

Analyse des tendances dans les séries pluviométriques au Sénégal

Ibrahima TOURE*, **Didier Maria NDIONE**, **Issa Leye**, **Mame Henriette Astou SAMBOU**
et **Moussé Landing SANE**

*Université Cheikh Anta Diop, Faculté des Sciences et Techniques (F.S.T), Département de Physique,
Laboratoire d'Hydraulique et de Mécanique des Fluides (LHMF), BP 5005 Dakar, Sénégal*

(Reçu le 09 Mai 2022 ; Accepté le 30 Juillet 2022)

* Correspondance, courriel : panoya83@yahoo.fr

Résumé

La pluie constitue une ressource en eau essentielle dont l'étude est d'une importance capitale notamment dans ce contexte de changement climatique. La présente étude porte sur l'analyse des tendances pluviométriques dans dix (10) stations du Sénégal, choisies de manière à avoir une vue globale du comportement des pluies annuelles sur le territoire du Sénégal. Elle a pour finalités de donner les orientations tendanciennes des précipitations ainsi que leur magnitude dans des stations cibles, de déceler leur(s) début(s) de tendance(s) et enfin de trouver une tendance générale représentant l'ensemble des stations étudiées. Ainsi, plusieurs outils statistiques ont été utilisés (MAKESENS, test de Mann Kendall Séquentiel, test de Van Belle et Hughes, test de Mann Kendall régional). Les tests de Mann Kendall, Mann Kendall Séquentiel et l'estimation de Sen appliqués aux précipitations annuelles indiquent une seule tendance significative à la baisse dans la station de Matam à un niveau de signification de 95 %. Ce qui reflète une pluviométrie avec un caractère aléatoire dans le temps. Par ailleurs, le test de Van Belle et Hughes appliqué pour étudier l'homogénéité de la direction des tendances entre les stations pluviométriques confirme une homogénéité de tendance à un niveau de signification de 5 %.

Mots-clés : *tendances, précipitations, test de Mann Kendall Séquentiel, test de Van Belle et Hughes, test de Mann Kendall régional, Sénégal.*

Abstract

Analysis of trends in rainfall series in Senegal

Rain is an essential water resource which study is of a great importance, particularly in the climate change context. This study focuses on the assessment of the annual rainfall trends in 10 raingauges through the Senegal area. Raingauges are chosen so that having global overview on the rainfall behavior in the territory of Senegal. The common Mann-Kendal test is applied to assess presence of trend and its orientation (increasing or decreasing trend) and to estimate their magnitude. The sequential Mann-Kendall is then applied to detect turning points of the trends and finally to find a general trend representing all the stations studied. The Sen's slope estimating tool is used to visually highlight the average slope of the annual rainfall upon the considered locations. Van Belle and Hughes test is used to verify the trends homogeneity considering annual

rainfall between 1960 and 2010. Regional Mann-Kendall test is finally applied to estimate the global trend in the study area. Several statistical tools have been used (MAKESENS software, Sequential Mann Kendall test, Van Belle and Hughes test, regional Mann Kendall test). The results indicate only one single significant downward trend at Matam for significance level of 95 % reflecting rainfall random behavior in time. The Van Belle and Hughes test confirms the homogeneity of existing trend for a significance level of 5 %.

Keywords : *trend, annual rainfall, Sequential Mann Kendall test, Van Belle and Hughes test, Senegal.*

1. Introduction

La partie occidentale de l'Afrique demeure l'une des régions les plus exposées au changement climatique selon le groupe intergouvernemental d'experts sur l'évolution du climat [1]. L'une des conséquences de ce phénomène (changement climatique) [2] est la variabilité climatique qui se manifeste par une irrégularité interannuelle des précipitations. Cette situation a contribué au Sénégal à des débuts de plus en plus tardifs de la période hivernale [3]. Elle a aussi comme corollaire la sécheresse [4] qui impacte négativement sur les projets de développement liés à l'eau. A cela s'ajoute un regain subite des précipitations occasionnant des inondations [5]. Dès lors, il devient opportun d'étudier l'évolution à long terme et le comportement de la pluviométrie afin de mieux formuler des mesures d'atténuation et d'adaptation au changement climatique. Dans la littérature, au cours des dernières décennies les études spatiales et temporelles [6-10] des données climatiques [11, 12] et hydro climatiques [13, 14] de plusieurs régions du monde indiquent des tendances. Les résultats de ces recherches sont multiples et variés. Ils indiquent en général des tendances de précipitation ou de température en baisse ou à la hausse à l'échelle annuelle, saisonnière et mensuelle. Ainsi selon [15], l'étude des précipitations moyennes à l'échelle mensuelle et annuelle dans le Bassin du Nil montre une absence de tendance significative sur la période de 1964 à 2003. Elle montre aussi une augmentation importante des débits pendant la longue saison des pluies. Par contre [16] indique une tendance décroissante du total annuel des pluies et du nombre de jours de forts débits dans le Nord-Ouest algérien pendant la période de 1979 à 2013. En revanche, les températures maximales et minimales sont considérablement à la hausse dans le temps. Cette baisse des pluies et l'augmentation de la température sont à l'origine de la diminution des ressources en eau. Par ailleurs, les résultats de [17] affirment une tendance à la baisse des précipitations annuelles dans la majeure partie des stations placées sur le territoire sénégalais entre 1940 et 2013. Des résultats du même travail restreint sur la période de 1984 à 2013 indiquent une tendance positive sur toutes les stations dont celle de 7 stations sur 22 sont significatives à 95 %. Dans ce papier, nous allons étudier le comportement tendanciel des pluies annuelles au Sénégal en nous basant sur des stations pluviométriques clés du territoire en question. Le test de Mann-Kendal a été appliqué aux données pour en détecter une éventuelle tendance annuelle ainsi que son orientation. La pente ou magnitude des tendances est évaluée à l'aide d'estimateur de pentes de Sen. Le test de Mann-Kendal Séquentielle est appliqué aux données pour avoir les périodes d'inversion de tendance dans la séquence utilisée. Le test de Van Belle et Hughes a également été appliquée pour vérifier l'homogénéité d'une tendance existante. Enfin, le test de Mann-Kendal régional est appliqué pour avoir la tendance générale de pluie annuelle sur la période d'étude.

2. Matériel et méthodes

2-1. Présentation de la zone d'étude

Le Sénégal (*Figure 1*) est un pays de l'Afrique de l'Ouest qui a une ouverture sur l'océan atlantique. Le climat tropical est prépondérant dans ce pays. Il est caractérisé par une longue saison sèche qui s'étend du mois de

novembre au mois de juin et une autre saison humide à partir du mois de juillet. De surcroit le pays s'étend sur une superficie de 196722 Km². De manière générale, les précipitations annuelles sont en moyenne plus importantes dans le Sud avec des cumuls de l'ordre de 1400 mm et moins importante dans le Nord, avec une moyenne en dessous de 381mm.

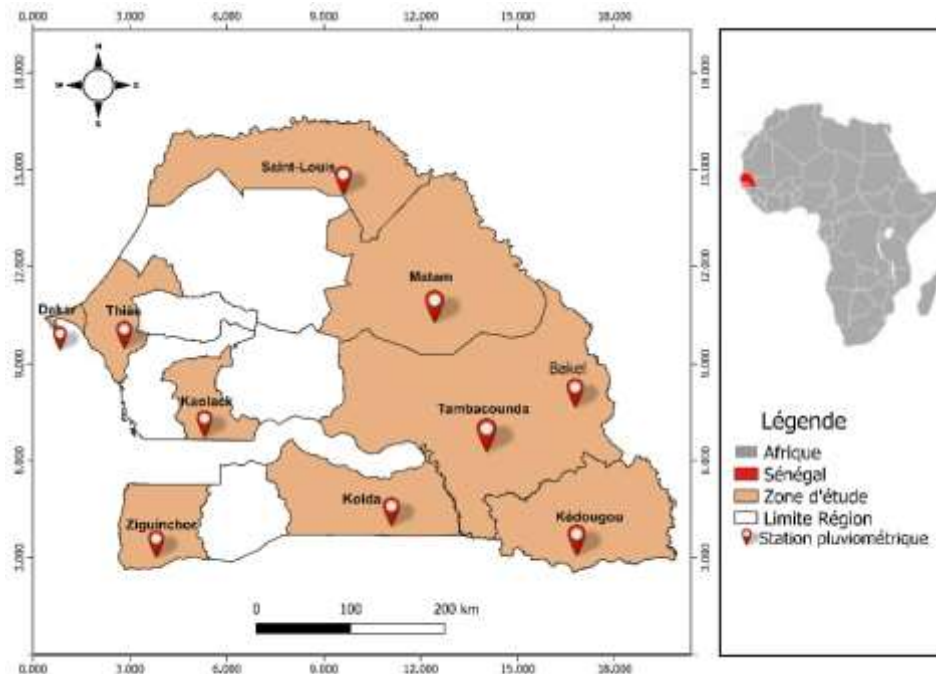


Figure 1 : Zone d'étude et emplacement des stations pluviométriques

2-2. Données climatique

Dans cette étude, les données utilisées sont des cumuls de précipitations annuelles de 10 stations pluviométriques (*Tableau 1*) provenant de l'Agence Nationale de l'Aviation Civile et de la Météorologie (ANACIM). La période des séries chronologiques s'étend de 1961 à 2010. Les stations retenues couvrent la plus grande partie du territoire du Sénégal.

Tableau 1 : Caractéristiques des stations pluviométriques à l'échelle annuelle au Sénégal

| Stations | Coordonnées géographiques | | Caractéristiques statistiques des données | | |
|-------------|---------------------------|-----------------------|---|------------|-------------------------|
| | Longitude (° décimaux) | Latitude (° décimaux) | Moyenne (en mm) | Ecart-type | coefficient d'asymétrie |
| Saint-Louis | -16.45 | 16.05 | 263.75 | 104.72 | 0.644 |
| Bakel | -12.47 | 14.9 | 546.714 | 137.70 | 0.02 |
| Matam | -13.25 | 15.65 | 477.424 | 149.81 | 0.32 |
| Dakar | -17.5 | 14.73 | 402.59 | 164.83 | 0.64 |
| Kaolack | -16.07 | 14.13 | 610.424 | 146.53 | 0.11 |
| Thies | -16.95 | 14.8 | 476.834 | 146.01 | 0.17 |
| Kedougou | -12.22 | 12.57 | 1194.982 | 209.18 | -0.73 |
| Tamba | -13.68 | 13.77 | 755.462 | 193.62 | 0.1 |
| Ziginchor | -16.27 | 12.55 | 1289.504 | 301.46 | -0.18 |
| Kolda | -14.97 | 12.88 | 1054.19 | 253.18 | -0.46 |

2-3. Méthodologie

2-3-1. Test de Mann Kendall

Le test non paramétrique de Mann Kendall [18] est un test statistique qui permet de détecter l'existence ou non d'une tendance linéaire dans une série chronologique avec un niveau de signification donné. Il s'effectue en l'absence de toute saisonnalité ou autres cycles. Pour un échantillon de n variables supposées aléatoires, indépendants constituant une série chronologique, la statistique S du test est donnée par *l'Équation (1)*:

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

Par ailleurs, il importe de signaler aussi que la fonction sgn traduit le signe de la variable x qui se présente sous forme *d'Équation (2)* comme suit :

$$\text{Sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } x_j > x_i \\ 0 & \text{si } x_j = x_i \\ -1 & \text{si } x_j < x_i \end{cases} \quad (2)$$

Un test non paramétrique fait intervenir des paramètres statistiques des données de séries chronologiques ainsi que leurs erreurs qui ne nécessitent pas d'hypothèse de distribution particulière. En effet, c'est un test statistique qui permet de comparer l'hypothèse nulle H_0 : « l'absence de tendance » et son hypothèse alternative H_1 : « la présence de tendance significative ». A cet effet, le test permet de faire le choix entre les deux hypothèses à partir d'un niveau de confiance ou niveau de signification noté α . Ce niveau de signification représente la probabilité pour que la valeur du test statistique soit supérieure ou égale à la valeur observée lorsque l'hypothèse nulle H_0 est vraie. De plus, le p -value qui correspond au niveau de confiance le plus faible renseigne quand l'hypothèse nulle peut être acceptée ou rejetée. Par voie de conséquence, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée si le p -value $> \alpha$. En outre, l'hypothèse nulle est acceptée si le p -value est inférieure à l'intervalle de confiance. Nous pouvons le résumer comme suit :

$\alpha > 0.1$, faible preuve contre l'hypothèse H_0

$0.05 < \alpha < 0.1$, preuve possible contre l'hypothèse H_0

$0.01 < \alpha < 0.05$, forte preuve contre l'hypothèse H_0

$\alpha < 0.01$, très forte preuve contre l'hypothèse H_0

La statistique S est distribuée de manière asymptotique selon une loi normale de moyenne nulle et de variance $\text{var}(S)$ qui se met sous la forme de *l'Équation (3)* :

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{k=1}^n t_k(k-1)(2k+5)}{18} \quad (3)$$

avec, t qui indique le nombre de données d'observations identiques, n le nombre total des échantillons.

La statistique du test Z_{MK} est distribuée selon une loi normale centrée réduite conformément à *l'Équation (4)* :

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S - \text{sgn}(S)}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{si } S \neq 0 \\ 0 & \text{si } S = 0 \end{cases} \quad (4)$$

En sus, il s'avère important de souligner aussi que plus la statistique S du test est voisine de la valeur zéro, plus les observations seront davantage considérées comme stationnaires.

2-3-2. Estimateur de SEN

L'ampleur de la tendance est déterminée par l'estimateur de SEN [19] dans les données d'une série temporelle. Cela revient à calculer des pentes de toutes les données de la série puis par l'estimation de la pente de Sen par la pente médiane PM selon ***l'Équation (5)***:

$$PM = \begin{cases} P_{\frac{(N+1)}{2}} & \text{si } N \text{ est impair} \\ \frac{1}{2} \left(P_{\frac{N}{2}} + P_{\frac{(N+2)}{2}} \right) & \text{si } N \text{ est pair} \end{cases} \quad (5)$$

où, N traduit le nombre de pentes calculées. Enfin un intervalle de confiance situé entre la Pente inférieure (P_{inf}) et Pente supérieure (P_{sup}) est calculé dans l'optique d'établir l'intervalle de confiance réelle pour la pente médiane PM.

2-3-3. Test de Mann Kendall Séquentiel

Le test de Mann Kendall Séquentiel est utilisé pour déterminer le début de la tendance dans une série de données chronologiques. Ce test considère les valeurs de tous les termes de la série temporelle $x_i (i=1, 2, \dots, n)$ [20]. L'hypothèse nulle H_0 est que l'échantillon étudié ne présente pas de point de début de tendance dans les observations x_i . Ainsi, plusieurs étapes sont appliquées pour confirmer ou infirmer l'hypothèse nulle H_0 comme :

- le calcul du variable t_j du test statistique selon ***l'Équation (6)***:

$$t_i = \sum_1^j n_j \quad (6)$$

où, n_j désigne pour chaque élément $x_j (j > k)$, le nombre de fois où $x_j > x_k$, avec $j = 1, 2, \dots, n$ et $k = 1, 2, \dots, j - 1$.

- la moyenne et la variance du test statistique qui sont données respectivement par ***l'Équation (7)*** et ***l'Équation (8)***:

$$E(t) = \frac{n(n-1)}{4} \quad (7)$$

$$Var(t_i) = \frac{j(j-1)(2j+5)}{72} \quad (8)$$

- la variable réduite symbolisé par $U(t)$ est déterminée pour l'ensemble des variables t_i du test statistique selon ***l'Équation (9)***:

$$U(t) = \frac{t_j - E(t)}{\sqrt{Var(t_j)}} \quad (9)$$

où, $U(t)$ est une variable centrée et réduite

- Détermination du début de tendances :

De manière analogue au calcul de $U(t)$ qui est un calcul progressif, la détermination de la valeur $U'(t)$ se fait régressivement c'est-à-dire en commençant par la fin de l'échantillon. Le commencement de la tendance est obtenu quand la valeur de l'une des deux variables centrées réduites $U(t)$ et $U'(t)$ dépasse le niveau de

signification [21]. La courbe de ces deux variables à savoir $U(t)$ et $U'(t)$ et leurs intersections indiquent les débuts de tendance. Ainsi, cette tendance est à la baisse quand la variable $U(t)$ diminue, et inversement elle est à la hausse lorsque cette variable augmente au niveau de signification donnée.

2-3-4. Test d'homogénéité de Van Belle et Hughes de la tendance

Le test de van Belle et Hughes combine les données de plusieurs stations après une application du test de Mann-Kendall pour chaque station afin d'obtenir une tendance globale de l'ensemble des stations [22]. Van Belle et Hughes [23] proposent d'utiliser le test statistique d'homogénéité χ_h pour tester l'homogénéité de la direction de la tendance selon l'Équation (10):

$$\chi_h^2 = \chi_{\text{total}}^2 - \chi_{\text{trend}}^2 = \sum_{j=1}^p Z_j^2 - p\bar{Z}^2 \quad (10)$$

$$\text{où, } Z_j = \frac{S_j}{\text{Var}(S_j)}$$

$$\text{Et } \bar{Z} = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p Z_j$$

où, p le nombre total de station et $j = 1, 2, \dots, p$

Si la valeur Khi-carré χ_h^2 (homogénéité) est supérieur à celle de Khi-carré critique χ_{crit}^2 , alors l'hypothèse nulle « H_0 : homogénéité de la direction de la tendance » est rejetée. La valeur Khi-carré critique (χ_{crit}^2) est défini à un niveau de signification α pour la distribution de la loi de Khi-carré avec $(p - 1)$ degrés de liberté. Dans le cas où l'hypothèse nulle est rejetée, les différentes stations étudiées présentent des tendances distinctes, donc le chi-carré χ_{trend}^2 (tendance) est rapporté à la distribution du chi-carré avec 1 degré de liberté pour tester une tendance commune [24]. Cependant l'homogénéité des tendances peut être testée en comparant la valeur de χ_h^2 calculée et celle de χ_{p-1}^2 obtenue dans la table de loi de Khi-deux. Si χ_h^2 n'est pas significatif, alors la tendance commune est possible en rapportant χ_{trend}^2 à la valeur correspondante. Si χ_h^2 est significatif, alors l'évaluation de χ_{trend}^2 n'est pas appropriée. Dans une telle condition, la tendance est testée pour chaque station à partir de Z_j . Cela donne un aperçu si les stations sont homogènes ou hétérogènes.

2-3-5. Test de Mann Kendall régional

Le test de Mann Kendall régional permet de détecter la tendance de données hydro climatiques de plusieurs sites ou stations à l'échelle d'une région d'étude que l'on qualifie ici d'unité spatiale [25]. Soit $X_i^{(j)}$ la variable calculée au site j , ($j = 1, 2, \dots, p$) sur l'année i , ($i = 1, 2, \dots, n$) et $S^{(j)}$ la statistique de Mann Kendall calculé au site j selon l'Équation (11):

$$S^{(j)} = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{i=k+1}^n \text{sgn} \left(X_i^{(j)} - X_k^{(j)} \right) \quad (11)$$

La statistique régionale S_R de Mann Kendall sera alors définie comme étant la somme des statistiques de tests $S^{(j)}$ calculées localement au site j sur le nombre total de site p selon la formule de l'Équation (12):

$$S_R = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p S^{(j)} \tag{12}$$

Si les p sites sont indépendants alors la variance de la statistique régionale S_R est selon la **Formule de l'Équation (13)**:

$$Var(S_R) = \frac{var(S^{(j)})}{p} \tag{13}$$

Toutefois, ce résultat n'est pas vrai que lorsque les séries de données sont spatialement dépendantes. Dès lors, la variance de la statistique régionale de Mann Kendall s'exprime selon la formule de **l'Équation (14)**:

$$Var(S_R) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18p} (1 + (p - 1)\bar{\rho}) \tag{14}$$

$$\text{où, } \bar{\rho} = \frac{1}{p(p-1)} 2 \sum_{i=2}^p \sum_{j=1}^{i-1} \rho_{i,j}$$

où, $\rho_{i,j}$ est le coefficient de corrélation entre les données enregistrées aux sites i et j . Par conséquent, la distribution de la statistique Z_R sous l'hypothèse H_0 est asymptotiquement une distribution normale et définie selon **l'Équation (15)**.

$$Z_R = \begin{cases} \frac{S_R-1}{\sqrt{Var(S_R)}} & \text{if } S_R > 0 \\ 0 & \text{if } S_R = 0 \\ \frac{S_R+1}{\sqrt{Var(S_R)}} & \text{if } S_R < 0 \end{cases} \tag{15}$$

L'interprétation du test de Mann Kendall régionale peut être faite en comparant la statistique du test Z_R par la valeur critique Z_{crit} aux quantiles $(1 - \frac{\alpha}{2})$ de la distribution normale au niveau de signification α . L'hypothèse nulle « H_0 : absence de tendance » est rejetée et la tendance est considérée statistiquement significative si $|Z_{S_k}| > Z_{crit}$.

3. Résultats et discussion

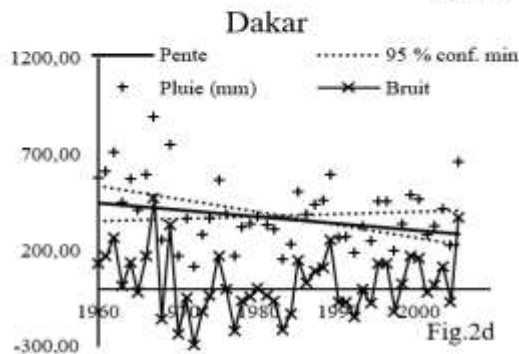
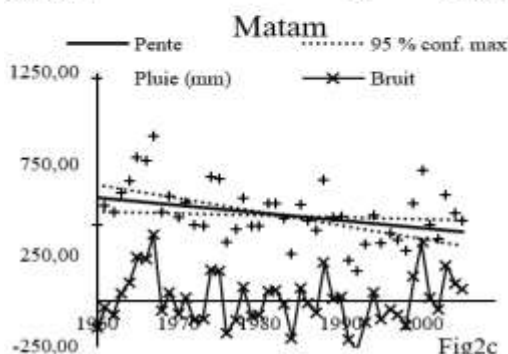
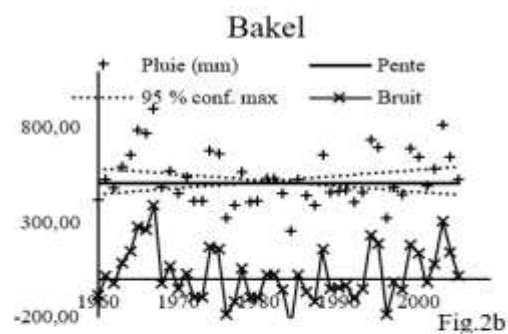
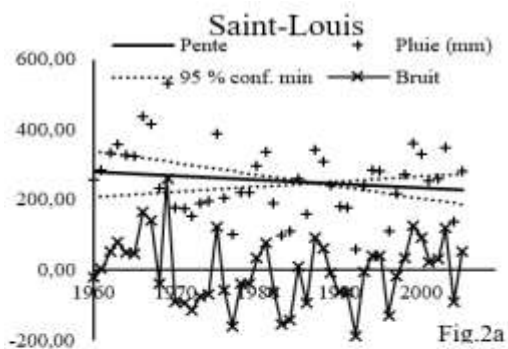
3-1. Test de tendance et estimation de Sen

Les résultats des tests de tendance et de Sen sont résumés dans le **Tableau 2**. Ils attestent que pratiquement toutes les stations pluviométriques (**Figure 2.a à Figure 2.b**) et (**Figure 2.d à Figure 2.j**) étudiées à l'échelle annuelle présentent une absence de tendance significative. Ce résultat a été noté par [26] sur la même période d'étude avec quelques-unes de ces stations, selon qui les résultats des tests statistiques dépendent de l'échelle de la série temporelle. En effet, ces travaux montrent une hausse des précipitations plus importante au Sud du Sénégal et une évolution croissante dans la partie Nord et Centre en référence de la période 1970 et 2010. Par ailleurs, l'absence de tendance significative dans les stations peut s'expliquer par une variabilité pluviométrique qui impacte fortement la dynamique hydrologique [27]. Cependant, la région de Matam demeure une exception car le test de Mann Kendall montre que la tendance des précipitations annuelles est en baisse significative. Cette diminution est d'ailleurs confirmée par la méthode de Sen qui utilise un modèle linéaire pour la tendance (**Figure 2.c**) où les résidus (Bruit) ne sont pas très

aléatoires. Cela est en étroite corrélation avec les études de [28] qui expliquent la diminution des précipitations annuelles dans la zone Nord du Sénégal par la crise climatique qui a frappé le milieu soudano-sahélien. Cette crise s'est manifestée par une augmentation des sécheresses modérées largement dominantes sur toutes les décennies d'exceptions.

Tableau 2 : Synthèse des résultats du test de Mann-Kendall et de la pente de Sen à l'échelle annuelle

| Stations | Test de Sen | | | Ho : tendance non significative | P.value | Test de Mann Kendall | | Sens de la tendance |
|------------|------------------|------------------|------------------|--|---------|--------------------------------|-----------------|------------------------|
| | P _{inf} | P _{moy} | P _{sup} | | | Ho : absence de tendance | Z _{MK} | |
| St_louis | -2,775 | -1.17 | 2,914 | Oui | 0.90 | oui | 0.11 | Pas de tendance |
| Bakel | -2,372 | 0.00 | 4,878 | Oui | 0.36 | oui | 0.90 | Pas de tendance |
| Matam | -7,280 | -3.41 | 0,117 | Non | 0.01 | non | -2.47 | Baisse |
| Dakar | -5,587 | -1.47 | 3,682 | Oui | 0.50 | oui | -0.67 | Pas de tendance |
| Kaolack | -4.120 | -0.06 | 4.296 | Oui | 0.98 | oui | -0.02 | Pas de tendance |
| Thies | -5.741 | -1.463 | 3.043 | Oui | 0.41 | oui | -0.81 | Pas de tendance |
| Tamba | -8.059 | -2.790 | 3.117 | Oui | 0.16 | oui | -1.40 | Pas de tendance |
| Kedougou | -7.405 | -2.05 | 3.76 | Oui | 0.32 | oui | -0.99 | Pas de tendance |
| Kolda | -7.107 | -0.782 | 6.593 | Oui | 0.72 | oui | -0.36 | Pas de tendance |
| Ziguinchor | -9.724 | -0.750 | 7.974 | Oui | 0.79 | oui | -0.26 | Pas de tendance |



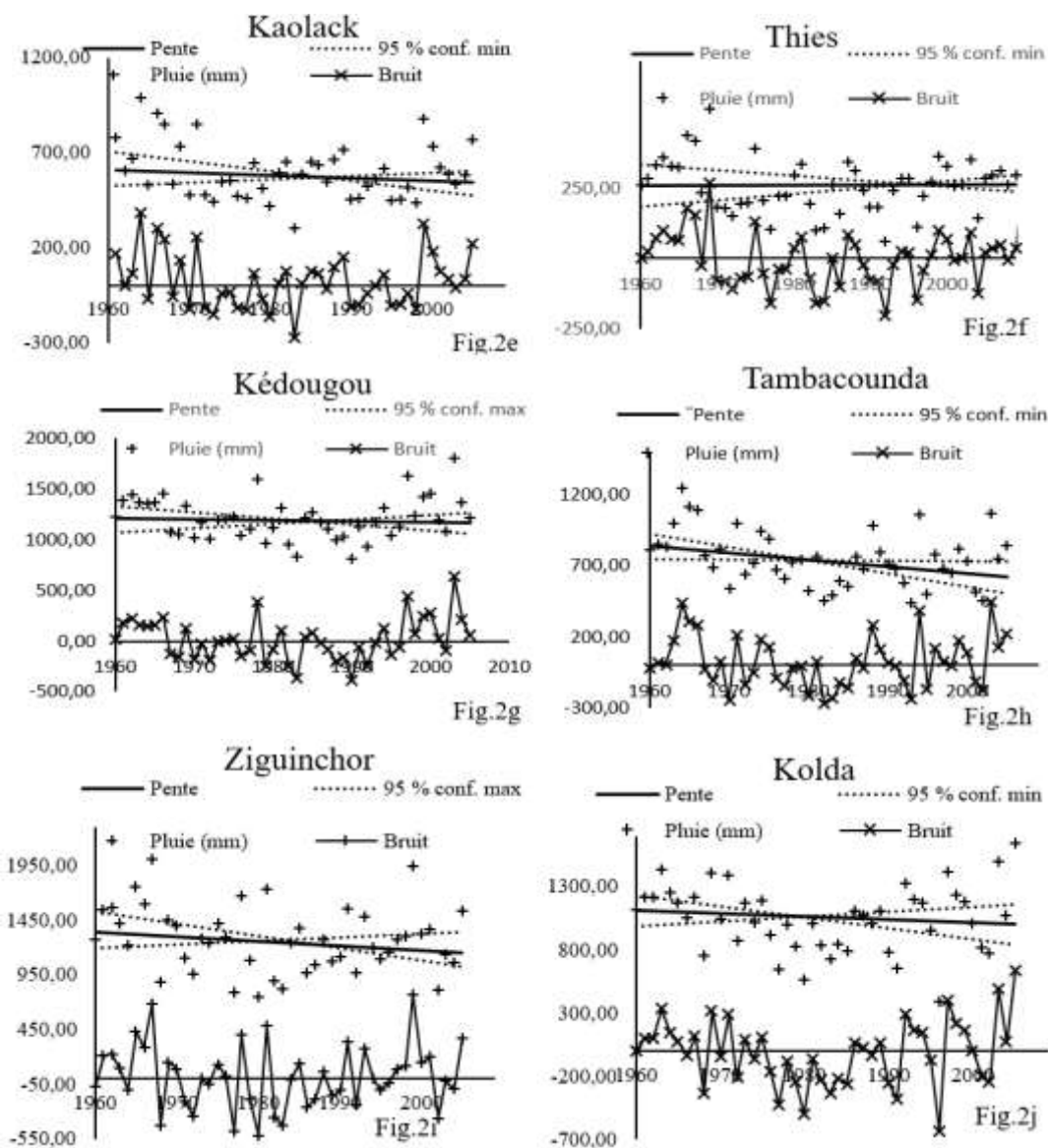


Figure 2 : Estimation de pente de SEN

3-2. Test de Mann Kendall Séquentiel

Le test de Mann Kendall séquentiel appliqué aux précipitations annuelles indique une tendance à la baisse dans la station de Matam (*Figure 3.c*). Cette tendance débute au milieu de la décennie 1970 et devient significative à 95 % au début des années 1980. Les autres stations pluviométriques situées dans la zone Nord à Saint-Louis (*Figure 3.a*) et Bakel (*Figure 3.b*) montrent des débuts de tendances négatifs dans la décennie 1960 et des débuts de tendances positifs dans la décennie 2000. Cela est en phase avec les résultats du test de Mann Kendall et de l'estimateur de Sen. En réalité l'évolution irrégulière de la pluviométrie durant ces dernières années est à l'origine de l'absence de tendance dans les précipitations annuelles à Saint-Louis et à Bakel. De plus cette variabilité interannuelle des précipitations est en total accord avec le postulat de [29]. Cette dernière stipule que les grands écarts pluviométriques interannuels sont une des caractéristiques du climat sahélien. D'ailleurs, ces résultats sont confirmés par [30] où il affirme qu'un déficit de la pluviométrie est noté en 1969 à Saint-Louis, en 1967 à Bakel et en 1966 à Matam. En outre, les mêmes travaux confirment un retour à de meilleures conditions pluviométriques entre 2000 et 2017. Ce regain des précipitations traduit les débuts de tendance positifs dans le test séquentiel de Mann Kendall. En revanche, l'évolution des

précipitations annuelles est stationnaire au Centre du Sénégal notamment à Thiès (*Figure 3.f*), Kaolack (*Figure 3.j*) durant la période d'étude. Cette stationnarité est due à une amélioration des totaux annuels des précipitations à partir de 1999 selon [31] après une période déficitaire. Dans la même logique, à Dakar (*Figure 3.d*) et dans les stations synoptiques situées dans la zone Sud Est, un constat similaire est noté avec celle de Matam. En effet, celles de Kolda (*Figure 3.e*) et de Tamba (*Figure 3.h*) présentent un déficit pluviométrique qui commencent au milieu des années 1960 et devenant significatif au début de la décade 1980. Cependant, en plus de la diminution de la pluviométrie observée au milieu des années 1960, les stations de Ziguinchor (*Figure 3.i*) et Kédougou (*Figure 3.g*) laissent apparaître une reprise de la pluviométrie vers 2010. Ces résultats vont dans le même sens que ceux du programme ICARRE de l'IRD [32] qui montrent que cette situation est identique à l'ensemble de l'Afrique de l'Ouest.

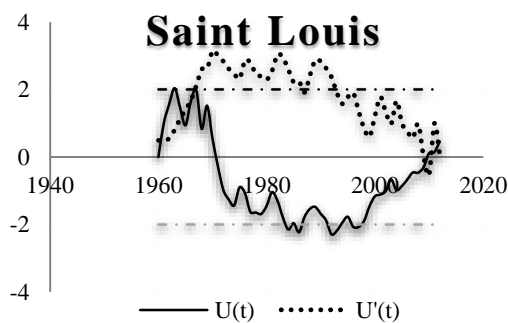


Fig.3a

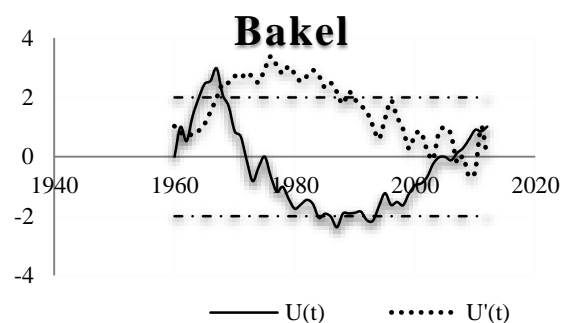


Fig.3b

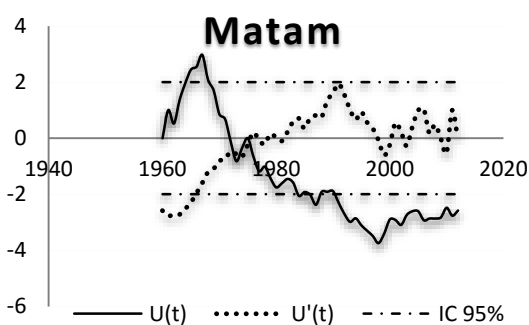


Fig.3c

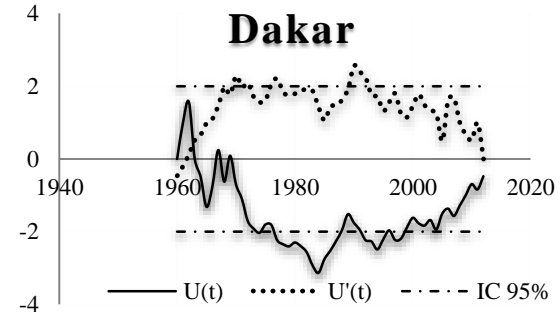


Fig.3d

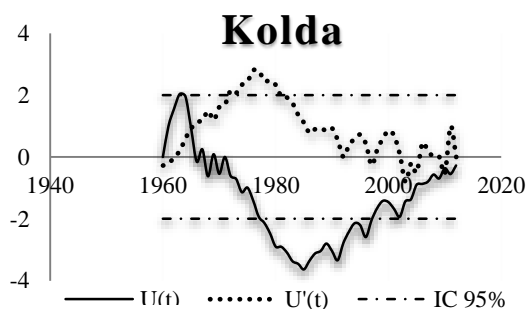


Fig.3e

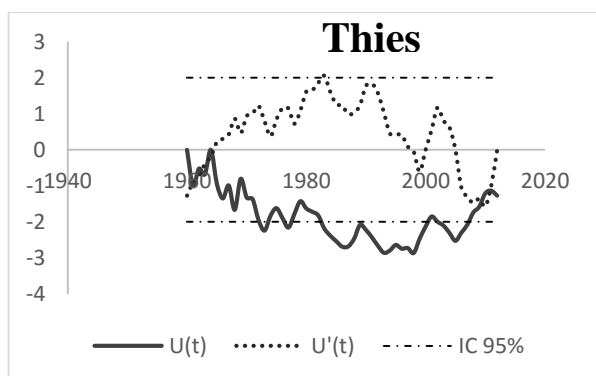


Fig.3f

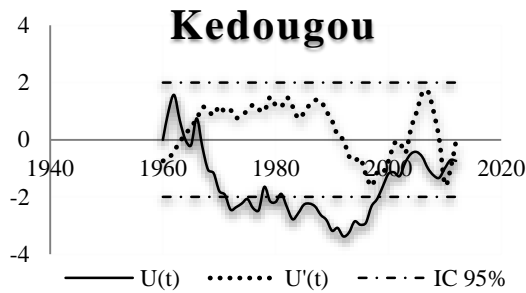


Fig.3g

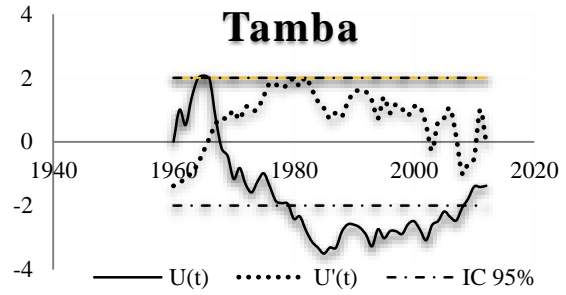


Fig.3h

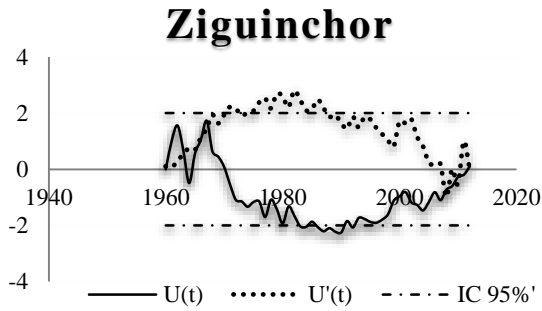


Fig.3i

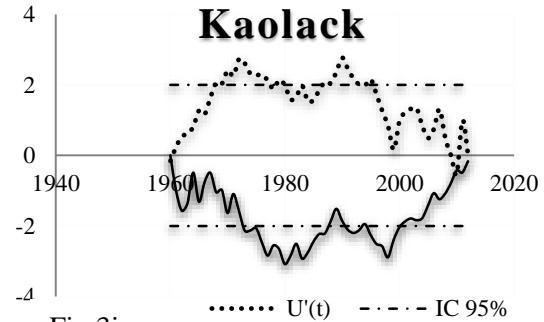


Fig.3j

Figure 3 : Évolution des variables séquentielles $u(t)$, $u'(t)$ du Mann-Kendall

3-3. Test d'homogénéité Van Belle et Hughes de la tendance de

Le test d'homogénéité de direction de la tendance de van Belle et Hughes a été appliqué sur les 10 séries pluviométriques annuelles. Les résultats obtenus (**Tableau 3**) pour un niveau de signification de 5 % montrent que l'hypothèse nulle d'homogénéité de la direction de la tendance est acceptée pour la période d'étude 1960-2010. En effet, il ressort de l'analyse des résultats du **Tableau 3** que la valeur du chi-carré χ_h^2 (homogénéité) est inférieure à la valeur du chi-carré critique.

Tableau 3 : Résultats du test d'homogénéité la direction de la tendance

| Stations | Z_{moy} | χ^2_{totale} | $\chi^2_{tendance}$ | $\chi^2_{homogène}$ | valeur critique de khi2 | P-value | Décision |
|---|-----------|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------------|---------|---------------|
| Zone d'étude (St_louis, Bakel, Matam, Dakar, Kaolack, Thies, Tambacounda, Kédougou, Kolda et Ziguinchor) | -1.039 | 18.62 | 10,80 | 7.82 | 16,92 | 0,56 | Significative |

3-4. Test de Mann Kendall régional

Les résultats du test multivarié de Mann Kendall sont résumés dans le **Tableau 4**. Ils indiquent une absence de tendance significative pour l'ensemble des stations pluviométriques. Ces résultats obtenus sont en parfaite adéquation avec ceux obtenus précédemment notamment avec le test de Mann Kendall et l'estimateur de Sen, le test de Mann Kendall Séquentiel. Toutefois, il est en contradiction avec les résultats du test d'homogénéité de direction de la tendance de van Belle et Hughes. Ainsi, cette absence de tendance significative pourrait trouver son origine par une fluctuation du régime hydrologique.

Tableau 4 : Résultat du test de Mann Kendall régional

| Stations | Test de Mann Kendall régional | | | | |
|---|-------------------------------|---------------------------|----------|-----|---------------------|
| | P.value | Ho : absence de tendance | Z_{MK} | S | Sens de la tendance |
| Zone couverte (St_louis, Bakel, Matam, Dakar, Kaolack, Thiès, Tamba, Kédougou, Kolda et Ziguinchor) | 0.56 | Pas de tendance régionale | 0.59 | 511 | Pas de tendance |

4. Conclusion

L'objectif de cette étude consiste dans un premier temps à déterminer le comportement tendanciel et leur magnitude des précipitations annuelles, les périodes d'inversion de tendance pour chaque station pluviométrique. Dans un second temps, il est question de cerner la tendance générale de toutes les stations dans la période d'étude. Les données climatiques indiquent que pour la période allant de 1960 à 2010, la variabilité pluviométrique est la principale cause de l'absence de tendance dans les précipitations annuelles. Ce constat est valable pour la quasi-totalité des stations synoptiques et à l'échelle régionale. En effet cette quasi stationnarité des stations pluviométrique s'explique d'abord par une baisse de la pluviométrie au milieu des années 1960 et au début des années 1970. Ensuite, il s'en est suivi une hausse à partir de la fin des années 2000. Toutefois, il convient de signaler la station de Matam constitue une exception. Les résultats des tests indiquent une baisse significative des précipitations annuelles.

Références

- [1] - GIEC, in "Organisation météorologique mondiale, Genève (Suisse)", (2014) 201 p.
- [2] - C. FAYE, Impact du changement climatique Et du barrage de Manantali sur la dynamique Du régime hydrologique du fleuve Sénégal à Bakel. *BSGLG*, 64 (2015) 69 - 82 p.
- [3] - I. CAMARA, M. NOBLET, Q. LEJEUNE, Y. SANÉ, Évaluation de la variabilité climatique et des tendances climatiques futures dans la région de Fatick - Sénégal, Report produced under the project "Projet d'Appui Scientifique aux processus de Plans Nationaux d'Adaptation dans les pays francophones les moins avancés d'Afrique subsaharienne", *Climate Analytics gGmbH*, Berlin, (2019) 1 - 34 p.
- [4] - A. BODIAN, Caractérisation de la variabilité temporelle récente des précipitations annuelles au Sénégal (Afrique de l'Ouest), *Physio-Géo*, 8 (2014) 297 - 312 p.
- [5] - S. SENE et P. OZER, Évolution pluviométrique et relation inondations-événements pluvieux au Sénégal, *BSGLG*, 42 (2002) 27 - 33 p.

- [6] - BODIAN, L. DIOP, G. PANTHOU, H. DACOSTA, A. DEME, A. DEZETTER, P. M. NDIAYE, I. DIOUF and T. VISCHÉL, Recent Trend in Hydroclimatic Conditions in the Senegal River Basin, *Water*, 12 (436) (2020) 13 p.
- [7] - V. O. ODONGO, C. VAN DER TOL, P. R. VAN OEL, F. M. MEINS, R. BECHT, J. ONYANDO and Z. SU, Characterisation of Hydroclimatological Trends and Variability in the Lake Naivasha Basin, Kenya. *Hydrological Processes*, 29 (2015) 3276 - 3293 p. <https://doi.org/10.1002/hyp.10443>
- [8] - F. MUTHONI, Spatial-Temporal Trends of Rainfall, Maximum and Minimum Temperatures Over West Africa, *IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing*, Vol. 13, (2020) 14 p.
- [9] - E. FITA DASSOU, A. OMBOLO, G. EWODO MBOUDOU, S. CHOUTO, E. BINELI AMBOMO, J. M. ABATE ESSI, Caractérisation de la variabilité spatio-temporelle des précipitations dans la zone soudano-sahélienne du Cameroun au cours des cinq dernières décennies, *Revue Afrique Science*, 11 (4) (2015) 331 - 348
- [10] - X. WANG, Temporal variations of streamflow in a mid-latitude Eurasian steppe watershed in the past half century, *IWA Publishing 2016 Hydrology Research*, 47 (1) (2016) 185 - 200
- [11] - G. AMINA WASSILE, Ali MADI et E. FITA DASSOU, Caractérisation de la variabilité pluviométrique sur les bassins versants des barrages collinaires des Monts Mandara, extrême-nord Cameroun, *revue Afrique Science*, 15 (4) (2019) 215 - 231 p.
- [12] - M. NITIN, K. DEEPAK, S. RITURAJ and K. KALYANI, Trend Analysis of Air Temperature Time Series by Mann Kendall Test - A Case Study of Upper Ganga Canal Command (1901-2002). *British Journal of Applied Science & Technology*, 4 (28) (2014) 4066 - 4082 p.
- [13] - F. HALLOUZ, M. MEDDI et G. MAHE, Modification Du Régime Hydroclimatique dans Le Bassin de L'oued Mina (Nord-Ouest D'Algérie), *Revue des sciences de l'eau*, 1 (2013) 33 - 38 p.
- [14] - M. LANDING SANE, S. SAMBOU, D. MARIA NDIONE, I. LEYE, S. KANE et M. LAMINE BADJI, Analyse et traitement des séries de débits annuels et mensuels sur le fleuve Sénégal en amont du barrage Manantali : cas des stations de Bafing Makana et Dakka Saidou, *Revue Ivoirienne des Sciences et Technologie*, 30 (2017) 102 - 120 p.
- [15] - Z. K. TESEMMA, Y. A. MOHAMED and T. S. STEENHUIS, Trends in rainfall and runoff in the Blue Nile Basin, *hydrol. Process*, 24 (2010) 3747 - 3758
- [16] - F. HALLOUZ, M. MEDDI, G. MAHE, H. KARAHACANE et S. E. Ali RAHMANI, Tendance des précipitations et évolution des écoulements dans un cadre de changement climatique : bassin versant de l'oued Mina en Algérie, *Revue des sciences de l'eau*, 32 (2) (2019) 83 - 114 p.
- [17] - L. DIOP, A. BODIAN et D. DIALLO, Spatiotemporal Trend Analysis of the Mean Annual Rainfall in Senegal, *European Scientific Journal*, 12 (2016) 15 p.
- [18] - A. MUSTAPHA, Detecting Surface Water Quality Trends Using Mann-Kendall Tests and Sen Slope Estima of Advanced and Innovative Research, 2 (1) (2013) 108 - 14 p.
- [19] - R. M. N FOSSOU, N. SORO, V. B. TRAORE, T. LASM, S. SAMBOU, T. SORO, R. K. OROU, M. T. CISSE et A. KANE, Variabilité climatique et son incidence sur les ressources en eaux de surface : cas des stations de Bocanda et de Dimbokro au Centre-Est de la Cote d'Ivoire (Afrique de l'Ouest), *Revue Afrique Science*, 10 (4) (2014) 118 - 134 p.
- [20] - B. S. SOME'E, A. EZANI, H. TABARI, Spatiotemporal trends and change point of precipitation in Iran, *Atmospheric Research*, 113 (2012) 1 - 12 p.
- [21] - H. TABARI, B. S. SOME'E, M. R. ZADEH, Testing for long-term trends in climatic variables in Iran, *Atmospheric Research*, 100 (2011) 132 - 140 p.
- [22] - R. RUSTUM, A. J. ADELOYE et F. MWALE, Spatial and temporal Trend Analysis of Long Term rainfall records in data-poor catchments with missing data, a case study of Lower Shire floodplain in Malawi for the Period 1953-2010, *Journal of Hydrology and Earth System Sciences*, 601 (2017) 30 p.

- [23] - G. BELLE et J. P. HUGHES, Non parametric tests for trend in water quality, *Water resources research*, 20 (1)(1984) 127 - 136 p.
- [24] - Y. DINPASHOH, D. JHAJHARIA, A. F. FARD, V. P. SINGH and E. KAHYA, Trends in reference crop evapotranspiration over Iran, *Journal of Hydrology*, 399 (2011) 422 - 433
- [25] - E. HAJANI, A. RAHMAN & E. ISHAK, Trends in extreme rainfall in the state of New South Wales, Australia, *Hydrological Sciences Journal*, 62 (13) (2017) 2160 - 2174, DOI: 10.1080/02626667.2017.1368520
- [26] - D. MARIA NDIONE, S. SAMBOU, M. LANDING SANE, S. KANE, I. LEYE, S. TAMBA M. TALLA CISSE, Statistical analysis for assessing randomness, shift and trend in rainfall time series under climate variability and change : case of Senegal. *Journal of Geoscience and Environmental Protection*, 5 (2017) 31 - 53. <https://doi.org/10.4236/gep.2017.513003>
- [27] - L. DESCROIX, A. D. NIANG, G. PANTHOU, A. BODIAN, Y. SANE, H. DACOSTA, M. M. ABDOU, J. VANDERVAERE et G. QUANTIN, Evolution récente de la pluviométrie en Afrique de l'Ouest à travers deux régions : la Sénégambie et le bassin du Niger moyen, *Climatologie*, 12 (2015) 25 - 43 p.
- [28] - A. FATY, A. KANE et A. L. NDIAYE, Influence de la manifestation climatique sur les régimes pluviométriques saisonniers dans le haut bassin versant du Sénégal, *Revue des Sciences de l'Eau*, 30 (2) (2017) 79 - 87
- [29] - P. OZER, Les Lithométéores en région sahélienne, un indicateur climatique de la désertification, *GEO-ECOTROP, Revue internationale d'Écologie et de Géographie tropicales*, 24 (2001) 327 p.
- [30] - D. D. BA, P. M. NDIAYE et C. FAYE, Variabilité pluviométrique et évolution de la sécheresse climatique dans la vallée du fleuve Sénégal, *Revue Togolaise des Sciences*, 12 (1) (2018) 21 p.
- [31] - P. SAGNA, O. NDIAYE, C. DIOP, A. D. NIANG et P. C. SAMBOU, Les variations récentes du climat constatées au Sénégal sont-elles en phase avec les descriptions données par les scénarios du GIEC ? *Pollution atmosphérique*, 227 (2015) 18 p.
- [32] - É. SERVAT, J. E. PATUREL, H. LUBÈS-NIEL, B. KOUAMÉ, J.-M. MASSON, M. TRAVAGLIO et B. MARIEU, De différents aspects de la variabilité de la pluviométrie en Afrique de l'Ouest et Centrale non Sahélienne, *Revue des sciences de l'eau / Journal of Water Science*, 12 (2) (1999) 363 - 387 p.