

## Variabilité et tendances pluviométrique dans le sud est tunisien

Fayech Dorsaf<sup>1</sup>, Tarhouni Jamila<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Laboratoire des Sciences et Techniques de l'Eau (LSTE), Institut National des sciences Agronomiques de Tunis, 43, Avenue Charles Nicolle 1082 -Tunis- Mahrajène TUNISIE

### Résumé

La présente étude a pour objectif l'homogénéisation des séries pluviométrique et l'étude de leur variabilité. Elle est basée sur l'exploitation des séries de 38ans (1975-2013) de 22 mesurées sur 22 stations météorologiques. L'homogénéisation est effectuée en utilisant la méthode de vecteur régional. L'étude de la variabilité s'appuie sur les indices de vecteurs régional, la matrice graphique chronologique de traitement de l'information (MGCTI) « matrice de Bertin », les tests statistiques de détection de rupture et l'indice pluviométrique standardisé. Le système d'information géographique (SIG) a été également utilisé pour créer une cartographie de la variabilité spatio-temporelle de pluviométrie. Les résultats montrent que la variabilité pluviométrique se caractérise par une tendance à la baisse qui se manifeste par une succession des épisodes pluvieux et sèches avec une tendance à la sécheresse de plus en plus accentuée depuis 1997. L'application des tests de détection de rupture a prouvé que les séries pluviométriques sont stationnaires et ne présentent pas de rupture. L'étude montre la variabilité pluviométrique diminue du Nord vers le Sud et d'Ouest vers l'Est du bassin de Jeffara avec un gradient pluviométrique 57 mm/100 m de l'Est vers le Ouest du bassin.

**Mots clés :** tendance pluviométrique, MGCTI, méthode de vecteur régional, IPS, rupture, SIG, sud-est tunisien

## Rainfall variability and trends in south-eastern Tunisia

### Abstract

This paper is intended to homogenize the rainfall data and to study its variability over the period 1975-2013 from 22 meteorological stations. To homogenize rainfall data the regional vector method is used. The study of rainfall variability is based on (1) regional index vector (2) chronological graphical method of information processing (CGMIP) of Bertin Matrix type (3) standardized index (PSI) values and finally on breakage detection tests (Petit test, bayesienne method of Lee & Heghirian, Buishand test and Hurbert segmentation). Besides, the geographic information system (GIS) is implicated to create the cartography of rainfall data. Rainfall trend's is manifested by succession of wet and dry periods with acute drought. The use of the moving average of the PSI proved that a drought trend is noticed since 1997. The stability of the statistic tests of homogeneity proved the stationarity of rainfall series. The cartography show that the annual rainfall variability decreases from North to South and from West to East of the basin with a rainfall index of 57 mm/100 m.

**Key Words:** trend's rainfall, Bertin matrix, regional vector method, SPI, statistical rupture, GIS, south-east of Tunisia

---

<sup>1</sup> Corresponding author: [fayech.dorsaf@yahoo.fr](mailto:fayech.dorsaf@yahoo.fr)

## INTRODUCTION

En se basant sur les tendances et les changements observés pour ce qu'est des paramètres climatiques à l'échelle globale, le GIEC a confirmé dans son quatrième rapport que la planète passe par une phase de réchauffement global. En effet l'évaluation des changements climatiques constitue le principal outil de travail qui permet d'anticiper la vulnérabilité et l'ampleur du changement climatique (Bourque, 2000). La confirmation de ce réchauffement à l'échelle régionale se fera certainement attendre.

Les études menées à une échelle régionale vise, essentiellement, à détecter les éventuels changements climatiques gouverner par la pluviométrie qui constitue le facteur le plus important du climat et le facteur le plus difficile de prédire en raison de sa grande variabilité qui constitue une caractéristique centrale (Romero et al., 1998). Les études régionales effectuées ont été fondées sur des techniques et des outils statistiques. La détermination de coefficient de variation et de la déviation standard des séries pluviométriques annuelles et mensuelles sur différentes périodes montre que Bahrain est sujette à une importante variabilité pluviométrique (Elagib et Abdu, 1997). L'évaluation de la corrélation déterminée à partir de la méthode de régression linéaire entre les périodes d'accumulation de pluviométrie et le NDVI ont conclu à des fortes variations interannuelles de pluviométrie causées par l'homme dans les zones arides syriennes (Evans et Geerken, 2004).

Des outils statistiques descriptifs (Ecart type, coefficient de variation, coefficient d'asymétrie et le coefficient de kurtosis) déterminés pour des séries pluviométriques annuelles montre la variabilité pluviométrique à Botswana (Batisani et Yarnal, 2010). A l'Ouest de l'Algérie, l'application de la méthode de régression linéaire et le test de Pettit révèle une diminution de la pluviométrie annuelle depuis 1975 (Meddi et al., 2010) en contre partie l'application de différents tests statistiques de détection de rupture sur des séries pluviométriques annuelles, mensuelles et saisonnière montre l'absence d'une tendance pluviométrique (Meddi et Talia, 2006).

En Tunisie centrale en se faisant recourt aux tests statistiques de détection de rupture (test de Pettit, segmentation de Hurbert, méthode bayésienne de Lee et Heyhinian Kingumbi (2006) a montré la stationnarité des séries pluviométriques traitées. A l'Afrique de l'Ouest (Cote d'Ivoire), l'étude de la variabilité pluviométrique a été effectuée en faisant recourt à l'indice pluviométrique, le filtre passe-bas de Hanning d'ordre 2, test de corrélation sur le rang et la procédure de segmentation de Hurbert (Goual et al., 2006).

A cote de ces techniques, (Kouassi et al., 2013) ont effectué l'analyse en composantes principales Normées (ACP) pour évaluer la variabilité pluviométrique à Abidjan – Agboville. Pour étudier la variabilité pluviométrique sur le haut bassin du fleuve Sénégal de l'Afrique de l'Ouest, Bodian et al. (2011) ont choisi d'appliquer les tests de détection de rupture en vue de détecter une éventuelle rupture liée à la non stationnarité puis de représenter la répartition spatiale de pluviométrie en appliquant la méthode d'interpolation Idw. Signalons que la majorité de ces études traitent des données brutes non homogénéisées qui ne reflètent pas les variations réelles du climat (Beaulieu et al., 2005, Beaulieu et al., 2010). Les études traitant la variabilité de la pluviométrie sont absentes sur le sud tunisien malgré l'intérêt constant et retenu pour ces régions qui présentent des caractéristiques d'aridité agressive qui les rendent particulièrement très sensibles au phénomène de changement climatique. Cela pourrait être justifié par la difficulté à acquérir des séries homogènes avec peu de lacunes.

Toute étude climatique ou hydrologique est basée sur l'exploitation de séries de données pluviométrique recueillies pendant des périodes plus ou moins longues continues ou discontinues. Des erreurs grossières aléatoires (faites lors de l'observation ou à la recopie et à la saisie des données) ou systématiques (dues au déplacement du site d'observation ou des défauts d'appareillage) peuvent affectées les mesures de la pluviométrie (Brunet-Moret Y. 1968). Ce n'est que lorsque l'influence de ces erreurs est éliminée des données qu'il est possible d'exploiter ces données. On parle ainsi de l'homogénéisation des données pluviométriques. Dans plusieurs études climatologiques cette étape n'est pas prise en considération.

La méthode de vecteur régional d'indices annuels est la méthode est souvent utilisée pour l'homogénéisation de la pluviométrie. Cette méthode a été appliquée par Wotling et al. (1995) à la Mousson Africaine et par Hiez et al. (1992) dans le bassin Amazonien. En Tunisie, cette méthode a été utilisée dans les études d'homogénéisation et d'extension des données pluviométriques : au Nord ces études se sont inscrits dans le cadre d'un programme de recherche intitulé " Amélioration des méthodes d'évaluation des caractéristiques hydrologiques du nord de la Tunisie " mené conjointement par la Direction Générale des Ressources en Eau et l'Institut Français de Recherche Scientifique pour le développement en Coopération (O.R.S.T.O.M). Dans ce cadre on cite les études appliquées sur les secteurs de Bizerte (Camus et Abidi, 1986), de Béja (Benzrti et al., 1987) de Sidi Thabit (Camus et Abidi, 1988). Et en 1983 Lafforgue et al. ont élaboré une étude sur le centre de la Tunisie. Finalement, une seule étude, menée par Ayadi (1992), a été appliquée au sud sur la Djefara Nord.

Dans ce contexte, le présent travail adopte la méthode de Vecteur Régional d'Indices annuels par application de modèle HYDRACCESS, mis au point par l'IRD, sur le bassin de Jeffara de sud-est tunisien afin d'avoir des séries pluviométriques homogènes opérationnelles exemptes de variations tout en préservant leur variabilité climatique. Les données obtenues sont alors exploitées pour caractériser la variabilité pluviométrique dans ce milieu semi-aride à aride.

## MATÉRIELS ET MÉTHODES

### Présentation de la zone d'étude

La zone d'étude est située au sud tunisien. Elle s'étend sur le bassin versant de Jeffara, le plus grand bassin littoral au centre Nord de l'Afrique partagé entre la Tunisie et la Libye. La zone s'étend administrativement, sur trois gouvernorats : Gabés, Médenine et Tataouine (Figure 1). Elle est caractérisée par une diversité de paysage naturel rassemblant la mer, le désert, l'oasis et la montagne à la fois. Le climat de la zone est de type méditerranéen aride à semi-aride caractérisé par une pluviométrie moyenne annuelle ne dépassant pas 225 mm/an et une évapotranspiration pouvant atteindre 1700 mm/an (Kallel, 2003).

La zone est soumise à la fois aux conditions désertiques et aux conditions méditerranéennes humides. Cette zone apparaît donc comme une zone de transition entre le domaine méditerranéen et le domaine saharien qui sont à l'origine des variations importantes des paramètres météorologiques. Ainsi c'est dans cette région de la Tunisie que la variabilité du climat prend toute son ampleur. En automn et en printemps La zone est sujette à des vents chargés de poussière du sud à ouest en automn et en printemps et au sirocco en été.

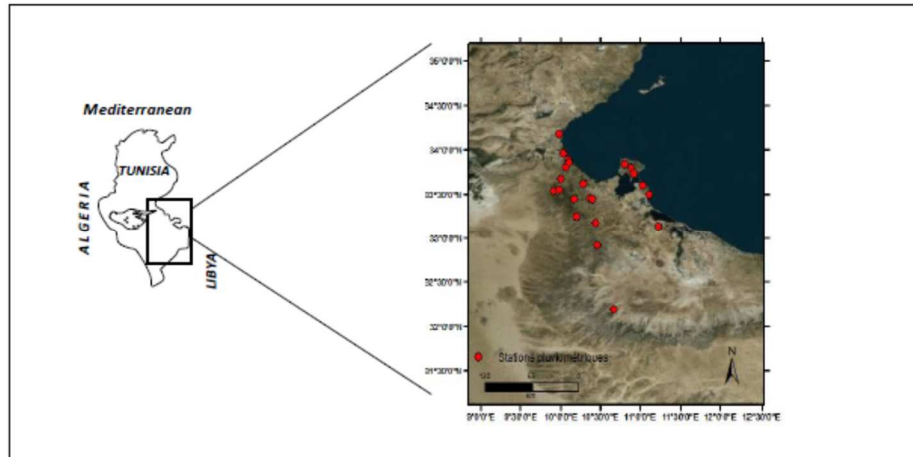


Figure 1 : Localisation de la zone d'étude et des stations météorologiques

### Données

Les données pluviométriques utilisées ont été récoltées et publiées par la Direction Générale des Ressources en Eaux (DGRE) dans les annuaires pluviométriques. Afin d'estimer l'année à partir de laquelle nous disposons de données suffisantes, nous avons comparé la disponibilité des séries (annexe 1). La figure donnée par l'annexe 1 nous a permis de constater que peu de séries pluviométriques remontaient en deçà de l'année 1975, date qui a donc été retenue comme la date de début de notre période d'étude. La période retenue débute donc de 1975 et s'étend jusqu'à 2013. Dans un premier temps, seuls les stations comportant moins de 25% de lacunes sur la période 1975-2013 et situées dans ou à proximité de la zone d'étude ont été sélectionnées. Cette sélection nous a permis de retenir vingt deux stations (figure 1).

### Homogénéisation des données pluviométrique : Méthode de vecteur régional des indices pluviométriques

La méthode du vecteur régional est une méthode originale développée à l'IRD dans les années 1977 par les deux hydrologues Hiez et Brunet-Moret. Cette méthode permet de réaliser des études d'homogénéités des précipitations et de valider des régions ayant le même comportement climatiques. La méthode de vecteur régional consiste à créer une suite chronologique d'indices annuels représentatifs de la pluviosité moyenne de l'année  $i$  sur une zone climatique homogène dans l'espace. L'indice  $z_i$  d'une année  $i$  est calculé avec les observations aux  $n$  stations ( $n$  pouvant varier d'une année à l'autre) :

$$z_i = \sum_{a=1}^{a=n} \left( \frac{P_{ai}}{P_a} \right) / n \quad [1]$$

Où  $P_{ai}$  est la hauteur de précipitation retenue pour l'année  $i$  à la station  $a$  de la zone climatique et  $P_a$  le module annuel de la station  $a$ . Le modèle Hydraccess calcule année par année la composante  $z_i$  du vecteur. La valeur du coefficient est déterminée de telle façon que la moyenne  $\bar{z}$  du vecteur  $z$  soit égale à 1, ce qui s'exprime par :

$$\frac{1}{N} \sum_N z_i = 1 \quad [2]$$

On notera que les années à pluviométrie proche de la moyenne,  $z_i$  est proche de 1. Les années très pluvieuses sont des  $z_i$  forts tandis que les années sèches sont des  $z_i$  faibles.

Pour ce qui concerne la présente étude, nous avons procédé comme suit :

### Délimitation de zones homogènes

Le principe de la délimitation est le regroupement des zones ayant des caractéristiques statistiques similaires. Pour ce faire, on a intérêt à retenir des regroupements de postes pluviométriques sur les superficies les plus réduites possibles, afin de diminuer la dispersion des pluies moyennes relatives à chaque année. Or ceci entraîne la réduction du nombre de stations de longue durée d'observation et par suite l'amplitude de la période d'homogénéisation. Il est, par ailleurs, indispensable de disposer, à l'intérieur d'un secteur, d'un nombre suffisant de postes pour que on ait une bonne probabilité de mettre en évidence les anomalies. Hydraccess impose d'avoir un minimum de 3 postes en activité pour une année donnée. La résolution du problème de délimitation n'est donc pas du tout évident et finalement elle consiste à trouver un compromis, le moins mauvais possible, entre des objectifs assez contradictoires lorsque la densité du réseau d'observation est faible.

### Correction des données et comblement des lacunes

Un premier passage des données "en l'état" sur le programme de traitement Hydraccess pour chacun des secteurs définis, permet après établissement des graphiques de doubles cumuls entre postes et vecteur régional, la correction des erreurs accidentelles en éliminant des années ou des postes manifestement aberrants ou en multipliant les valeurs correspondantes par 1,27 ou son inverse 0,785 jusqu'à obtention de séries chronologiques vrai semblables. Le comblement des lacunes consiste à reconstituer les données annuelles non enregistrées soit par absence d'observation, soit parce qu'elles ont été éliminées après contrôle de chaque poste retenu après homogénéisation.

$$P_{xi} = \bar{P}_x \cdot z_i \quad [3]$$

Avec :

$P_{xi}$  : lacune à la station  $x$  durant l'année  $i$

$z_i$  : indice de vecteur

$\bar{P}_x$  : valeur moyenne interannuelle  $\bar{P}_x$  calculée selon le vecteur  $Z$  du secteur

### Matrice de Bertin

Afin d'étudier la tendance de la pluviométrie on a fait recours à la méthode graphique chronologique de traitement de l'information (MGCT) de type Matrice Bertin (Nouaceur et al., 2013). Cette méthode permet d'analyser dans un premier temps la répartition spatiotemporelle du paramètre météorologique, puis de déterminer dans un deuxième temps les dates de changements de cycle, s'il y a des cyclicités manifestes, grâce à l'analyse régionale.

*Première étape* : un classement par année par rapport aux valeurs limites (Q1, Q2, Médiane, Q3 et Q4) est effectué pour toutes les stations et sur toute la série. Les années dont les totaux pluviométriques sont inférieurs à la valeur limite du premier quintile (Q1) sont considérées très déficitaires (très sèches). Celles qui se placent entre le premier et le deuxième quintiles (Q2) sont considérées comme déficitaires (sèches). Les années dont la hauteur pluviométrique ou la température est comprise entre le deuxième quintile et la médiane, sont normales avec une tendance sèche. Entre l'intervalle médian et le troisième quintile (Q3), les années sont normales avec une tendance humide. Entre le troisième et le quatrième quintile (Q4) se trouvent les années humides. Enfin, toutes les années dont les totaux pluviométriques et les températures sont supérieurs au quatrième quintile sont considérées comme très excédentaires (très humides).

*Deuxième étape* : un recodage des valeurs grâce à une gamme de couleurs est effectué (la couleur variant suivant la position du cumul pluviométrique annuel par rapport aux valeurs limites). Ce premier traitement est suivi d'une procédure de réordonnement (permutations de colonnes) afin d'obtenir un classement qui permette de visualiser une structure colorée homogène (Matrice Bertin). Cette procédure permet de visualiser l'évolution du paramètre climatique selon deux dimensions (temps et espace).

### Indice pluviométrique standardisé (IPS)

La pluviométrie régionale est déterminée afin de calculer l'IPS.

#### Détermination de la pluviométrie régionale : Méthode de Thiessen

On dispose de trois méthodes classiques pour la détermination de la pluviométrie annuelle moyenne de bassin à partir de l'ensemble des mesures ponctuelles obtenues à plusieurs stations pluviométriques sur le bassin ou à proximité, on distingue la méthode de la moyenne arithmétique, la méthode des polygones de Thiessen ou l'utilisation d'isohyètes. Le choix de la méthode dépendra notamment de la longueur de la série de données dont on dispose, la densité du réseau de mesure, et la variation du champ pluviométrique.

La méthode de polygones de Thiessen est la méthode choisie pour la détermination de la pluviométrie annuelle moyenne de bassin d'étude. Le choix de cette méthode est du au fait que cette méthode convient aux superficies (ou bassins) ayant un réseau pluviométrique spatialement hétérogène (pluviomètres distribués irrégulièrement) tel que le cas de notre bassin d'étude. La méthode de polygone de Thiessen convient aussi aux superficies (ou bassins) ayant un réseau pluviométrique spatialement hétérogène (pluviomètres distribués irrégulièrement) tel que le cas de notre bassin d'étude. Elle affecte à chaque pluviomètre une zone d'influence dont l'aire, exprimée en %, représente le facteur de pondération de la valeur locale.

#### Indice pluviométrique standardisé

Les pluies annuelles moyennes obtenues ont été utilisées pour calculer l'indice pluviométrique annuel du bassin Jeffara, défini par Lamb (1982) comme une variable centrée réduite :

$$IPS_a = \frac{P_a - P_m}{\sigma_p} \quad [4]$$

où  $IPS_a$  est l'indice de pluie standardisé de l'année  $a$ ,  $P_a$  : la pluviométrie de l'année  $a$ ,  $P_m$  : la pluviométrie annuelle moyenne sur la période de référence 1975-2013 et  $\sigma_p$  l'écart-type de la pluviométrie sur la même période de référence.

Cet indice traduit un excédent ou un déficit pluviométrique pour l'année considérée par rapport à la période de référence. Il met également en évidence l'intensité du déficit ou de l'excès pluviométrique (NIANG, 2008). Une valeur de  $z$  inférieure à 0 est le fait d'une année déficitaire et une valeur supérieure à 0, celui d'une année excédentaire, par rapport à la moyenne calculée sur la période d'homogénéisation.

#### Tests statistiques de détections de rupture

Une rupture peut être définie de façon générale par un changement dans la loi de probabilité de la série chronologique à un instant donné, le plus souvent inconnu. Nous avons donc appliqué plusieurs tests statistiques de détection des ruptures : test d'ellipse de Bois, test de Pettit, test de Lee et Heighn et le test de Hurbert sur les séries annuelles complètes de précipitations.

#### Ellipse de Bois

Un autre test est basé sur la somme des écarts cumulés  $Sk$ . La série  $Sk/\sigma$  suit une loi normale de moyenne nulle et de variance  $k(N-k)\sigma^2/N$  (sous l'hypothèse de stationnarité). Il est donc possible de tracer les intervalles de confiances de ces écarts cumulés, qui prennent la forme d'un ellipsoïde (Bois, 1971, 1986). Cette méthode a été à l'origine conçue pour tester les anomalies ponctuelles ou de ruptures ou de tendance dans une série chronologique d'une variable normale  $Y$  corrélée avec une autre  $X$  (exemple : pluies annuelles) :  $y_i = a x_i + b + \varepsilon_i$  et  $r$  le coefficient de corrélation linéaire Elle est basée sur l'étude du cumul des résidus :

$$Z_i = \sum_{j=1}^i \varepsilon_j \quad [5]$$

On montre que pour un échantillon de  $N$  valeurs successives des résidus, le  $i$ ème cumul des résidus  $Z_i$  a une espérance mathématique nulle et une variance qui varie avec  $i$  et dont une valeur approchée est donnée par :  $\text{Var}(Z_i) = \text{Var}(Y) * (1 - r^2) * i * (N - i) * (N - 1) / N^2$

Le tracé de  $k$  fois cet écart type en fonction de  $i$  dessine ainsi une ellipse. On peut ainsi tracer pour chaque valeur de  $i$  un intervalle de confiance de  $Z_i$  qui recouvre la valeur expérimentale avec un degré de confiance ( $p\%$ ). Mais sur l'ensemble du tracé, il y a une probabilité inférieure à  $p$  qu'au moins un point sorte de l'ellipse. Ce calcul a été fait par simulation stochastique et dépend de la taille de l'échantillon.

**Pettitt's test**

Il s'agit d'un test non paramétrique développé par Pettit (1979). Ce test a été utilisé par plusieurs auteurs pour détecter un changement dans séries chronologiques des paramètres climatiques (Gao et al. 2011, Jaiswal and al.,2015, Kocsis and al.,2019). Le test de Pettitt se base sur la detection d'un changement significatif a une date donnée. L'absence de rupture constitue l'hypothèse nulle. Ce test stipule

Pour  $1 \leq t < N$

$$PE = \widehat{\max}(U_{t,N}) \quad [6]$$

avec

$$U_{t,N} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^N \text{signe}(x_i - x_j) \quad [7]$$

et

$$\text{signe}(x) = \begin{cases} +1, & x > 0 \\ 0, & x = 0 \\ -1, & x < 0 \end{cases} \quad [8]$$

Si l'hypothèse nulle est rejetée alors le point de rupture est définie par :

$$K = \text{Max}|U_t| \quad [9]$$

Ce test est sensible aux ruptures situées au milieu des series chronologiques (Wijngaard et al., 2003).

**Buishand range test (1982,1984)**

Il s'agit d'un test parametric qui suppose que la variable est indépendante et normale (Wijngaard et al., 2003). Ce test se base sur l'utilisation de la somme partielle ajustée définie par:

pour  $k=1$  to  $N$

$$s_k = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}) \quad [9]$$

Si  $S_k = 0$  alors la série étudiée est homogène sans point de rupture. Sinon il a une rupture à l'année  $K$  et le test statistique est définie par

$$R = \text{Range} = \frac{\text{Max}(S_k) - \text{Min}(S_k)}{\bar{x}} \quad [10]$$

Avec:  $\text{Max}(S_k)$ : negative shift

$\text{Min}(S_k)$ : positif shift

La valeur  $\text{Range}/\sqrt{n}$  est calculé pour être comparé par la suite à la valeur critique donnée par le test statistique de Buishand(1982) et Wijngaard et al. (2003) aux différents intervalles de signification pour détecter le point de changement. Le Buishand range est aussi sensible aux ruptures situées au milieu des séries chronologiques (Wijngaard et al., 2003).

**Test de Lee et Heighn**

Il s'agit d'une approche paramétrique qui requiert une distribution normale de la variable étudiée. Le modèle de base de la procédure est le suivant :

$$X_i = \begin{cases} \mu + \varepsilon_i & i = 1, \dots, \tau \\ \mu + \delta + \varepsilon_i & i = \tau + 1, \dots, N \end{cases}$$

Où  $\varepsilon_i$  sont indépendants et normalement distribués, de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2 * \tau$  et  $\delta$  representent respectivement la position de la rupture dans le temps et l'amplitude du changement sur la moyenne. L'approche bayésienne est basée sur les distributions marginales a posteriori de  $\tau$  et  $\delta$

La nouvelle distribution dite « a posteriori » se calcule par les formules :

- distribution a posteriori de  $\tau$

$$P(\tau | x) \propto \frac{\sqrt{\tau(n-\tau)}}{\sqrt{R(\tau)^{n-2}}} \quad [11]$$

$$\text{et } \bar{x}_\tau = \frac{1}{\tau} \sum_{i=1}^{\tau} x_i \text{ et } \bar{x}_{n-\tau} = \frac{1}{n-\tau} \sum_{i=\tau+1}^n x_i \quad [12]$$

- distribution a posteriori de  $\delta$

$$P(\delta | x) = \frac{1}{\tau} \sum_{\tau=1}^n P(\delta | \tau) (P | x) \quad [13]$$

$P(\delta | x)$  probabilité conditionnelle d'observer  $\delta$  sachant  $\tau$

$P(\delta | \tau)$  suit une loi de Student à  $(n-2)$  degrés de libertés, de moyenne  $\bar{x}_\tau - \bar{x}_{n-\tau}$

$$\text{Et de variance } \text{Var} = \frac{nR(\tau) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2}{(n-2)\tau(n-\tau)} \quad [14]$$

### Segmentation de Hubert

Hubert a développé une procédure de segmentation de série temporelle adaptée à la recherche d'une ou plusieurs ruptures (Hubert et Carbonnel, 1987, Hubert et al., 1989, Hubert, 1997). Celle-ci décompose la série initiale en un certain nombre de sous-séries selon une technique des moindres carrés. Le test de Scheffe permet ensuite de s'assurer que la différence entre les moyennes de deux sous-séries consécutives n'est pas négligeable.

Le résultat obtenu doit être tel que les moyennes successives de deux segments consécutifs sont significativement différents. Cela peut être réalisé en utilisant le test de Scheffe (1959). Si une solution s'accorde mieux à la série que la meilleure des solutions déjà explorées par l'algorithme, celle-ci sera retenue seulement si l'hypothèse nulle du test de Scheffe, pour cette nouvelle solution, est rejetée pour un niveau de confiance préalablement défini. La procédure de segmentation de Hubert peut être utilisée comme un test de stationnarité. Dans ce cas, l'hypothèse nulle du test est la stationnarité de la série. Cette hypothèse est acceptée si la procédure ne parvient pas à segmenter la série à tester et elle est rejetée dans le cas contraire.

Le logiciel KRONOSTAT (Boyer, 2002) développé à l'IRD-HSM de Montpellier a été particulièrement utile dans la mise en œuvre des procédures statistiques mentionnées ci-dessus. Il permet notamment de visualiser et de stocker les résultats sous format numérique mais aussi graphique. En particulier, la visualisation des ellipses de contrôle associées au test de Buishand s'est avérée indispensable au repérage des dates de rupture.

## RÉSULTATS ET DISCUSSION

### Homogénéisation des données pluviométriques

Après plusieurs essais nous avons retenu deux secteurs d'homogénéisation et afin de diminuer, d'avantage, la dispersion des pluies chacun de ces deux secteurs ont été divisé en deux sous secteurs. Pour confirmer l'homogénéité de la variabilité pluviométrique de la région nous nous sommes appuyé sur le coefficient de corrélation par rapport au vecteur pour chaque station calculé par le logiciel Hydraccess. Les résultats de délimitation sont données par le tableau 1 et la figure 2 en indiquant les secteurs et les sous secteurs, le nombre de stations réellement utilisées par le programme de calcul après élimination des postes trop anciens, de durée trop courte ou présentant des données aberrantes, les périodes sur lesquelles a porté l'homogénéisation et les coefficients de corrélation entre les stations et les vecteurs.

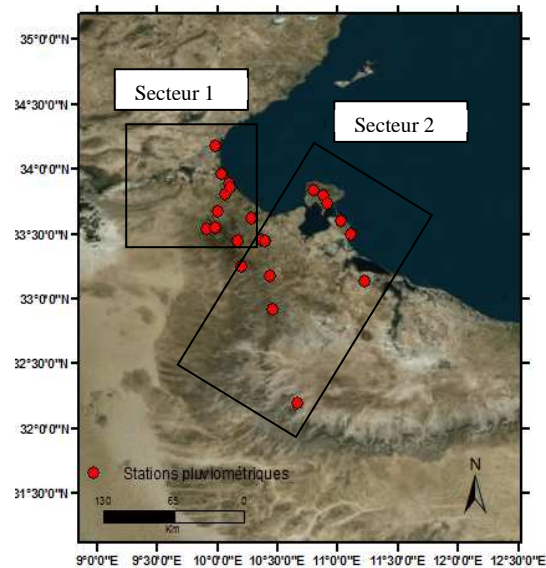


Figure 2: Localisation de secteurs homogènes selon la méthode des vecteurs régionaux

Tableau I: Régionalisation des précipitations par la méthode du vecteur régional

Secteur	Sous secteur	Nombre de stations	Période d'homogénéisation	Corrélation/vecteur
Jeffara Nord (Gabés)	Jeffara Nord littorale (1)	5	1975-2013	0,88 à 0,94
	Jeffara Nord continentale (2)	5		0,95 à 0,97
Jeffara Sud (Médnine Tataouine)	Jeffara Sud littorale (3)	6	1976-2013	0,9 à 0,96
	Jeffara Sud continentale (4)	6		0,89 à 0,94

Le secteur de Jeffara Nord recouvrant 10 stations appartenant administrativement au gouvernorat de Gabés est divisé à son tour en deux sous secteur :

- sous secteur littoral de Jeffara Nord renfermant 5 stations : Henchir El Hicha, Gabés SM, El Mdou, Gabés DRES et Métouia SM.
- sous secteur continentale de Jeffara Nord renfermant 5 stations : Matmata délégation, Toujane Eddekhila, El Hamma PV et Zarkine par Marth et Marth.

Le second Jeffara Sud renfermant 11 stations appartenant administrativement aux gouvernorats de Médenine et de Tataouine. Ce secteur est réparti en deux sous secteurs :

- sous secteur littoral de Jeffara Sud incluant 6 stations : Zarsis ville PAVA, Jerba Cedriane, Jerba El May SM, Ste Sidi Chommakh Eco, Jerba Cedoukich et Ben Guerden I SM.
- sous secteur continental de Jeffara littoral comportant 5 stations : Allamet, Beni Khedech délégation, Tataouine SM, Koutine et Bir Lahmar école

Les valeurs des coefficients de corrélation entre les stations et le vecteur correspondant sont proche de 1 (de l'ordre de 0,9) ce qui prouve l'homogénéité des secteurs délimités.



Des passages successifs sur le même programme avec les données corrigées et progressivement améliorées permettent d'avoir des nouveaux traces de doubles cumulés et donc corrections des erreurs les moins apparentes jusqu'à obtention de séries chronologiques vraisemblables ayant des coefficients de corrélation entre indice et vecteur compris entre 0,8 et 1,24 correspondants à des faibles écarts. Nous estimons qu'en dehors des corrections d'appareillage (multiplication par 1,27 ou 0,785) et de quelques cas particuliers reconnus (changement d'emplacement ou modification sévère de l'environnement), il est déconseillé d'utiliser des valeurs ayant subi des corrections de l'ordre de 20 % ou plus sans que l'origine exacte de l'erreur ait pu être précisée (Brunet - Moret, 1979). Cependant, nous avons parfois été conduits à effectuer des corrections systématiques assez importantes sur certaines hauteurs de pluie annuelle pour conserver le maximum des données sur des zones peu riches en stations alors qu'on aurait dû en principe les éliminer purement et simplement. Nous avons cependant conservé ces valeurs corrigées. Quelques stations proches ont été combinées pour obtenir un historique plus long. Les principaux critères utilisés dans cette fusion est la proximité (les stations doivent se retrouver à une distance inférieure ou égale à 2 km) et une faible différence d'altitude. C'est ainsi les stations de Zarsis ville et Zarsis SE2 situées à une distance de 300 m et à une même altitude de 11 m.

La figure 3 présente les résultats d'application de la méthode de double cumul entre les indices annuels de la station et ceux du vecteur régional sur les stations Gabés SM (sous secteur 1), El Hamma et Toujane école (sous secteur 2), Djerbba El May SM (sous secteur 3) et Béni Khedech délégation (sous secteur 4).

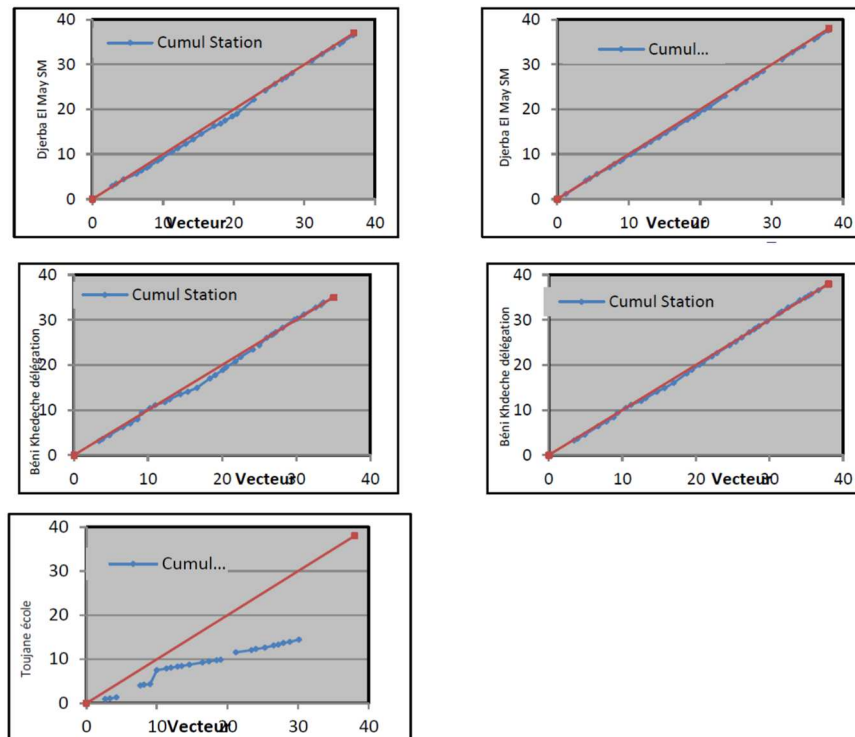


Figure 3: Représentations graphiques des indices cumulés du vecteur régional de 4 stations appartenant aux différents secteurs avant (à gauche) et après (à droite) l'homogénéisation

Ces résultats montrent que les données sont d'une qualité moyenne. Graphiquement, ceci se traduit par des cassures, des segments qui s'éloignent de la première bissectrice et l'absence de points aberrants et par des années lacunaires peu importantes. En effet les périodes lacunaires sont de 2 ans à la station de Marth, 1 an aux stations de Gabés SM et de Zarsis ville PAVA. La station de Béni Khedech délégation a une série complète qui ne présente pas des lacunes. Cependant, la qualité de données de la station Toujane école est médiocre. En effet, les segments divergent et s'écartent totalement de la première bissectrice et la période lacunaire est très importante (12 ans). D'où la nécessité d'écartier cette station de notre étude vu que les corrections ont porté seulement sur des stations qui, à priori, pouvaient être considérées comme homogènes. Quant aux graphiques de double cumul après homogénéisation (situés à gauche), on constate le bon alignement des points qui ne présentent plus de cassure. Ainsi les données peuvent être considérées homogènes. Pour le comblement des lacunes, ce calcul ne s'applique qu'à la période correspondant à celle du vecteur,

soit 38 années pour le secteur de Jeffara Nord et 37 ans pour le secteur de Jeffara Sud. Notons qu'on n'a pas pu effectuer l'extension des données annuelle sur l'an 1992 pour les stations du secteur 2 vue l'absence des relevés pluviométriques journaliers et mensuelle correspondantes à ces stations pour l'année 1992.

### Variabilité pluviométrique

#### Indice de vecteur régional

En se basant sur l'indice de vecteur régional déjà déterminé, une tendance pluviométrique pour être déterminée pour chaque région homogène.

On rappelle que le vecteur  $z_i$  peu donnée une idée sur la tendance pluviométrique de pour chaque région considérée homogène. Cette méthode n'a jamais été utilisée pour l'étude de la tendance climatique.

La variation temporelle de  $z_i$  dans les différents secteurs de la zone d'étude est donnée par la figure 4 La variation de pourcentage des stations pluviométriques déficitaires en fonction de  $z_i$  moyenne est donnée par la figure 4.

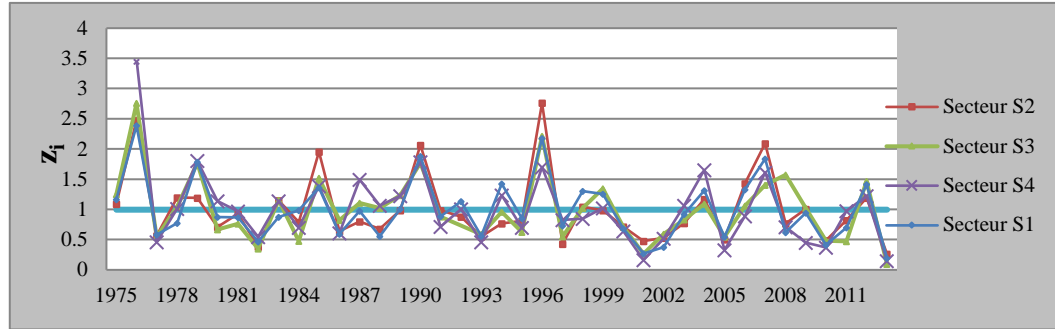


Figure 4: Variation temporelle des indices annuels du vecteur régional dans les différents secteurs de la zone d'étude

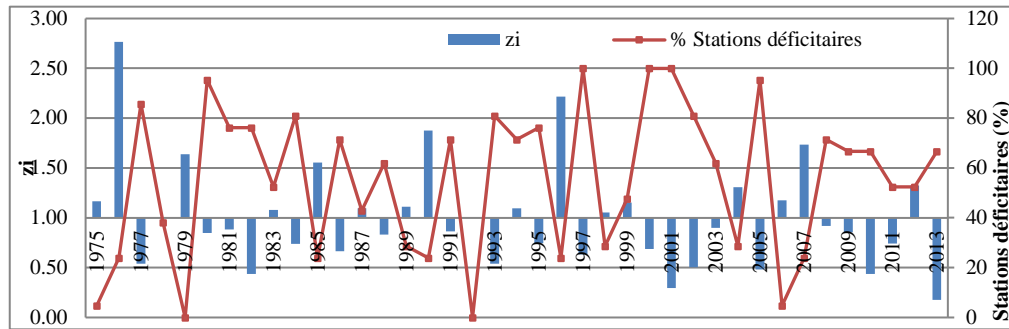


Figure 5: Variation des indices pluviométriques annuels moyens et de la proportion (%) de stations pluviométriques déficitaires

D'après ces deux figures 4 et figure 5 on constate que tous les secteurs ont une même tendance de variabilité pluviométrique marquée par des nettes fluctuations interannuelles. Ces fluctuations s'atténuent depuis 1997/1998 d'où un taux de stations pluviométrique déficitaire d'environ 50% avant 1997/1998 et 59% après cette date (figure 2.2). Notons que l'indice pluviométrique annuel moyen atteint un maximum de 2,76 en 1976/1977 et un minimum de 0,18 en 2013/2014 on peut donc conclure que l'année 1976/1977 est la plus excédentaire avec un taux de stations pluviométriques déficitaire ne dépassant pas 5% des stations et que l'année 2013/2014 est la plus déficitaire sur la période d'étude avec à environ 67% des stations sont déficitaires .

On remarque aussi que depuis 1997 l'amplitude des fluctuations varie : en effet l'indice pluviométrique de vecteur régional annuel moyen des années déficitaire est de 0,75 pendant la période 75/76 à 1997/1998 avec un taux moyen des stations pluviométrique d'environ 50% et il est de 0,6 pendant la période 1997/1998 jusqu'à 2013/2014 avec un taux moyen des stations déficitaire de l'ordre 59%

Quant aux indices pluviométrique de vecteur régional correspondants à des années excédentaires on enregistre une baisse de ces dernier d'où une moyenne de 1,47 pendant la période 1975/1976 à 1997/1998 et il est de 1,29 pendant la période 1997/1998 jusqu'à 2013/2014.

Plus que 50 % d'année se caractérisent par un indice moyen annuel inférieur à 1 d'autre part 25 années de la période d'étude (38 années) le pourcentage de stations pluviométriques déficitaires dépasse 50% on peut donc conclure que le régime pluviométrique est déficitaire.

#### Matrice de Bertin

La matrice de Bertin obtenue es présentée par la figure6.

La chronologie de l'indice pluviométrique se distingue par deux années à forte pluie annuelles: les années 1974-1975 et 1976-1977 avec un indice proche de 2,5 et deux années très sèches 1991/1992 à un indice pluviométrique de -1,7 (sécheresse sévère) et 2012-2013 à indice pluviométrique inférieur à -2 (sécheresse extrêmement sévère).

Elle a permis de dégagées :

- Une première période de 1975-1979 apparaît sur la matrice colorée comme une période humide avec un indice pluviométrique standardisé qui dépasse le +2 avec une seule année à IPS négatif (1977).
  - Une période de 1980-1984 matérialisée sur la matrice par la dominance des années seche et très sèches à valeur de SPI négatifs allant de -0,48 à -0,88 avec une année humide (1983) à faible SPI (0,22)
  - Une période de 1985 à 1991 une période peu humide à SPI positifs variant de 0,12 à 1,27.
  - A partir de 1991 une longue période de sécheresse s'est installée sur le territoire d'étude jusqu'à 2005 caractérisée par la dominance des années seche et très seche sur la matrice et par des SPI négatifs qui atteint -1,73 en 1992.
  - Une courte période humide de 2006 à 2009 à faible SPI qui ne dépasse pas 0,67.
- Finalement une autre période plus sèche de 2010 à 2013 à un SPI négatif qui dépasse -2 en 2013. Pendant cette période on enregistre une année humide (2012) à faible IPS (0,22).

Donc il s'agit d'une alternance des périodes sèches et des périodes humides avec une prépondérance des fronts déficitaire sur les fronts pluvieux au cours des deux dernières décennies. toute fois on note la diminution de l'intensité des Ip aux cours des années humides et augmente au cours des années sèches. La sécheresse s'accroît alors dans la zone d'étude. Ces résultats confirment les résultats dégagés par Ouassar (2006) qui montrent que de 1996-1997 jusqu'à 2001-2002 (date de la fin d'étude) une tendance à la sécheresse en se basant sur le calcul de l'écart moyen par rapport à la moyenne des séries pluviométriques annuelle de la station de Médénine.

#### Indice pluviométrique standardisé

La variation annuelle de l'indice pluviométrique sur le bassin de Jeffara a permis de dégagées deux périodes distingue (figure 6) :

La première période de 1975 à 1991, est caractérisée par un régime pluviométrique à tendance humide au cours de la quelle on enregistre 10 ans humide ayant un indice pluviométrique positif (de 0, à 2,4) et 5 ans légèrement secs d'indice pluviométrique supérieure à -1(-0,8 à -0,5). La deuxième période, de 1991 à 2013, correspond à un épisode à tendance sèche avec 16 ans secs (-0,06 à -1,7) (plus que 2/3 de la période).

Les chronologies étudiées se distinguent par deux années à forte pluie annuelles : les années 1974-1975 et 1976-1977 avec un indice proche de 2,5 et deux années très sèches 1991/1992 à un indice pluviométrique de -1,7 (sécheresse sévère) et 2012 :2013 à indice pluviométrique inférieur à -2 (sécheresse extrêmement sévère). Quand à l'intensité des Ip On note sa diminution au cours des années humides et son augmentation au cours des années sèches.

L'analyse de la moyenne mobile sur 10 ans permet de distingué deux périodes :

**Avant 1997/1998** : cette période correspond à un Ip positif mais très faible ne dépassant pas 0,5

**Après 1997/1998** : correspond à une diminution de Ip qui change de signe pour attendre des valeurs négatives.

On peut affirmer donc la diminution de l'Ip sur le bassin de Jeffara et donc du climat qui de vient de plus en plus sec.

Finalement on peut conclure à une variation de climat et non à une variabilité interannuelle puisque ce qui se produit ces dernières années n'a pas eu lieu par le passé dit moins au cours de la période d'étude.

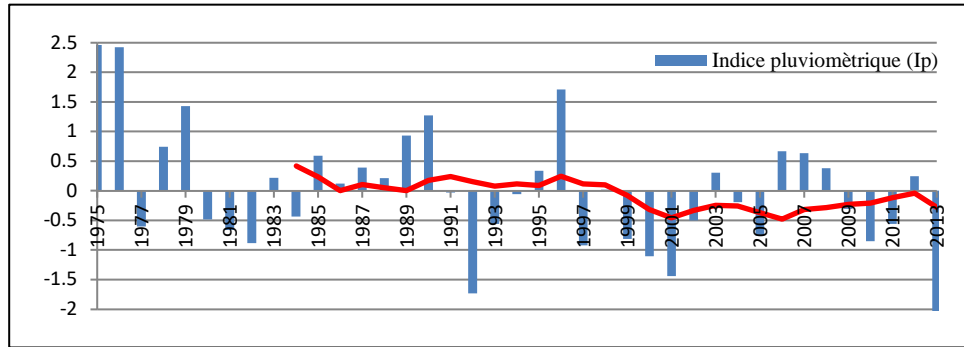


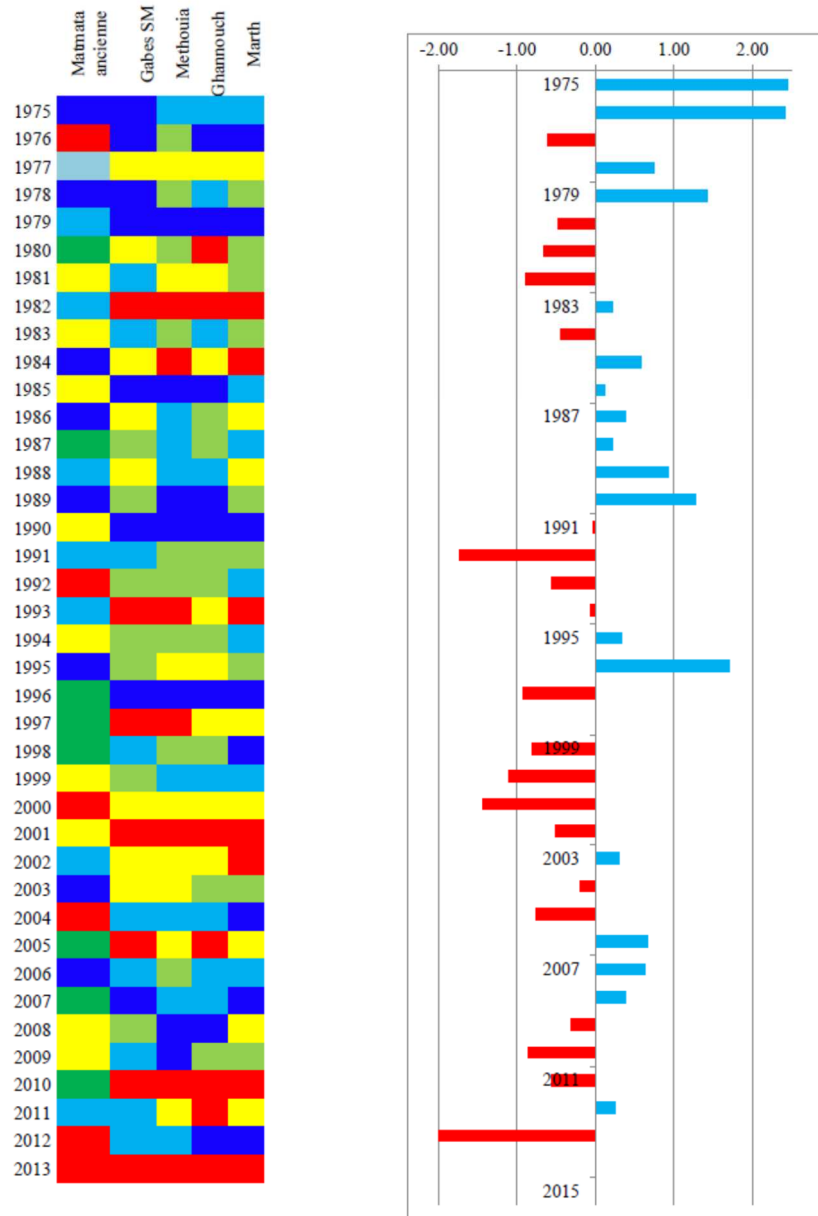
Figure 6 : Variation des indices pluviométriques standard (SPI) sur le bassin versant de Jeffara (1975-2013)

### Tests de détection de rupture

Les résultats d'application des tests statistiques de détection de rupture par secteur et par station durant la période d'étude sont récapitulés dans le tableau 2.

Une rupture probable signifie que la rupture est détectée par au moins 2 tests statistiques. Une rupture avérée signifie que la rupture est détectée par les trois tests, ce qui indique donc une probabilité importante de rupture ou un événement de grande amplitude.

Le tableau 2 révèle que les stations de secteur 4 ainsi que la station de Ben Guerdene de S3 présentent un défaut d'homogénéité situées aux années 1976 et 2013. En effet ces ruptures correspondent soit à une augmentation soit à une diminution de la pluviométrie annuelle ce qui confirme les résultats relatifs à l'indice de vecteur régional déjà cités et qui stipule que ces deux années ont été mentionnées comme très sèche et très humide durant la période d'étude. Donc ces dates ne peuvent pas être considérées comme des dates de rupture.



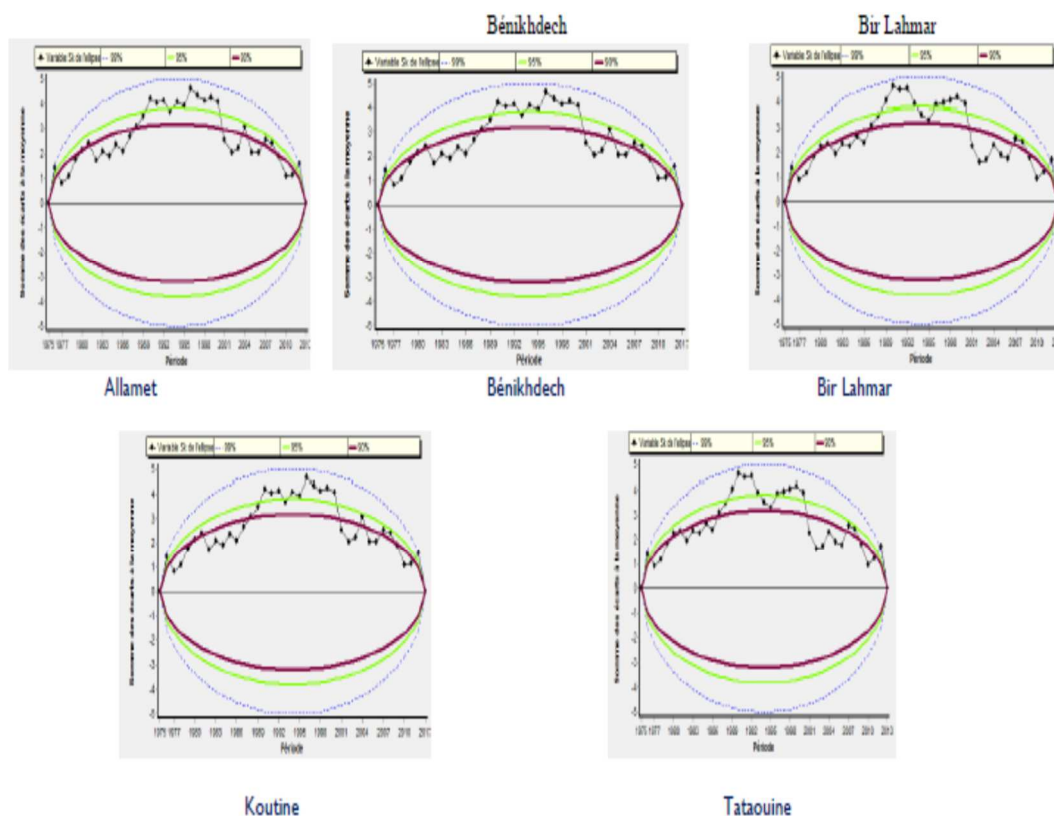
**Figure 7.** MGCTI, classification des précipitations annuelles selon les quintiles Q1, Q2, Q3, Q4 et Q5 (période de mesure de 1978 à 2015)

Le model Khronostat a permis de visualiser les ellipses de contrôle associées au test de Buishand (figure 8). Cette visualisation s'est avérée indispensable au repérage des dates de rupture.

Finalement, on peut conclure que les chroniques sont stationnaire et qu'elles n'ont pas subi de rupture. Ces résultats ne contredit pas la baisse pluviométrique qui a été démontrée dans les parties précédentes. Une rupture est définie comme un changement dans la loi de probabilité d'une série chronologique à un instant donné et son absence ne signifie pas que la pluviométrie n'a pas diminué mais que cette diminution est peu significative. Ces résultats sont en concordance avec ceux trouvé par Kingumbi (2006) en tunisien centrale (1976-1989).

**Tableau 2 :** Résultats des tests statistiques appliqués aux chroniques pluviométriques annuelles

	Buishand	Pettit	Lee et Heghiane	Hurbert
	<b>S1</b>			
El Mdou	(-)	(-)	2012	(-)
El Hicha	(-)	(-)	2012	(-)
Gabés DRE	(-)	(-)	2012	(-)
Gabés SM	(-)	**	**	1996
Métouia	(-)	(-)	2012	(-)
	<b>S2</b>			
Hamma	(-)	(-)	2012	(-)
Marth	(-)	(-)	1976	(-)
Matmata	(-)	(-)	2012	(-)
Toujane	(-)	(-)	1976	(-)
Zarkine	(-)	1999	2012	(-)
	<b>S3</b>			
Ben Guerden	(-)	(-)	1976	1976
Jerba Cedouikich	(-)	(-)	1976	(-)
Jerba Cedriane	(-)	(-)	2012	1976
Jerba May	(-)	(-)	2012	1976
Sidi Chommakh	(-)	(-)	2012	1976
Zarsis PAVA	(-)	(-)	2012	(-)
	<b>S4</b>			
Allamet	1976	(-)	1976	1976
Beni Khedeche	2013	(-)	2012	1976
Bir Lahmar	1976+2013	(-)	2012	1976
Koutine	1976+2013	(-)	2012	1976
Tataouine	2013	(-)	2012	1976



**Figure 8 :** Démonstration de la présence de rupture aux stations Allamet, Bénikhdech, Bir Lahmar, Koutine et Tataouine par l'Ellipse du Bois

## CONCLUSION

La zone méditerranéenne est une zone très vulnérable « hotspot » (Giorgi, 2006) au changement climatique. D'où la nécessité d'étudier la variabilité à une échelle régionale dans cette zone (Word Bank, 2014) afin d'en faire face.

C'est dans ce cadre que la présente étude a été menée. Elle vise l'étude de la variabilité pluviométrique dans le sud est tunisien à climat semi aride à aride où les ressources en eau sont limitées, peu renouvelables et excessivement exploitées. L'étude a exploité des données pluviométrique issue de 22 stations météorologiques durant la période 1976-2013.

Comme toute étude climatologique ou hydrologique, il faut disposer des séries de données climatiques homogènes pour que les résultats soient statistiquement significants. C'est ainsi qu'on a commencé tout d'abord par l'homogénéisation des données de la pluviométrie en utilisant la méthode de vecteur régionale qui a permis d'homogénéiser les séries chronologiques mais aussi de compléter les données manquantes. Cette méthode a permis l'obtention d'une base de données de pluviométrie opérationnelle.

Pour étudier la variabilité pluviométrique, plusieurs méthodes ont été appliquées : Matrice de Bertin, indices de vecteur régional, des tests statistiques de détection de rupture et l'indice pluviométrique standardisé déterminé à partir de la pluviométrie régionale. Cette dernière a été déterminée par la méthode de polygone de Theissen.

Les résultats ont montré que la tendance pluviométrique se manifeste par une baisse et que le comportement pluviométrique a changé entre 1997 et 1998. Deux périodes sont alors distinguées :

Avant 1998 : cette période correspond à un IPS positif mais très faible ne dépassant pas 0,5

Après 1998 : correspond à une diminution de IPS qui change de signe pour atteindre des valeurs négatives. On peut affirmer donc la diminution de l'IPS et donc du climat qui devient de plus en plus sec.

En appliquant les tests statistiques de détection de rupture (test d'ellipse de bois, test de Pettit, test de Lee et Heighn et le test de Hurbert) on a déduit que les séries annuelles complètes de précipitations ne présentent pas de ruptures. Ces résultats ne contredisent pas ce qui a été démontré quant à la tendance à la baisse de la pluviométrie vue qu'une rupture ne peut être observée que si la loi statistique change et donc une variation très significative.

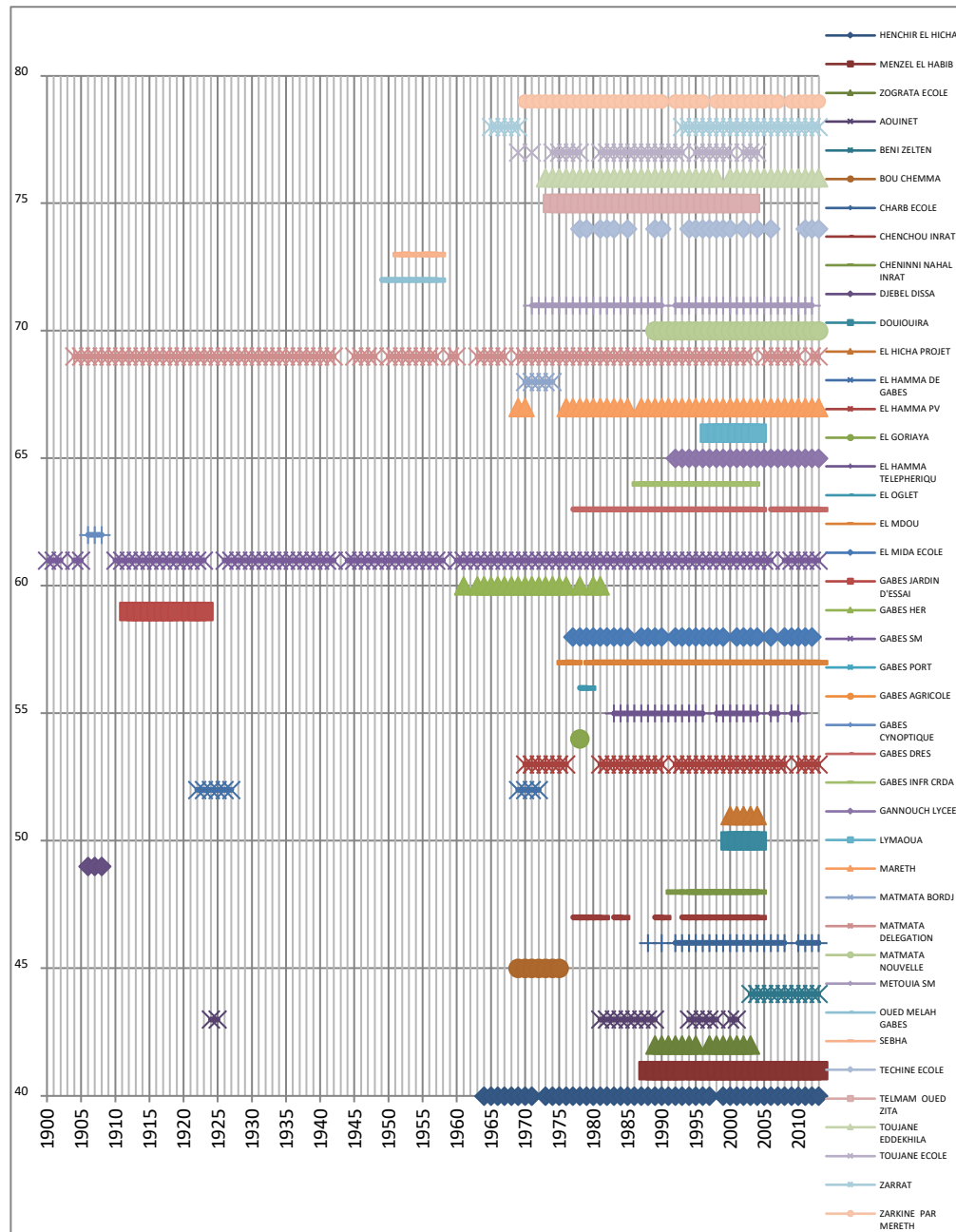
Dans un contexte de changement climatique il est nécessaire de mettre les stratégies adéquates pour faire face à la variabilité climatique en particulier dans les zones à climat aride à semi-aride. En effet la baisse de la pluviométrie peut limiter la croissance économique en affectant l'un des secteurs dynamiques très dépendant de la disponibilité en eau qu'est l'agriculture.

## Références

- Ahoussi K. E., Koffi Y. B., Kouassi A.M., Soro G., Soro N., Biémi J. (2013). Étude de la variabilité hydroclimatique et de ses conséquences sur les ressources en eau du Sud forestier et agricole de la Côte d'Ivoire : cas de la région d'Abidjan-Agboville. *International Journal of Pure & Applied Bioscience* 1 (6): 30-50
- Batisani A. N., Yarnal B. (2010). Rainfall variability and trends in semi-arid Botswana: Implications for climate change adaptation policy. *Applied Geography* 30 (2010) 483-489
- Beaulieu C., Ouarda T.B.M.J. et Seidou O. (2007). Synthèse des techniques d'homogénéisation des séries climatiques et analyse d'applicabilité aux séries de précipitations. *Hydrological Sciences-Journal*, 52(1) février 2007
- Benzarti Z. (2003). La pluviométrie en Tunisie. Analyse des années très pluvieuses. eau et environnement tunisie et milieux méditerranéens pp63-77. 10.4000/books.enseditions.847
- Bodian A., Dacosta H. et Dezetter A. (2011). Caractérisation spatio-temporelle du régime pluviométrique du haut bassin du fleuve Sénégal dans un contexte de variabilité climatique. *Revue Physio-Géo*. VOL.5, PP.107-124.
- Bois P. (1971). *Une méthode de contrôle des séries chronologiques utilisées en climatologie et en hydrologie*. Publication du Laboratoire de Mécanique des Fluides, Université Grenoble I, section hydrologie, 49 p.
- Bois P. (1986) - Contrôle des séries chronologiques corrélées par l'étude du cumul des résidus. *Actes des Deuxièmes Journées Hydrologiques de l'ORSTOM* (Montpellier), p. 89-100. URL : [http://hydrologie.org/ACT/JHO/JH02\\_0089.pdf](http://hydrologie.org/ACT/JHO/JH02_0089.pdf).
- Bourque A. (2000). Les changements climatiques et leurs impacts. *Vertigo* . Numéro spécial : Changements climatiques, Vol.1 N° 2 September 2000
- Brunet-Moret Y. (1979). Homogénéisation des précipitations. *Cahier. ORSTOM, série. Hydrologique*, vol. XVI no 3-4, pp. 147-170.
- Boyer LA, et al. (2002). Essential role for the SANT domain in the functioning of multiple chromatin remodeling enzymes. *Mol Cell* 10(4):935-42
- Buishand TA (1982) Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J Hydrol* 58:11-27
- Camus H., Abidi B. (1988). Homogénéisation et extension des données pluviométriques de la Tunisie du Nord. Tunis : Ministère de l'Agriculture ( Direction Générale des Ressources en Eau); ORSTOM, 169 p. multigr.
- Camus H., Yote Y., Abidi B., (1991). Homogénéisation et extension des données pluviométriques de la Tunisie du nord. Secteur Bizerte. Ministère de l'Agriculture Direction Générale des Ressources en Eau ; Institut Français de Recherche Scientifique pour le Développement en Coopération ( ORSTOM)
- Elagib N.A. et Abdu A. S. (1996). Climate variability and aridity in Bahrain. *Journal of Arid Environments* (1997) 36: 405-419
- Evans J., Geerken H. (2004). Discrimination between climate and human-induced dryland degradation. *Journal of Arid Environments* 57 (2004) 535 - 554
- Gao Z. L., Fu Y. L., Li Y. H., Liu J. X., Chen N, and Zhang X. P. (2011). Trends of streamflow, sediment load and their dynamic relation for the catchments in the middle reaches of the Yellow River over the past five decades. *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 16, 3219-3231, 2012. [www.hydroearthysystsci.net/16/3219/2012/doi:10.5194/hess-16-3219-2012](http://www.hydroearthysystsci.net/16/3219/2012/doi:10.5194/hess-16-3219-2012)
- Goula B.T.A., Savané I., Konan B., Fadika V., Kouadio G.B., (2006). Impact de la variabilité climatique sur les ressources hydriques des bassins de n'zo et n'zi en Côte d'Ivoire (Afrique tropicale humide) , *Vertigo*, vol.7, n° 1, 1-12.
- Hiez G., Cochonneau G., Sechet P. Et Fernandez U.M. (1992). Application de la Méthode du Vecteur Régional à l'analyse de la pluviométrie annuelle du bassin amazonien. *Veille climatique satellitaire*, n° 43, p. 39-52.
- Hubert P. Et Carbonnel J.P. (1987). Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest. *Journal of Hydrology*, vol. 95, n° 1, p. 165-183. DOI : 10.1016/0022-1694(87)90123-5
- Hubert P., Carbonnel J.P. Et Chaouche A. (1989). Segmentation des séries hydrométéorologiques ; application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest. *Journal of Hydrology*, vol. 110, n° 3-4, p. 349-367. DOI : 10.1016/0022-1694(89)90197-2



- Hubert P., Bader J.C. Et Bendjoudi H. (2007). Un siècle de débits annuels du fleuve Sénégal. *Journal des Sciences Hydrologiques*, vol. 52, n° 1, p. 68-73. URL : <http://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1623/hysj.52.1.68>. DOI : 10.1623/hysj.52.1.68
- Jaiswal R.K., Lohani A.K., Tiwari H.L. (2015). Statistical analysis for change detection and trend assessment in climatological parameters. *Environ Process* 2:729–749. <https://doi.org/10.1007/s40710-015-0105-3> 183.DOI : 10.1016/0022-1694(87)90123-5
- Kallel M. 2003. Caractérisation hydrogéologique et géochimique de l'exutoire des nappes souterraines de la cuvette de Menzel-Habib. PFE, ENIS, Sfax.
- Kingumbi A.,(2006). Modélisation hydrologique d'un bassin affecté par des changements d'occupation. Cas du Marguelli en Tunisie centrale. Thèse de doctorat de l'Ecole Nationale d'Ingénieurs de Tunis.
- Kocsis T, Kovács-Székely I (2020) Anda A (2020). Homogeneity tests and non-parametric analyses of tendencies in precipitation time series in Keszthely. *Western Hungary Theor Appl Climatol* 139:849–859. <https://doi.org/10.1007/s00704-019-03014-4>
- Lafforgue A., Memi, (1983). Homogénéisation des données pluviométriques du centre de la Tunisie. BIRH, Tunis, Tunisie.
- Meddi, M., Assani, A., Meddi, H., (2010). Temporal variability of annual rainfall in the Macta and Tafna catchments, Northwestern Algeria. *Water Resources Management* 24, 3817–3833.
- Meddi, M., Talia, A., (2008). Pluviometric regime evolution in the North of Algeria. *Arab Gulf Journal of Scientific Research* 26, 152–162
- Nouaceur Z, Laignel B, Turki I (2013). Changements climatiques au Maghreb : vers des conditions plus humides et plus chaudes sur le littoral Algérien. *Physio-Géo*, 7, 307-323. <http://physio-geo.revues.org/3686>;doi : 10.4000/physio-geo.3686
- Niang A.J, Ozer A. Et Ozer P. (2008). Fifty years of landscape evolution in South-Western Mauritania by means of aerial photos. *Journal of Arid Environments*, vol. 72, n° 2, p. 97-107.
- Ouessar M., Taamallah H., Ouled Belgacem A. (2006). Un environnement soumis à forte contraintes climatiques. Entre désertification et développement : La Jeffara Tunisienne. Tunis (TUN): IRD ; Cérès, 2006, 351 p. ISBN 9973-19-683-5
- Pettitt A.N. (1979). A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, vol. 28, n° 2, p. 126-135. DOI: 10.2307/2346729
- Romero R., Guijarro J.A., Ramis C., and Alonso S. (1998). A 30-year (1964-1993) daily rainfall data base for the Spanish mediterranean regions: first exploratory study, *international journal climatology*, 18, 541-560.
- Scheff ,H.(1959). *The Analysis of Variance*, New York: John Wiley & Sons.
- Wijngaard JB, Kleintank AMG, Können GP (2003). Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *Int Journal of Climatology* 23:679–692
- World Bank ,2014 :*Turn Down the Heat: Confronting the New Climate Normal*. Washington, DC:World Bank. Licence: CC BY-NC-ND 3.0 IGO.<http://documents.worldbank.org/curated/en/317301468242098870/Main-report>
- Wotling, G., Mahé, G., L'Hôte, Y. & Le Barbé, L. (1995). Analyse par les vecteurs régionaux de la variabilité spatio-temporelle des précipitations annuelles liées à la mousson africaine. *Veille Climatique Satellitaire* 52,58-73.



Annexe I : Disponibilité des données pluviométriques des stations situées dans le sud-est tunisien