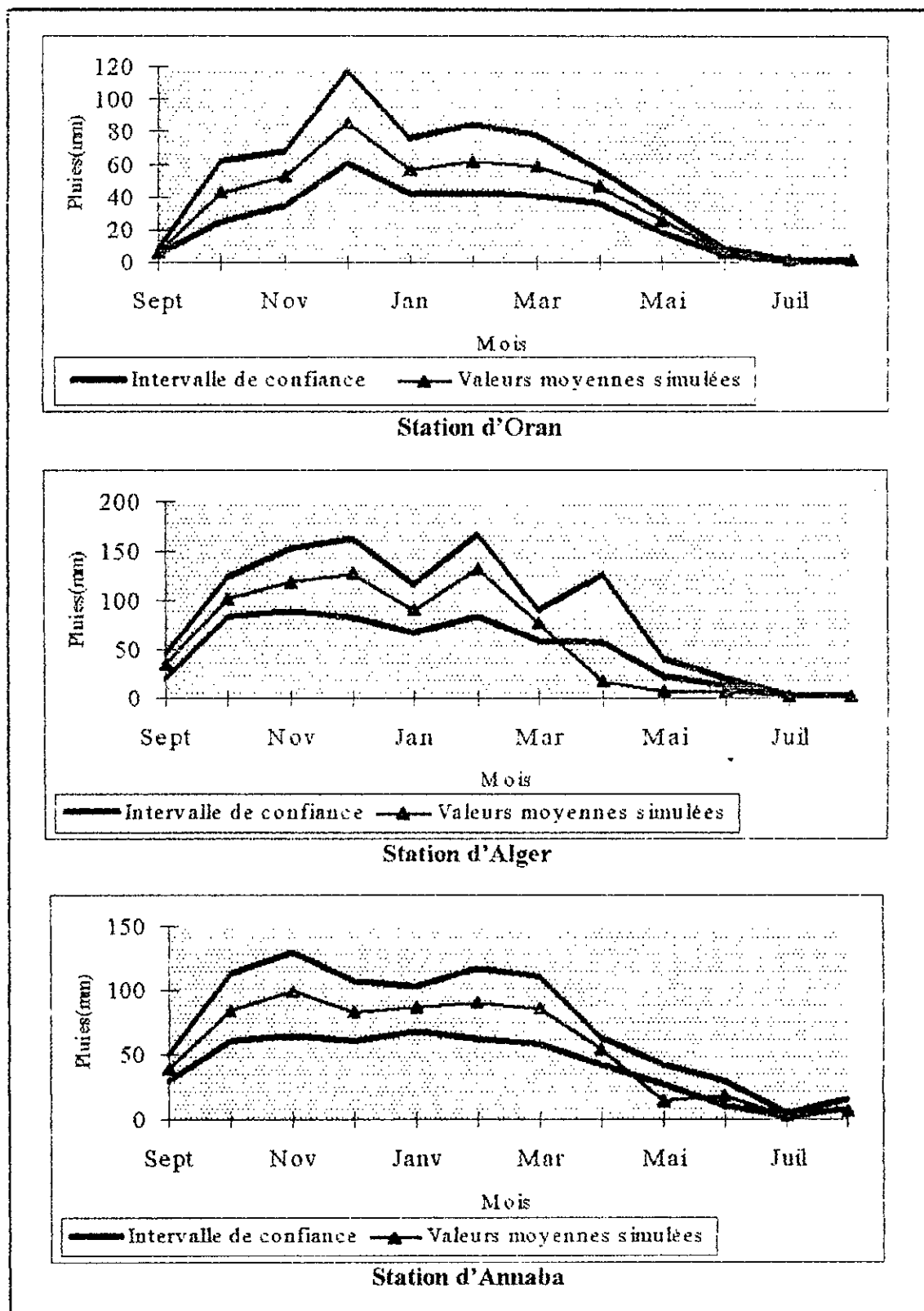


Figure D.8 Test sur les totaux mensuels simulés à partir de bootstrap simulé.

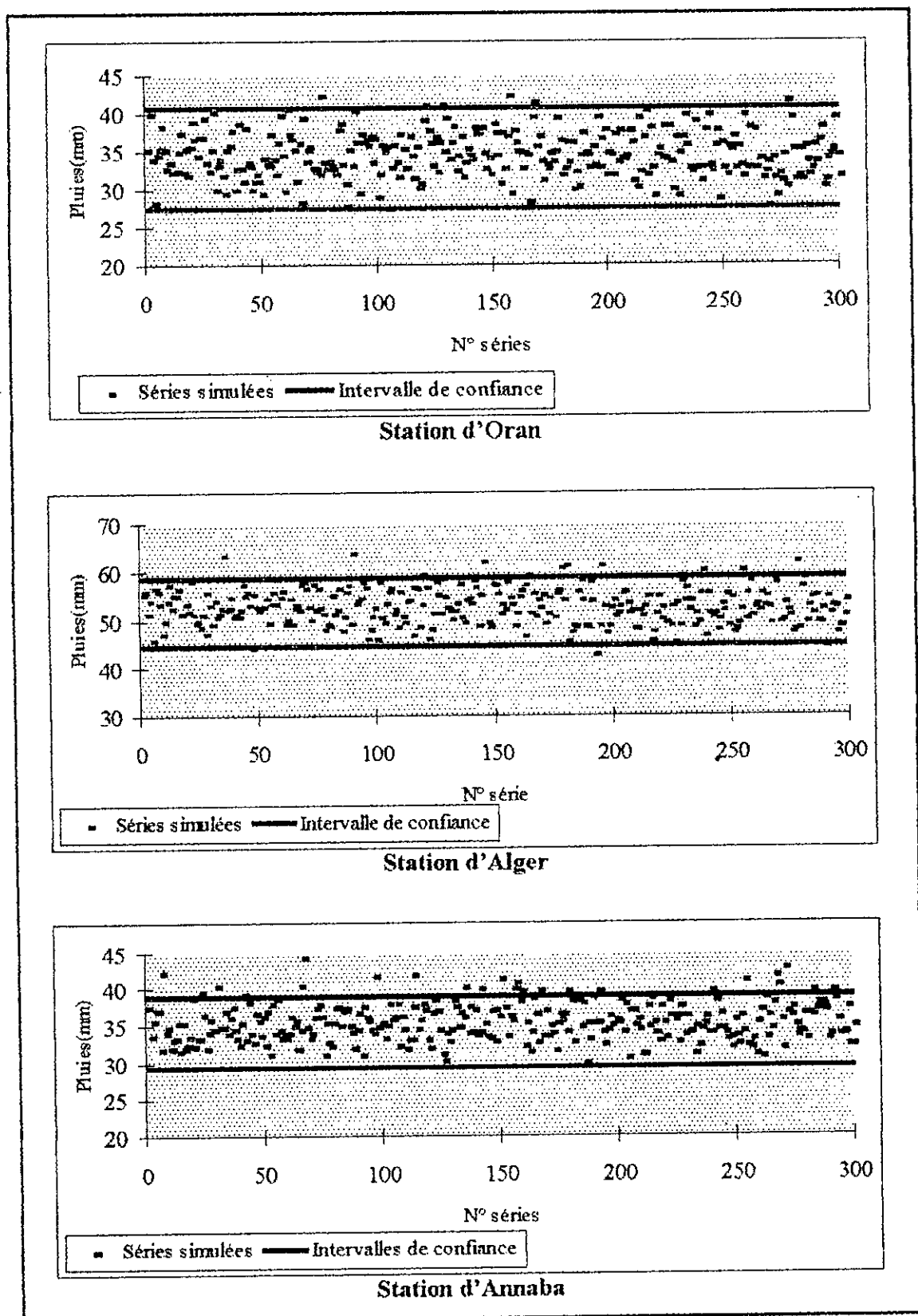


Figure VI.9 Test sur les maximums journaliers simulés à partir de bootstrap simulé.