

Étude, à partir des indices, de la variabilité hydroclimatique du bassin versant au sud du fleuve Saloum au Sénégal

[Study, based on indices, of the hydroclimatic variability of the watershed south of the Saloum River in Senegal]

Ndiakhate Gueye, Papa Babacar Diop Thioune, and Ibra Kandji

Laboratoire BIOGERENAT, Institut Supérieur Formation Agricole et Rural (ISFAR), BP 54, Université Alioune DIOP de Bambey, Senegal

Copyright © 2026 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: This study analyzes the hydroclimatic variability of the watershed south of the Saloum River over the period 1961–2023 using the Standardized Precipitation Index (IPS) and the Standardized Precipitation and Evapotranspiration Index (IPES), combined with statistical tests and seasonal methods (aridity indices of De Martonne, Bagnouls-Gaussen, and Euverte). The results confirm a Sudano-Sahelian climate characterized by a long dry season and a concentration of rains between June and October. Three climatic phases are identified: a humid phase, a dominant dry phase between the 1970s and 1990s, and a partial and irregular recovery since the 2000s. A marked spatial variability is observed, with a more contrasted dynamic at Kaolack, more stable at Fatick, and a recent moist trend at Nioro. However, the irregularity of rainfall does not confirm of a sustainable return to normal, a situation also observed in other West African regions. The IPS proves to be more sensitive to rainfall extremes, while the IPES integrates the effect of increased temperatures via potential evapotranspiration. In this context of climate change, the IPES seems more suitable than the IPS for the analysis of drought and humidity trends at the territorial level and for support to water resources management.

KEYWORDS: IPS et IPES indices, Saloum River basin, hydroclimatic variability, drought.

RESUME: Cette étude analyse la variabilité hydroclimatique du bassin versant au sud du fleuve Saloum sur la période 1961–2023 à partir de l'Indice de Précipitation Standardisé (IPS) et l'Indice de Précipitation et d'Evapotranspiration Standardisé (IPES), combinés à des tests statistiques et des méthodes saisonnières (indices d'aridité de De Martonne, de Bagnouls-Gaussen et d'Euverte). Les résultats confirment un climat soudano-sahélien marqué par une longue saison sèche et une concentration des pluies entre juin et octobre. Trois phases climatiques sont identifiées: une phase humide, une phase sèche dominante entre les années 1970 et 1990, et une reprise partielle et irrégulière depuis les années 2000. Une variabilité spatiale marquée est observée, avec une dynamique plus contrastée à Kaolack, plus stable à Fatick et une tendance récente plus humide à Nioro. Toutefois, l'irrégularité des précipitations ne permet pas de confirmer un retour durable à la normale, une situation également observée dans d'autres régions ouest-africaines. L'IPS se révèle plus sensible aux extrêmes pluviométriques, tandis que l'IPES intègre l'effet de l'augmentation des températures via l'évapotranspiration potentielle. Dans ce contexte de changement climatique, l'IPES apparaît plus adaptée que l'IPS pour l'analyse des tendances de sécheresse et d'humidité à l'échelle territoriale et pour l'appui à la gestion des ressources en eau.

MOTS-CLEFS: indices IPS et IPES, bassin du fleuve Saloum, variabilité hydroclimatique, sécheresse.

1 INTRODUCTION

Le changement climatique demeure l'un des défis majeurs du XXI^e siècle [1]. Il se manifeste notamment par l'augmentation progressive, à l'échelle mondiale et sur plusieurs années, de la température moyenne de l'atmosphère et des océans, de la diminution de la pluviométrie en quantité et en durée, ainsi que par l'intensification et la fréquence des catastrophes naturelles [2]. En s'appuyant sur les travaux de [3], [4], [5], trois principales périodes sèches ont été identifiées: autour de 1910, 1940 et à partir de 1968 jusqu'à nos

jours. Cette dernière période, marquée par le déficit pluviométrique le plus sévère du XX^e siècle en termes d'intensité et de durée, a profondément affecté les secteurs clés du développement des pays sahéliens, notamment au Sénégal. Malgré l'observation de quelques années plus humides ayant conduit certains auteurs à évoquer un possible retour progressif à des conditions plus favorables [6], de fortes incertitudes persistent quant à l'interprétation de l'évolution future des précipitations dans la région ouest africaine. Les alternances d'épisodes chauds/froids et secs/humides soulignent le caractère non statique du climat [7].

Plusieurs de ces études reposent sur l'utilisation d'indicateurs climatiques tels que l'Indice de Précipitation Standardisé (IPES). Toutefois, cet indice présente certaines limites, car il ne prend en compte que les précipitations et ignore l'influence de la température dans l'analyse des conditions de sécheresse. Afin de pallier cette insuffisance, [8] ont développé l'Indice de Précipitation et d'Évapotranspiration Standardisé (IPES), un indicateur multi-scalaire intégrant à la fois les précipitations et l'évapotranspiration potentielle (ETP). L'IPES repose sur un bilan hydrique climatique simple correspondant à la différence entre les précipitations et l'ETP, calculé à différentes échelles de temps (mensuelle, saisonnière ou annuelle). En raison de ses exigences limitées en matière de données, il constitue un outil performant pour l'identification, l'analyse spatio-temporelle et la surveillance des sécheresses dans divers contextes climatiques. Cette approche a notamment été appliquée par [3] en Gambie et [9] en Casamance.

Dans ce contexte, l'imprévisibilité des régimes pluviométriques, conjuguée aux phases récentes d'amélioration relative, justifie la nécessité d'analyses régionales approfondies. Ainsi, l'étude de la variabilité hydroclimatique du bassin versant au Sud du fleuve Saloum apparaît particulièrement pertinente au regard de l'évolution des modes de variabilité interannuelle et de l'organisation spatiale observées récemment. Cette problématique s'inscrit dans les objectifs du développement durable et les orientations de la CCNUCC, des COP et du GIEC, qui encouragent la communauté scientifique à mieux comprendre les mécanismes atmosphériques responsables des changements climatiques [10].

Le présent travail vise à analyser la variabilité hydroclimatique du bassin versant au sud du fleuve Saloum à partir d'indices climatiques, notamment l'Indice de Précipitation et d'Évapotranspiration Standardisé (IPES). La méthodologie repose d'abord sur l'étude de la variabilité spatio-temporelle et des tendances récentes des paramètres climatiques (précipitation, température et humidité), à travers divers indices climatiques. Ensuite, l'estimation et l'analyse de l'IPES seront réalisées. Enfin, pour l'analyse de la structure interne des séries temporelles, deux tests statistiques sont utilisés: le test de Pettitt (1979) pour la détection des ruptures et le test de Mann-Kendall (1945) pour l'analyse des tendances. Ces outils sont largement reconnus pour leur robustesse et ont été appliqués avec succès dans de nombreuses études en Afrique.

2 MATÉRIEL ET MÉTHODES

2.1 ZONE D'ÉTUDE

Le bassin versant au sud du fleuve Saloum, mis en évidence par la figure 1, constitue une entité administrative englobant les régions de Fatick et de Kaolack localisées au centre ouest du Sénégal. D'après [4], il appartient au domaine climatique nord-soudanien et s'étend entre les isohyètes 500 et 700mm. Le climat de la région est caractérisé par l'influence concomitante de plusieurs systèmes de circulation atmosphérique, notamment l'harmattan, vent chaud et sec soufflant principalement du nord et du nord-Est, la mousson africaine, vent chaud et humide dominant entre avril et octobre, ainsi que l'alizé maritime, qui conditionne les influences océaniques le long de la frange côtière. L'ensoleillement moyen annuel est estimé à environ sept heures par jour.

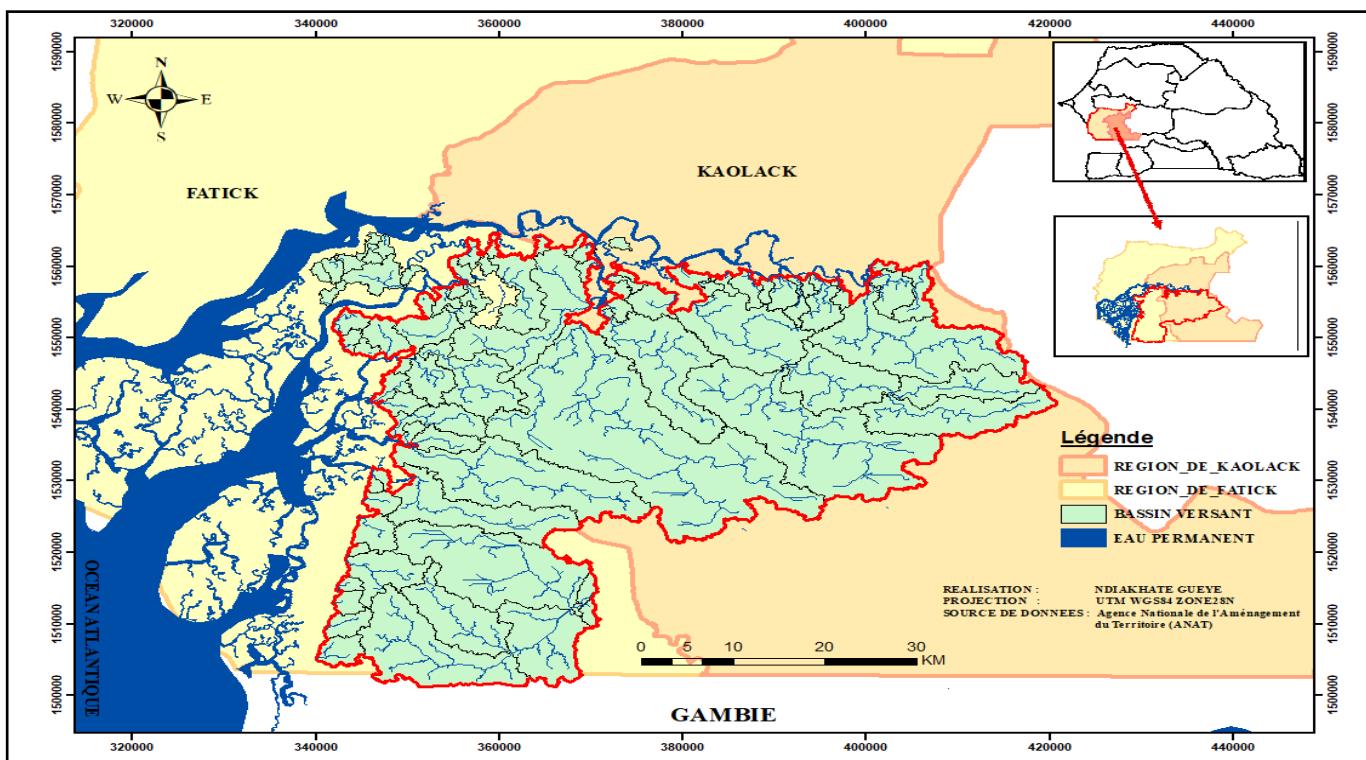


Fig. 1. Situation géographique de la zone d'étude

2.2 DONNÉES

Dans le cadre de cette étude, les données météorologiques ont été recueillies auprès de l'Agence Nationale de l'Aviation Civile et de la Météorologie (ANACIM) pour les stations de Kaolack (1961-2023), Fatick (1991-2023) et Nioro (1981-2023). La disponibilité de plusieurs stations permet une analyse comparative de la variabilité spatiale des précipitations à l'échelle du bassin. Les séries temporelles sont exploitées sous un pas de temps mensuel. La longueur des séries satisfait les critères de validité statistique recommandés par l'Organisation Météorologique Mondiale (OMM), qui préconise une période minimale de 30 années continues pour toute analyse climatologique fiable [2]. Cette condition garantit la robustesse des analyses statistiques menées et renforce la pertinence des interprétations relatives à la variabilité et aux tendances climatiques observées. Les données climatiques de base pour les stations sélectionnées sont présentées dans le tableau suivant:

Tableau 1. Données climatiques des stations de la zone d'étude

Station	Lat (°déc)	Long (°déc)	Alt (m)	Période	T.max. (°C)	T.min. (°C)	P.moy. (mm)	Éct (mm)	Cv
Fatick	14,33 N	-16,40W	6	1991-2023	41,4	13,8	618	178	0,29
Kaolack	14,14N	-16,07W	6	1961-2023	43	13	628	149	0,24
Nioro	13,73N	-15,78W	18	1981-2023	53	19	765	176	0,23

Lat: latitude; Long: longitude; Alt: altitude; T.max: température maximale; T.min: température minimale; (°déc): degré décimal; Pmoy: précipitation moyenne; Éct: écart-type; Cv: coefficient de variation (rapport entre l'écart-type et la précipitation moyenne)

La station de Kaolack, retenue comme station de référence pour la zone d'étude, est représentative d'un large gradient climatique au Sénégal, allant des influences atlantiques aux conditions continentales [11].

2.3 MÉTHODES

L'approche méthodologique retenue pour l'évaluation de la variabilité hydroclimatique repose sur l'application d'indicateurs climatiques reconnus et de tests statistiques largement utilisés par les services météorologiques et hydrologiques nationaux à l'échelle internationale. Les indices mobilisés comprennent l'Indice de Précipitation Standardisé (IPS), l'indice d'aridité de De Martonne (Am) et l'indice pluviothermique de Gaussem-Bagnouls et d'Euverte, ainsi que l'Indice de Précipitation et d'Évapotranspiration Standardisé (IPES). Les hauteurs annuelles de précipitations ont été estimées par agrégation temporelle des données mensuelles. Pour mieux affiner les analyses, des données IPES aux échelles temporelles (1, 3, 6, 9, 12, et 24 mois) pour la zone d'étude (1961-2022) ont été extraits dans la

plateforme du moniteur mondial de la sécheresse. Cette dernière fournit un suivi mondial de la sécheresse via l'indice standardisé IPES avec une résolution spatiale de 0,5 degré, calculé à différentes échelles temporelles et intégrant précipitation et évapotranspiration potentielle estimée par la méthode FAO-56 de Penman-Monteith. Les données, dérivées de CRU TS 4.07 (1901-2022), sont disponibles en plusieurs versions, la v2.9 étant recommandée par [12] pour limiter les biais.

Préalablement au calcul des indices climatiques, un contrôle de qualité des séries chronologiques de précipitations et de température a été réalisé afin d'identifier et de corriger les données manquantes et les incohérences éventuelles. Les modalités de calcul des indices sont détaillées dans la section suivante. Les valeurs obtenues ont ensuite été soumises à des analyses statistiques basées sur le test non paramétrique de Mann-Kendall, destiné à la détection des tendances, et le test de Pettitt, consacré à l'identification des ruptures dans les séries temporelles.

2.3.1 CALCUL DES INDICES CLIMATIQUES

2.3.1.1 INDICE DE PRÉCIPITATION STANDARDISÉ (IPS)

L'indice de précipitation standardisé (IPS) permet de quantifier le déficit ($IPS < 0$) ou l'excédent ($IPS > 0$) de précipitations à différentes échelles temporelles (3, 12 ou 24 mois). Sa simplicité en fait un indice largement utilisé, tout en intégrant des facteurs essentiels tels que la période de référence (≥ 30 ans) et la variabilité géographique des zones étudiées.

Étant donné l'hétérogénéité pluviométrique de la région du Sine Saloum, l'IPS a été calculé pour chaque station afin de refléter fidèlement la variabilité interannuelle locale, conformément à l'hypothèse d' [10] sur la non-pertinence d'un IPS global.

$$IPS = \frac{\bar{X}_i - \bar{X}_i}{\sigma_i} \quad (1)$$

Avec

X_i : lame d'eau de pluie cumulée d'une année j à une station i (mm); \bar{X}_i et σ_i : les moyenne et écart-type des précipitations enregistrées à la station i ; N_j : le nombre de stations présentant des valeurs pour l'année j .

2.3.1.2 INDICE DE DE MARTONNE

L'indice de De Martonne (A_m), développé en 1925, évalue l'aridité d'une région à des échelles temporelles courtes, facilitant la détection et le suivi des sécheresses sur les plans agricole et météorologique. Il se calcule comme suit [13].

$$A_m = \frac{P_i}{T_m + 10} \quad (2)$$

P_i : Précipitation moyenne mensuelle (mm); T_m : Température moyenne mensuelle ($^{\circ}$ C);

2.3.1.3 MÉTHODE PLUVIOTHERMIQUE DE H. GAUSSEN - F. BAGNOULS ET D'EUVERTE

Le diagramme ombrothermique, développé par F. Bagnous (1953) et Henri Gaussen (1957), constitue un outil de référence pour l'analyse climatique régionale. Il permet d'identifier les saisons climatiques d'un territoire et s'applique à tous les types de climats en reposant sur la corrélation entre la température et les précipitations [14]. Une période sèche est définie lorsque la précipitation moyenne mensuelle est inférieure ou égale au double de la température moyenne mensuelle ($P \leq 2T$), tandis qu'une période humide correspond à la condition inverse ($P > 2T$). La saison humide peut également être déterminée par la méthode dite d'Euverte.

La méthode d'Euverte repose sur le rapport P/T entre les précipitations et les températures moyennes mensuelles pour caractériser les conditions d'humidité, en particulier en milieu aride et semi-aride. Largement utilisée dans les études climatologiques au Sénégal, elle distingue quatre régimes climatiques (très sec, sec, sub-humide et humide) et complète efficacement les approches de Gaussen-Bagnous et de De Martonne dans l'analyse du climat local.

2.3.1.4 INDICE DE PRÉCIPITATION ET D'ÉVAPOTRANSPIRATION STANDARDISÉ (IPES)

L'utilisation de l'IPES est plus adaptée à l'analyse des effets du changement climatique sur les conditions hydriques, contrairement à d'autres indices tels que l'indice de précipitation standardisé (IPS), qui repose uniquement sur les données de précipitation (gains) sans intégrer l'effet de l'évapotranspiration (pertes) [3].

La procédure de calcul de l'indice comprend:

- L'estimation du bilan hydrique climatique;
- L'accumulation des déficits et excédents à différentes échelles temporelles;
- L'ajustement à une distribution de probabilité log-logistique.

L'IPES est obtenu à partir du bilan hydrique climatique, calculé comme la différence mensuelle entre les précipitations (P) et l'évapotranspiration potentielle (ETP), estimée ici à partir de la température, pour chaque mois i [8]:

$$D_i = P_i - ETP_i \quad (3)$$

L'analyse commence par l'estimation de l'évapotranspiration potentielle (ETP), qui peut être calculée par des méthodes physiques, comme Penman-Monteith, ou empiriques, comme Thornthwaite. Penman-Monteith est reconnu comme référence par la FAO pour sa robustesse, mais cette étude utilise la méthode de Thornthwaite en raison de la disponibilité limitée des données et de sa simplicité, ne nécessitant que la température moyenne mensuelle.

Ainsi, le bilan hydrique climatique (D_i) fournit une mesure simple de l'excédent ou du déficit en eau pour le mois i analysé et il peut être agrégée à différentes échelles de temps $k = 1, 3, 6, 12$, ou 24 mois. La différence $D_{i,j}^k$ pour un mois j et une année i donnés dépend de l'échelle de temps k choisie. Par exemple, la différence cumulée pour un mois d'une année i donnée, sur une échelle de temps de 12 mois, est calculée à l'aide de:

$$X_{i,j}^k = \sum_{l=13-k+j}^{12} D_{i-1,l} + \sum_{l=1}^j D_{i,l} \quad \text{si } j < k \quad (4)$$

$$X_{i,j}^k = \sum_{l=j-k+1}^j D_{i,l} \quad \text{si } j \geq k \quad (5)$$

$\sum_{l=13-k+j}^{12} D_{i-1,l}$ traduit la somme des $D_{i,j}$ du mois précédent (indice $i - 1$), pour les colonnes allant de $13 - k + j$ jusqu'à 12. $\sum_{l=1}^j D_{i,l}$ indique la somme des D_i du mois courant (indice i), de la colonne 1 jusqu'à j.

L'issue de cette étape a permis de constituer un échantillon D de valeurs $X_{i,j}^k$ soumis à une analyse fréquentielle afin d'identifier la loi de probabilité la plus appropriée pour son ajustement. Compte tenu des caractéristiques, la loi log-logistique à trois paramètres a été retenue pour modéliser la distribution de la série D aux différentes échelles temporelles, en vue du calcul de l'IPES. La fonction de densité de probabilité de la loi log-logistique s'écrit sous la forme suivante:

$$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{x-\gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} \left(1 + \left(\frac{x-\gamma}{\alpha} \right)^\beta \right)^{-2} \quad (6)$$

Où α , β et γ sont respectivement les paramètres d'échelle, de forme et d'origine pour les valeurs D comprises dans la plage ($\gamma > D < \infty$). Ainsi, la fonction de distribution de probabilité de la série D selon la distribution log-logistique est donnée par:

$$F(x) = \left[1 + \left(\frac{\alpha}{x-\gamma} \right)^\beta \right]^{-1} \quad (7)$$

Avec F(x), l'IPES peut facilement être obtenu en tant que valeurs normalisées de F(x). Par exemple, d'après l'approximation classique [15]:

$$IPES = W - \frac{C_0 + C_1 W + C_2 W^2}{1 + d_1 W + d_2 W^2 + d_3 W^3} \quad (8)$$

Ou $W = -2 \ln(p)$ pour $p \leq 0,5$. p est la probabilité de dépasser une valeur D déterminée, $p = 1 - F(x)$.

Si $p > 0,5$, p est remplacé par $1 - p$ donc $W = -2 \ln(1 - p)$ et le signe de IPES résultant est inversé.

Les constantes sont: C0 = 2,515517, C1 = 0,802853, C2 = 0,010328, d1 = 1,432788, d2 = 0,189269 et d3 = 0,001308.

2.3.2 DÉTECTION DES TENDANCES ET RUPTURES

Selon [5], une rupture correspond à un changement dans une série chronologique à un instant généralement inconnu. Dans cette étude, les ruptures et tendances ont été détectées à l'aide des tests non paramétriques de Pettitt (1979) pour une rupture unique et de Mann-Kendall (1945) pour les tendances monotones. Les résultats sont interprétés en considérant l'hypothèse nulle d'absence de rupture (seuil 5 %); son rejet indique une rupture significative et permet d'estimer sa date. Les analyses ont été réalisées avec Matlab selon la méthodologie de [2] dictée ci-après:

2.3.2.1 TEST DE MANN KENDALL

Le test de Mann-Kendall (MK) s'agit d'un test non paramétrique fondé sur les rangs, permettant d'évaluer la significativité de la corrélation entre le temps et la variable étudiée, sans hypothèse préalable sur la distribution des données. Soit (x_1, \dots, x_n) un échantillon de valeurs indépendantes d'une variable aléatoire X , dont on cherche à analyser la stationnarité. La statistique de Mann-Kendall (S) est alors définie par:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{signe} (x_i - x_j) \quad (9)$$

où x_i et x_j représentent les valeurs séquentielles des données et n la taille de l'échantillon. La statistique du test est obtenue en considérant l'ensemble des couples (x_i, x_j) avec $i < j$, puis en calculant la différence entre le nombre de cas pour lesquels $x_j > x_i$ et ceux pour lesquels $x_j < x_i$. La significativité de la tendance est ensuite évaluée à l'aide de la variable normalisée du tau de Kendall (Z), définie comme suit:

$$Z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{si } S > 0 \\ 0 & \text{si } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{var}(s)}} & \text{si } S < 0 \end{cases} \quad (10)$$

En présence de valeurs identiques dans la série, la variance S peut être définie comme suit:

$$ar(S) = n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n \frac{t_i i(i-1)}{18} \quad (11)$$

où, t_i désigne le nombre d'égalités impliquant k valeurs.

Une valeur positive (ou négative) de Z indique une tendance ascendante (ou descendante) et sa significativité est comparée à la valeur critique ou seuil de significativité du test.

2.3.2.2 TEST DE PETTITT

Il repose sur les hypothèses de H_0 : la série est stationnaire (homogène ou absence de rupture); H_1 : la série présente une rupture à un instant connu.

La statistique de test Z est alors calculée comme suit:

$$Z = \max|U(k)|, k = 1, \dots, n-1 \quad (12)$$

Avec:

$$S = \sum_{i=1}^k \sum_{j=k+1}^n \text{signe} (x_j - x_i) \quad (13)$$

Asymptotiquement, la fonction de répartition de Z peut être approchée par la formule suivante:

$$P(Z \leq z) = 1 - 2 \exp \left(\frac{-6z^2}{n^3 + n^2} \right) \quad (14)$$

L'hypothèse nulle H_0 est rejetée au seuil de signification α lorsque la valeur observée de la statistique Z excède le quantile d'ordre $1-\alpha$ de la distribution ci-dessus. Le test permet également d'estimer la date de la rupture, à partir de l'indice k pour lequel la valeur absolue de la statistique $U(k)$ est maximale.

3 RÉSULTATS

Cette phase présente les résultats obtenus après l'application des méthodes décrites ci-dessus.

3.1 VARIABILITÉ SPATIO-TEMPORELLE DES INDICES DE PRÉCIPITATION STANDARDISÉ (IPS) POUR LA STATION DE KAOACK, FATICK ET NIORO

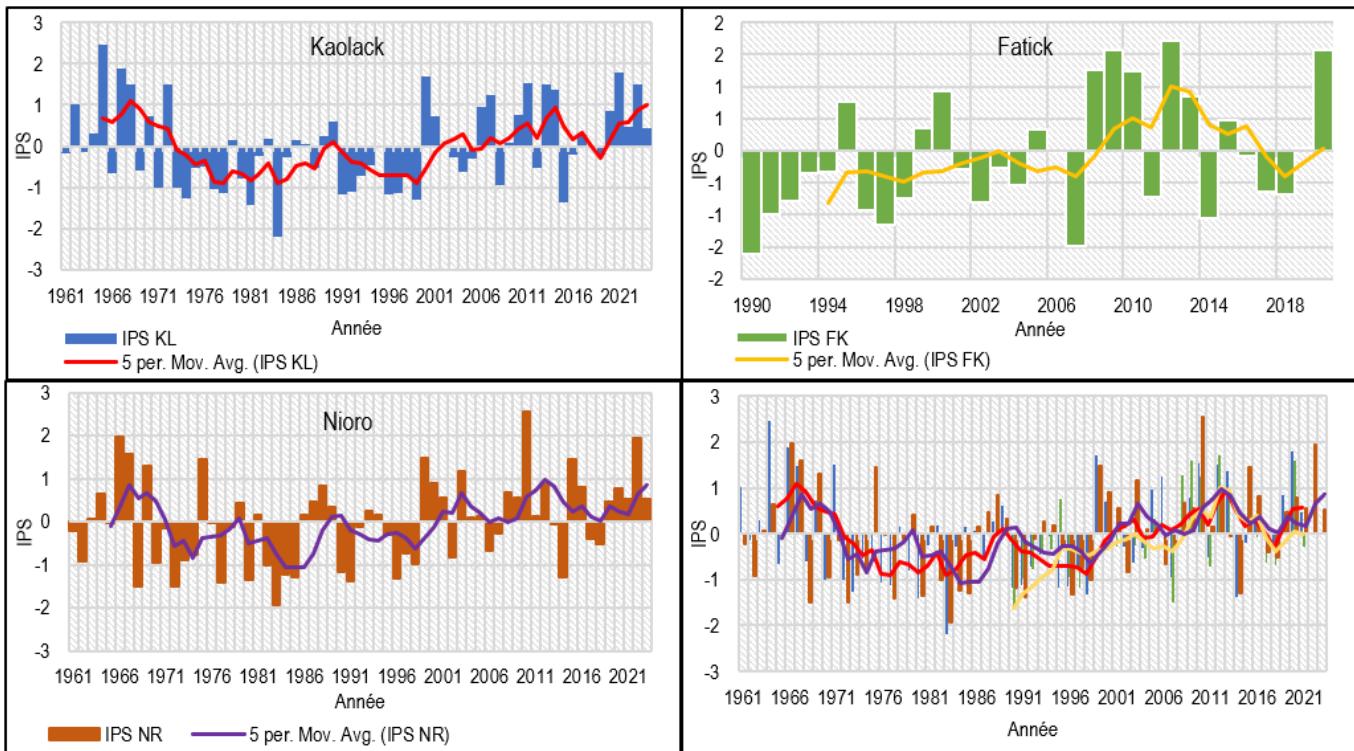


Fig. 2. Evolution interannuelle des IPS de Kaolack, Fatick et Nioro

KL: Station Kaolack; FK: Station Fatick; NR: Station Nioro; 5 Moy. mobile sur pér: Moyenne mobile sur une période de 5ans

L'analyse de l'évolution temporelle des indices de précipitation standardisé (IPS) à Kaolack, Fatick et Nioro, sur les périodes 1961–2023, 1991–2023 et 1981–2023 met en évidence une forte variabilité interannuelle. Trois grandes phases se distinguent. La première, de 1961 à la fin des années 1960, correspond à une période globalement humide marquée par des indices largement positifs, traduisant des cumuls pluviométriques supérieurs à la moyenne. La deuxième phase, amorcée à partir de 1970, est caractérisée par une rupture nette et une longue période sèche jusqu'à la fin des années 1990, avec des épisodes de sécheresse sévère, notamment en 1972–1973 et 1983–1984, en lien avec la grande sécheresse sahélienne [16].

À partir de la fin des années 1990, une reprise progressive mais irrégulière des précipitations est observée dans les trois stations, comme en témoignent la remontée des moyennes mobile, avec une alternance d'années humides et sèches. Cette évolution traduit une tendance récente à une relative humidification du climat selon un gradient sud-nord, avec des précipitations plus importantes à Nioro, sans toutefois atteindre les niveaux de précipitation des années 1960. Globalement, ces résultats illustrent la transition d'un régime humide à un régime sec, suivie d'un rétablissement partiel et instable, confirmant la vulnérabilité du climat local à la variabilité pluviométrique sahélienne, comme l'ont également montré [3].

3.2 VARIABILITÉ DES TEMPÉRATURES

3.2.1 INDICE D'ARIDITÉ DE DE MARTONNE (AM)

Entre 1961 et 2023, le climat de la région est majoritairement semi-aride, avec quelques épisodes tempérés surtout à la station de Nioro, et une période totalement semi-aride de 1971 à 1998 correspondant à la grande sécheresse de 1969.

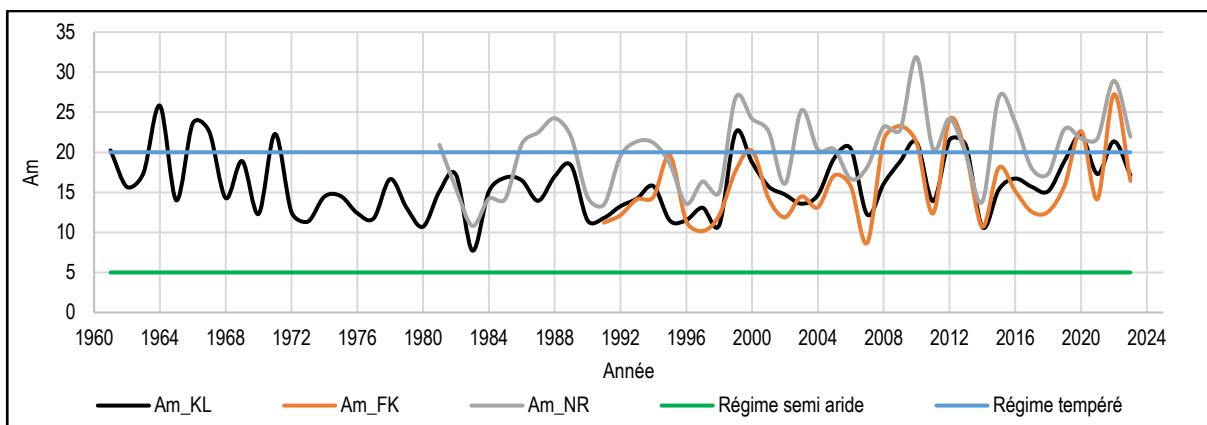


Fig. 3. Courbe de variation des indices de De Martonne de Kaolack, Fatick et Nioro

Am_KL (indice de De Martonne de Kaolack); Am_FK (indice de De Martonne de Fatick); Am_NR (indice De Martonne de Nioro).
Am < 5: régime aride; 5 < Am < 20: régime semi-aride; Am > 20: régime tempéré

3.2.2 LES DIAGRAMMES PLUVIOTHERMIQUES SELON (BAGNOULS – GAUSSEN ET EUVERTE)

L'analyse climatologique de Kaolack, Fatick et Nioro (figure 4) montre un régime soudano-sahélien caractérisé par une longue saison sèche (novembre-mai) et une saison humide courte mais intense (juin-octobre), avec des précipitations maximales en août et des températures relativement stables (25-32 °C). Ce climat, confirmé par les méthodes de Bagnouls-Gaussin et d'Euverte, influence fortement la disponibilité en eau, l'agriculture pluviale et la végétation de savane sèche.

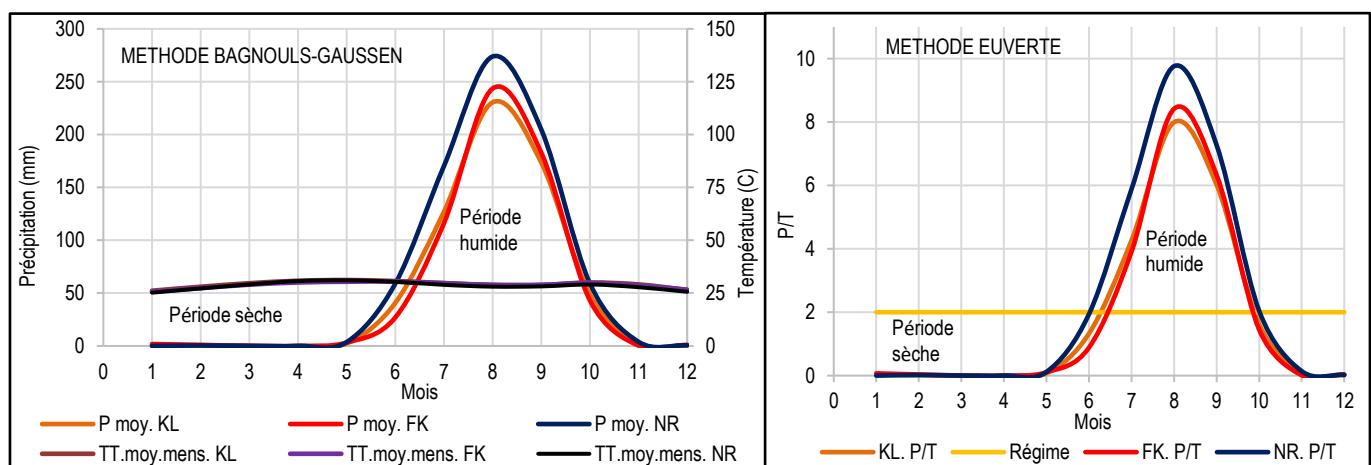


Fig. 4. Diagrammes pluvithermiques de Gausson-Bagnouls et d'Euverte

Pmoy: Précipitation moyenne; TT.moy.mens: température moyenne mensuelle; P/T: rapport précipitation sur température; KL: station de Kaolack; FK: station de Fatick; NR: station de Nioro; la courbe orange (Régime) illustre la limite supérieure du régime sèche.

3.3 DÉTECTION DES TENDANCES AU SEIN DES SÉRIES PLUVIOMÉTRIQUES ANNUELLES

Les indices de précipitation saisonnière (IPS) montrent une tendance à la hausse dans les trois stations, significative à Fatick et Nioro, mais non significative à Kaolack. Le test de Pettitt détecte des ruptures significatives vers 1998 à Kaolack et Nioro, correspondant à la fin de la sécheresse sahélienne, tandis qu'à Fatick une rupture non significative est estimée vers 2007, reflétant des changements ponctuels du régime pluviométrique liés à la variabilité naturelle. Les résultats obtenus avec ces statistiques descriptives ont confirmé les travaux de nombreux auteurs dont [16] qui ont révélé la rupture pluviométrique de l'année 1998, correspondant au début de la reprise pluviométrique avec une alternance importante d'année humide que sèche. Néanmoins, cet indicateur établi en fonction de la précipitation, quel que soit l'échelle temporelle choisie, ne prend pas en compte l'évapotranspiration qui dépend de la température, un paramètre important dans la caractérisation des sécheresses [3], [9]. Donc, dans ce contexte de changement climatique, l'utilisation de l'IPES devient importante pour mieux affiner les tendances de sécheresses et d'humidité soulignées par l'IPS.

Tableau 2. Test de Mann-Kendall et Pettitt appliqué à l'IPES des stations de Kaolack, Fatick et Nioro

Station	Test de Mann Kendall				Test de Pettitt			
	Z	p-value	Tendance	Caractère	Z	p-value	Rupture	Caractère
Kaolack	1,471	0,141	Hausse	Non significative	418	0,032	1998	Significative
Fatick	2,231	0,026	Hausse	Significative	136	0,099	2007	Non significative
Nioro	2,135	0,033	Hausse	Significative	438	0,021	1998	Significative

3.4 INDICE DE PRÉCIPITATION ET D'ÉVAPOTRANSPIRATION STANDARDISÉ (IPES)

L'IPES a été estimé à partir des bilans hydriques mensuels calculés avec la méthode de Thornthwaite. Les bilans annuels ont permis de déterminer les quantiles à plusieurs échelles, puis d'effectuer une analyse fréquentielle avec la loi log-logistique à trois paramètres, validée par le test de Kolmogorov-Smirnov ($p\text{-value} > 0,05$). Ceci traduit qu'il y a une concordance entre la distribution empirique et la loi théorique, témoignant de la capacité du modèle à reproduire fidèlement le comportement statistique des données hydroclimatiques.

La figure 5 montre une forte variabilité interannuelle de l'IPES pour K=12 dans le bassin versant au sud du fleuve Saloum, avec une prédominance d'indices négatifs indiquant des épisodes secs fréquents et une vulnérabilité accrue à la sécheresse. Cette tendance correspond aux déficits hydriques observés en Afrique de l'Ouest depuis les années 1970 [9], [17], [18], [19], [20] et également au Sénégal [17]. L'alternance irrégulière de phases sèches et humides reflète à la fois la variabilité climatique naturelle et les changements climatiques récents, susceptibles de modifier la fréquence et l'intensité des événements extrêmes, avec des impacts sur l'eau, l'agriculture et les écosystèmes.

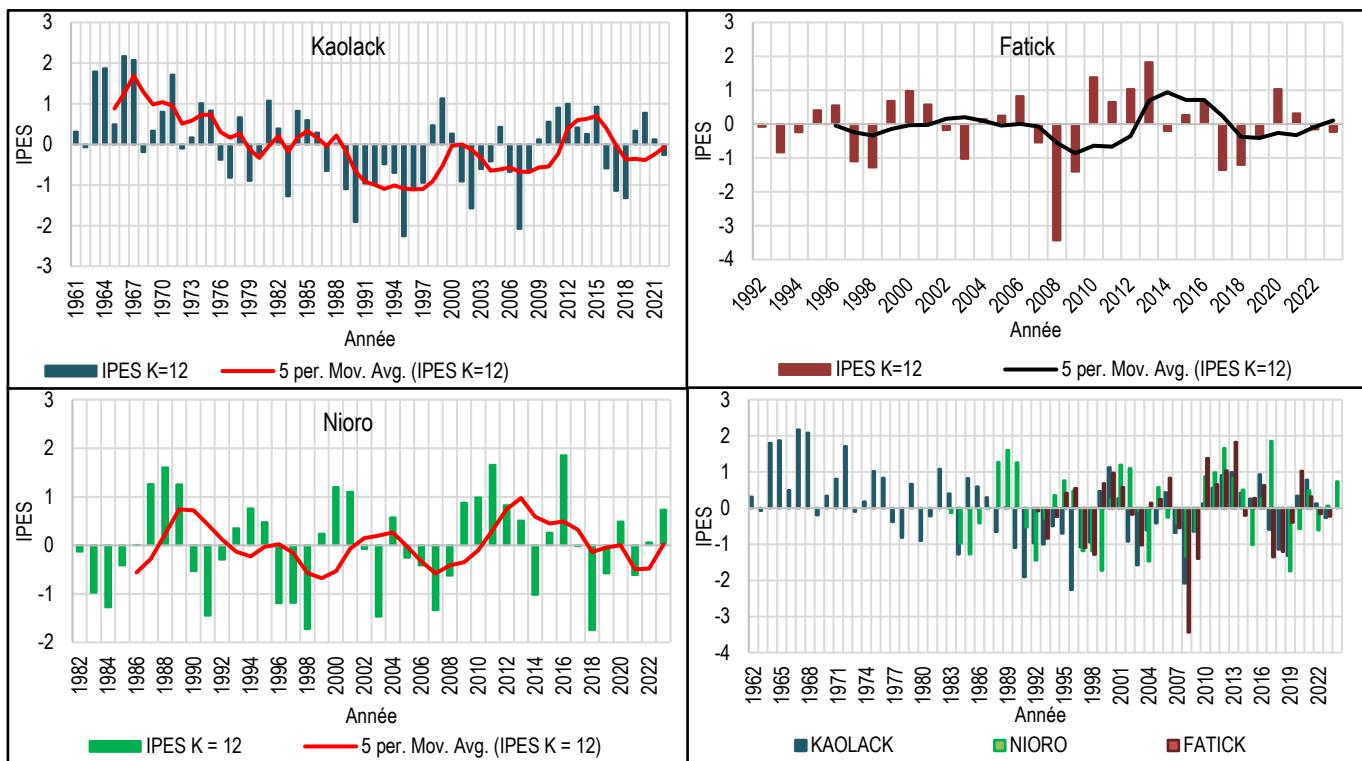


Fig. 5. Variabilité interannuelle des IPES 12 de Kaolack, Fatick et Nioro

5 Moy. mobile sur pér: Moyenne mobile sur une période de 5 ans; K = échelle de temps

3.4.1 INTERPRÉTATION DE LA TENDANCE ET DE LA VARIABILITÉ DE L'IPES

Les statistiques descriptives du tableau montrent une baisse significative avec une rupture en 1987 à Kaolack, tandis qu'à Fatick et Nioro, les ruptures détectées en 2009 et 2008 ne sont pas significatives, mais indiquent néanmoins une dégradation progressive de l'IPES. Cette dernière comme affirmée par [3], [17] est liée avec la hausse des températures qui améliore l'évapotranspiration potentielle (ETP), suivi de la baisse de l'humidité sur bassin.

Tableau 3. Tendance des séries de IPES 12 des stations de Kaolack, Fatick et Nioro

Station	Mann Kendall			PETTITT		
	Z	p-value	Observation	p-value	Rupture	Observation
Kaolack	-2	0,024	Significative	0,012	1987	Significative
Fatick	0,405	0,685	Non significative	0,756	2009	Non significative
Nioro	0,390	0,696	Non significative	0,781	2008	Non significative

3.4.2 DONNÉES IPES EXTRAITS DANS LA PLATEFORME DU MONITEUR MONDIAL DE LA SÉCHERESSE

L'analyse de la figure 6 des IPES aux échelles temporelles k (1, 3, 6, 9, 12, et 24 mois) met en évidence une forte variabilité hydroclimatique marquée par une tendance au dessèchement du bassin. Selon [17], ces échelles sont utiles pour surveiller les ressources en eaux de surface. Les indices à courte échelle ($k = 1$ et $k = 3$) traduisent une alternance rapide d'anomalies humides et sèches, soulignant l'instabilité saisonnière. Aux échelles intermédiaires ($k = 6$ et $k = 9$), les fluctuations deviennent plus structurées et mettent en évidence des épisodes de sécheresse agricole persistants, notamment entre 1970 et 1990. Les indices à longue échelle ($k = 12$ et $k = 24$) confirment l'installation d'une sécheresse hydrologique durable durant cette période, contrastant avec les conditions humides antérieures à 1969. Depuis la fin des années 1990, une reprise partielle mais irrégulière est observée, bien que plusieurs périodes récentes restent dominées par des valeurs négatives, traduisant un déficit hydrique structurel renforcé par l'augmentation des températures et de l'évapotranspiration potentielle, conformément aux résultats de [3], [17]. Dans l'ensemble, la cohérence entre les échelles temporelles montre une dynamique de sécheresse multiscalaires affectant les ressources en eau et la stabilité des systèmes agroécologiques.

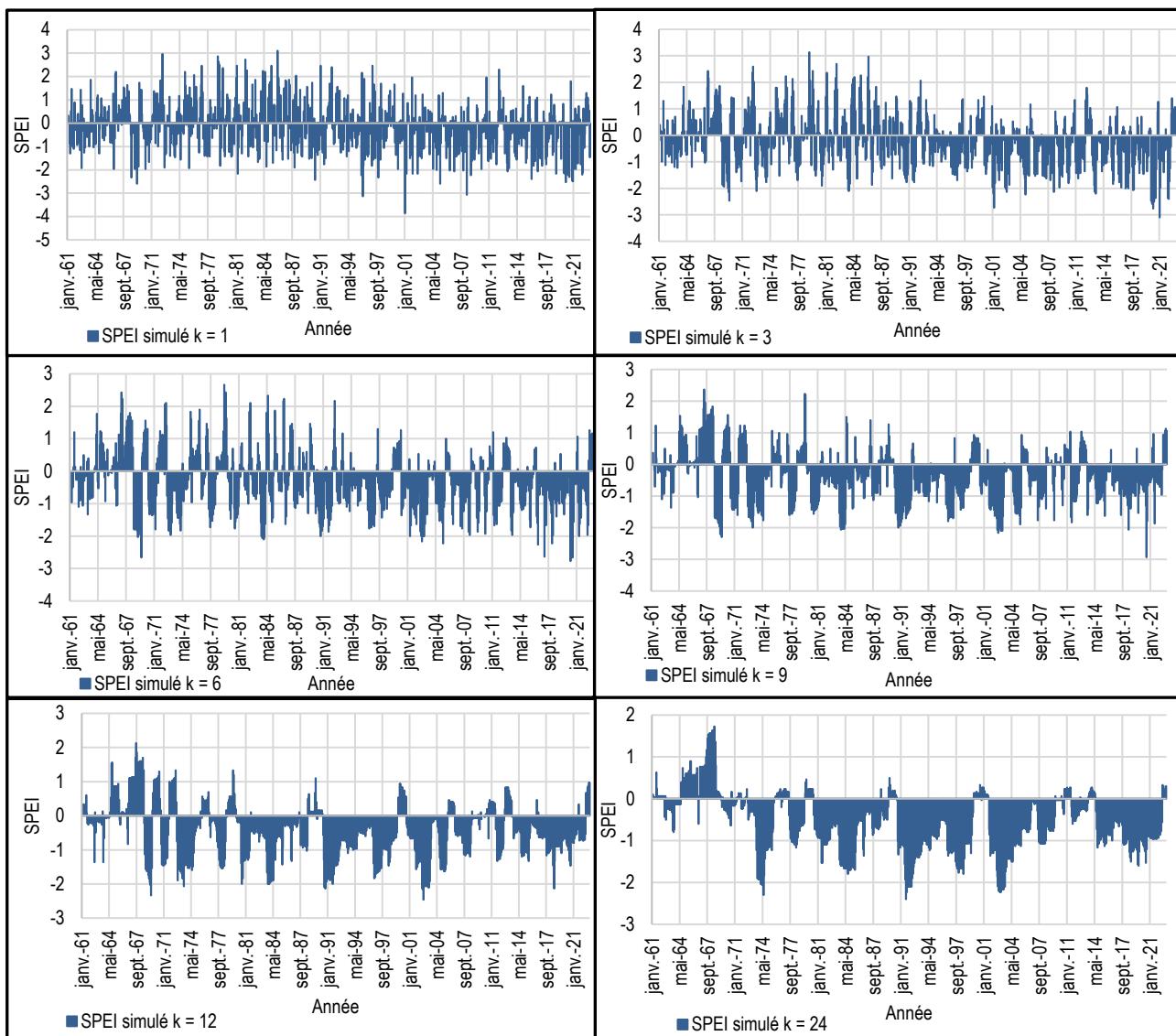


Fig. 6. Evolution temporelle de l'indice SPEI à des échelles de temps (1, 3, 6, 9, 12, et 24 mois) pour la zone d'étude d'étude

Tableau 4. Tendance des séries de SPEI de la zone d'étude (1961-2022)

Echelle	Tau de Kendall (Z)	p-value	Tendance	Caractère
SPEI 1	-5,766	0,000000	Baisse	Significative
SPEI 3	-6,876	0,000000	Baisse	Significative
SPEI 6	-5,745	0,000000	Baisse	Significative
SPEI 9	-4,605	0,000000	Baisse	Significative
SPEI 12	-4,929	0,000000	Baisse	Significative
SPEI 24	-8,481	0,000000	Baisse	Significative

3.5 CORRÉLATION ENTRE IPS – IPES

La représentation graphique (figure 7) entre l'IPS et l'IPES 12 mois permet de voir les similitudes et différences temporelles.

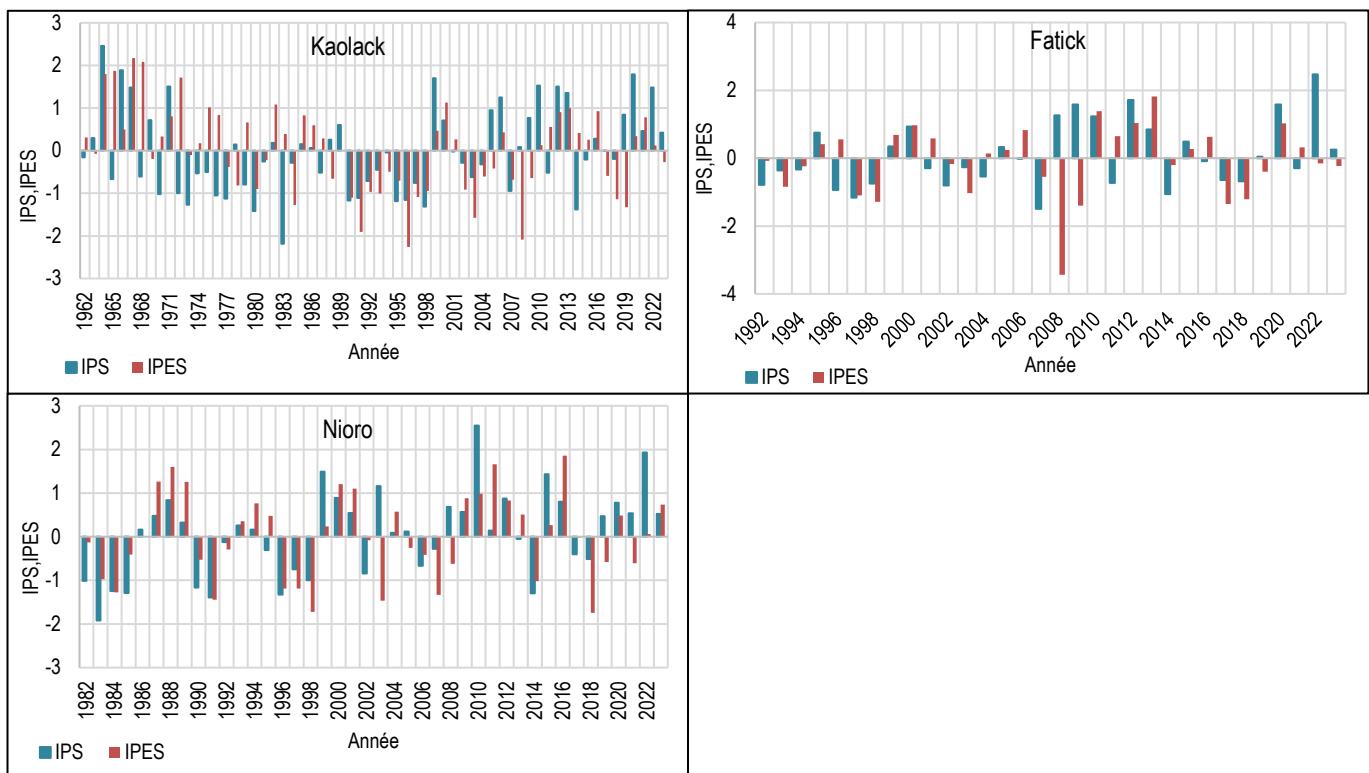


Fig. 7. Evolution spatio-temporelle des indices IPS et IPES des stations

Les indices IPS et IPES présentent une forte cohérence temporelle dans les trois stations, traduisant une bonne identification des phases sèches et humides. A Kaolack, l'IPS révèlent une variabilité interannuelle plus marquée, particulièrement après 1998, soulignant une sensibilité accrue aux extrêmes pluviométriques, tandis qu'à Fatick, les deux indices restent globalement proches de zéro, reflétant une relative stabilité du régime pluviométrique. A Nioro, une transition progressive vers des conditions plus humides est observée après les années 2000, avec des valeurs de l'IPS légèrement supérieures à celles de l'IPES. Cette divergence est liée à l'augmentation des températures, qui accroît l'ETP et réduit les valeurs de l'IPES malgré l'amélioration des précipitations [17]. Dans ce bassin, la hausse des températures a également affecté les eaux souterraines à travers des processus d'évaporation avant et pendant l'infiltration, comme l'a affirmé [21] dans ses travaux basés sur les analyses isotopiques environnementales (^{18}O , ^{2}H). Globalement, l'IPES offre une représentation plus lissée de la variabilité hydroclimatique et apparaît plus adaptée que l'IPS pour l'analyse des tendances de sécheresse et d'humidité à l'échelle territoriale [3].

4 DISCUSSION

Cette étude met en évidence la variabilité hydroclimatique du bassin sur la période 1961-2023 à travers une approche combinant les indices IPS et IPES, des tests statistiques et des indices saisonniers d'aridité. Les résultats confirment l'appartenance de la zone d'étude au domaine soudano-sahélien, caractérisé par une longue saison sèche et une forte concentration des précipitations entre juin et

octobre, en cohérence avec les dynamiques observées à l'échelle du Sahel ouest-africain [13], [22]. L'analyse conjointe des indices IPS et IPES révèlent une évolution contrastée du régime hydroclimatique dans les trois stations de Kaolack, Fatick et Nioro. L'IPS montrent une tendance à la hausse, significative à Fatick et à Nioro, mais non significative à Kaolack, avec des ruptures détectées autour de 1998 à Kaolack et à Nioro, traduisant des modifications du régime pluviométrique liées à la variabilité climatique. En revanche, l'IPES met en évidence des déficits hydriques marqués durant les années 1990, suivis d'une amélioration partielle et irrégulière au début du XXI^e siècle, avec un retour relatif à des conditions plus humides à partir de 2010. Ces résultats permettent d'identifier trois phases climatiques majeures: une phase humide, une phase sèche et une phase de reprise, en accord avec les travaux antérieurs soulignant la persistance de la sécheresse en Afrique de l'Ouest durant les années 1970 [23], [18], [19] et au Sénégal [9], [17], [16]. La phase de reprise, caractérisée par une alternance d'épisodes secs et humides, s'inscrit dans la dynamique climatique sahélienne décrite par plusieurs auteurs [4], [5], [6], notamment au Sine Saloum [21], [24]. Toutefois, l'irrégularité récente ne permet pas de conclure à un retour définitif à la normale pluviométrique dans ce bassin, une situation également observée dans d'autres régions ouest-africaines [9], [16], [25].

L'analyse de corrélation souligne des différences fonctionnelles entre les indices. L'IPS apparaît globalement plus sensible aux extrêmes climatiques, tandis que l'IPES fournit une représentation plus intégrée de la sécheresse, cohérente avec les observations issues du moniteur mondial de la sécheresse. La dynamique spatiale révèle une forte variabilité à Kaolack, une variabilité plus faible à Fatick et une tendance plus humide récente à Nioro. La diminution des valeurs de l'IPES est principalement liée à l'augmentation des températures, qui intensifie l'ETP et le stress hydrique, en lien avec le changement climatique [3], [9], [17], avec des impacts directs sur la disponibilité des ressources en eau dans le bassin [21].

Dans ce contexte, l'IPES apparaît plus adapté que l'IPS pour l'analyse des tendances de sécheresse et d'humidité à l'échelle territoriale, bien que l'IPS demeure plus pertinent que le PDSI (Palmer Drought Severity Index ou indice de sécheresse de Palmer) pour l'étude des tendances de sécheresse [26], [27] par [3]. Malgré certaines limites liées à l'estimation de l'ETP et à la prise en compte des rétroactions de la végétation, l'IPES constitue un indicateur robuste pour la caractérisation de la sécheresse et l'appui à la gestion intégrée des ressources en eau dans un contexte de changement climatique [9], [17], [28], et un outil pertinent pour la surveillance climatique et l'aide à la décision.

5 CONCLUSION

Cette étude a permis d'évaluer l'ampleur spatio-temporelle de la sécheresse sur la période 1961–2023 dans les bassins versants situés au sud du fleuve Saloum, à partir d'une analyse conjointe des indices IPS et IPES. L'intégration d'indices IPES multiscalaires issus du moniteur mondial de la sécheresse a permis d'affiner et de consolider les résultats obtenus à partir des données de l'ANACIM, tout en mettant en évidence la performance de l'IPES pour la caractérisation des tendances de la sécheresse. Les résultats montrent une forte dépendance du régime hydroclimatique aux températures et aux précipitations, marquée par un régime pluviométrique unimodal et une variabilité interannuelle significative. Une tendance globale à la baisse des indices est observée à partir des années 1970, accompagnée d'une alternance marquée des phases humides et sèches au cours des dernières décennies. L'IPS apparaît plus sensible aux extrêmes climatiques, tandis que l'IPES offre une représentation plus lissée et plus adaptée à l'analyse des tendances à long terme. Dans un contexte de changement climatique, l'IPES, associé à des outils statistiques robustes, constitue un indicateur pertinent pour la surveillance climatique, l'évaluation du risque de sécheresse et l'appui à la gestion intégrée des ressources en eau dans le bassin versant au sud du fleuve Saloum.

REFERENCES

- [1] T. Sharma et A. K. Paswan, « Review of hydro-climate variability and modeling approaches for water security under climate change in India », *Discov Geosci*, vol. 3, n° 1, p. 129, sept. 2025, doi: 10.1007/s44288-025-00246-y.
- [2] C. Faye, « Changement climatiques observés sur le littoral sénégalais (Région de Dakar) depuis 1960 : Etude de la variabilité des tendances sur les températures et la pluviométrie », 2019, Consulté le: 23 septembre 2025. [En ligne]. Disponible sur: <http://rivieresdusud.uasz.sn/xmlui/handle/123456789/323>.
- [3] S. M. K. SENE et F. Cheikh, « Caractérisation des conditions humides et sèches du bassin du Niaoulé dans un contexte de changement climatique avec l'Indice Standardisé de Précipitation et d'Évapotranspiration (Standardized Precipitation and Evapotranspiration Index: SPEI) », *Environmental and Water Sciences, public Health and Territorial Intelligence Journal*, vol. 7, n° 4, 2023.
- [4] I. Camara, M. Noblet, Q. Lejeune, et 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.
- [5] A. Bodian, « Caractérisation de la variabilité temporelle récente des précipitations annuelles au Sénégal (Afrique de l'Ouest) », *Physio-Géo. Géographie physique et environnement*, n° Volume 8, p. 297-312, janv. 2014, doi: 10.4000/physio-geo.4243.
- [6] P. Ozer, M. Erpicum, G. Demarée, et M. Vandiepenbeeck, « The Sahelian drought may have ended during the 1990s », *Hydrological Sciences Journal*, vol. 48, n° 3, p. 489-492, juin 2003, doi: 10.1623/hysj.48.3.489.45285.

- [7] M. Sow, D. Gaye, et M. M. Diakhate, « Analyse de l'évolution spatiotemporelle de la tendance des extrêmes chauds au Sénégal », *VertigO - la revue électronique en sciences de l'environnement*, août 2024, doi: 10.4000/12jq1.
- [8] S. M. Vicente-Serrano, S. Beguería, et J. I. López-Moreno, « A Multiscalar Drought Index Sensitive to Global Warming: The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index », avr. 2010, doi: 10.1175/2009JCLI2909.1.
- [9] C. Faye, « Analyse de l'intensité et des tendances de la sécheresse à l'aide du SPEI modifié au Sud du Sénégal de 1980 à 2016 », *Territoires, Environnement et Développement (TED)*, vol. 1, n° 2, p. 49-69, déc. 2022, doi: 10.34874/IMIST.PRSM/ted-v1i2.34107.
- [10] A. Ali, T. Lebel, et A. Amani, « Signification et usage de l'indice pluviométrique au Sahel », *Sécheresse*, vol. 19, n° 4, p. 227-235, 2008.
- [11] O. C. Diouf, « Estimation of Turc reference evapotranspiration with limited data against the Penman-Monteith Formula in Senegal », 2016, Consulté le: 1 octobre 2025. [En ligne]. Disponible sur: <https://www.academia.edu/download/87250338/184.pdf>
- [12] S. Beguería, S. M. Vicente Serrano, F. Reig-Gracia, et B. Latorre Garcés, « SPEIbase v.2.9 [Dataset] ». DIGITAL.CSIC, juillet 2023. doi: 10.20350/digitalCSIC/15470.
- [13] V. B. Traore, M. L. Ndiaye, S. Diallo, R. M. Ndiaye, R. Diouf, et M. L. Sow, « Characterization of climatic aridity in the groundnut basin, Senegal », *Algerian Journal of Environmental Science and Technology*, vol. 8, n° 1, 2022, Consulté le: 15 octobre 2025. [En ligne]. Disponible sur: <https://www.aljest.net/index.php/aljest/article/view/553>.
- [14] A. Bodian, H. Dacosta, R. N. Diouf, E. H. O. Ndiaye, et A. Mendy, « Contribution à la connaissance de l'aléa pluvial au sénégal grâce à la valorisation des données pluviographiques historiques », *Climatologie*, vol. 13, p. 38-46, 2016, doi: 10.4267/climatologie.1194.
- [15] M. Abramowitz et I. A. Stegun, *Handbook of Mathematical Functions: With Formulas, Graphs, and Mathematical Tables*. Courier Corporation, 1965.
- [16] L. Descroix *et al.*, « Évolution récente de la pluviométrie en Afrique de l'ouest à travers deux régions : la Sénégambie et le bassin du Niger moyen », *Climatologie*, vol. 12, p. 25-43, 2015, doi: 10.4267/climatologie.1105.
- [17] S. Bouly, A. CISSE, C. FAYE, et T. SANE, « L'indice standardisé de précipitation et d'évapotranspiration (SPEI) de 1950 A 2018 pour caractériser la tendance de la sécheresse sur la BASSE CASAMANCE », *Espace Géographique et Société Marocaine*, n° 32, 2020.
- [18] D. Sighomnou, « Analyse et redéfinition des régimes climatiques et hydrologiques du Cameroun: perspectives d'évolution des ressources en eau », *These doct Etat Univ Yaoundé I, Cameroun*, 2004.
- [19] É. Servat *et al.*, « De différents aspects de la variabilité de la pluviométrie en Afrique de l'Ouest et Centrale non sahélienne », *rseau*, vol. 12, n° 2, p. 363-387, 1999, doi: 10.7202/705356ar.
- [20] D. Rosbjerg, *Sustainability of Water Resources Under Increasing Uncertainty*. IAHS, 1997.
- [21] N. M. Dieng, P. Orban, J. Otten, C. Stumpf, S. Faye, et A. Dassargues, « Temporal changes in groundwater quality of the Saloum coastal aquifer », *Journal of Hydrology: Regional Studies*, vol. 9, p. 163-182, févr. 2017, doi: 10.1016/j.ejrh.2016.12.082.
- [22] L. Descroix *et al.*, « Évolution récente de la pluviométrie en Afrique de l'Ouest à travers deux régions : la Sénégambie et le bassin du Niger Moyen », *Annales de l'Association internationale de climatologie*, déc. 2015, Consulté le: 7 décembre 2024. [En ligne]. Disponible sur: <https://ird.hal.science/ird-02153162>.
- [23] S. E. Nicholson, « The West African Sahel: A Review of Recent Studies on the Rainfall Regime and Its Interannual Variability », *International Scholarly Research Notices*, vol. 2013, n° 1, p. 453521, 2013, doi: 10.1155/2013/453521.
- [24] G. Panthou, « Analyse des extrêmes pluviométriques en Afrique de l'Ouest et de leur évolution au cours des 60 dernières années», phdthesis, Université de Grenoble, 2013. Consulté le: 7 décembre 2024. [En ligne]. Disponible sur: <https://theses.hal.science/tel-00928772>.
- [25] G. Panthou *et al.*, « Rainfall intensification in tropical semi-arid regions: the Sahelian case », *Environ. Res. Lett.*, vol. 13, n° 6, p. 064013, mai 2018, doi: 10.1088/1748-9326/aac334.
- [26] J. Keyantash et J. A. Dracup, « The Quantification of Drought: An Evaluation of Drought Indices », août 2002, doi: 10.1175/1520-0477-8.1167.
- [27] N. B. Guttman, J. R. Wallis, et J. R. M. Hosking, « Spatial Comparability of the Palmer Drought Severity Index », *JAWRA Journal of the American Water Resources Association*, vol. 28, n° 6, p. 1111-1119, 1992, doi: 10.1111/j.1752-1688.1992.tb04022.x.
- [28] S. M. Vicente-Serrano, S. Beguería, J. I. López-Moreno, M. Angulo, et A. E. Kenawy, « A New Global 0.5° Gridded Dataset (1901–2006) of a Multiscalar Drought Index: Comparison with Current Drought Index Datasets Based on the Palmer Drought Severity Index », août 2010, doi: 10.1175/2010JHM1224.1.