

VARIABILITÉ DE LA PLUVIOMÉTRIE EN AFRIQUE DE L'OUEST : CAS DE LA RÉGION DU N'ZI AU CENTRE-EST DE LA CÔTE D'IVOIRE

Rosine Marie N'Guessan FOSSOU*, **Emile Gneneyougo SORO**,
Simone DOSSO et **Lanciné Droh GONE**

*Université Nangui Abrogoua, UFR des Sciences et Gestion de
L'Environnement, Laboratoire Géosciences et Environnement (LEG),
02 BP 801 Abidjan 02 Abidjan, Côte d'Ivoire*

(reçu le 06 Novembre 2020 ; accepté le 24 Décembre 2020)

* Correspondance, e-mail : dellia120@yahoo.fr

RÉSUMÉ

Cette étude s'inscrit dans un contexte de variabilité climatique. Elle a pour objectif d'étudier la variabilité de la pluviométrie sur une longue durée afin de fournir des connaissances aux secteurs agricoles de la région du N'zi. La méthodologie consiste à faire une étude statistique des séries chronologiques de pluies mensuelles et annuelles des stations de Bocanda (1954 - 2018) et de Dimbokro (1922 - 2018). Les tests statistiques tels que la détermination des indices centrés réduits, de détection d'indépendance, d'homogénéité, de cusum et de tendance, ont été utilisées. Les résultats montrent une variabilité climatique caractérisée par une alternance de phases humides, normales et sèches. Les tests statistiques ont également montré une rupture en 1968 à Dimbokro. A Bocanda la rupture n'est pas très perceptible, la série est presque homogène autour de 1975 (considéré comme année de rupture). Ces ruptures s'accompagnent d'une tendance à la baisse de la pluviométrie annuelle de 11 à 13 %. L'étude de la variabilité pluviométrique est nécessaire voire indispensable pour de nombreuses applications d'ingénierie et de gestion de la ressource en eau (le dimensionnement et la gestion d'ouvrages, la prévision des crues ou des étiages, la détection d'impact, etc).

Mots-clés : *Variabilité climatique, méthodes statistiques, pluviométrie, N'zi, Côte d'Ivoire.*

ABSTRACT**Variability of rainfall in West Africa: case of the N'zi region in the center-east of Côte d'Ivoire**

This study is part of a context of climatic change. Its aim is to study the variability of rainfall on a long duration in order to provide knowledge to the agricultural sectors of the N'zi region. The methodology consists in a statistical study of chronological series of yearly and monthly rainfalls from Bocanda (1954 - 2018) and Dimbokro (1922-2018) stations. The statistical tests such as the determination of reduced centred indices, the detection of independence, the homogeneity, cusum and trends have been used. The results show a climatic change characterized by an alternation of humid, normal and dry phases. The statistical tests have also shown a break up in 1968 in Dimbokro. In Bocanda, this break is not clearly noticeable, the serie is almost homogeneous around 1975 (considered to be the year of break). Those breaks go with a falling trends of yearly rainfalls from 11 to 13 % percent. The study of rainfalls changes is necessary Indeed essential to many engineering and water resources management (the dimension and the management of works, the forecast of flood or swelling, the detection of impact etc).

Keywords : *climatic change, statistical methods, rainfalls, N'zi, Côte d'Ivoire.*

I - INTRODUCTION

C'est à partir des années 70, que la communauté scientifique mondiale a commencé à s'intéresser aux changements et à la variabilité climatique. En effet, cette période marque le début de catastrophes naturelles parmi lesquelles ; les phénomènes d'El Niño [1], le cubage des grands glaciers qui ne cessent de diminuer depuis quelques décennies, la sécheresse qui a touché les deux bandes tropicales de notre planète, le réchauffement de la planète de 0,5 °C depuis la moitié du siècle dernier [2]. En 2001, le Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'Evolution du Climat (GIEC) a défini six situations qui rendent l'Afrique particulièrement vulnérable au changement climatique. Il s'agit entre autre de la sécurité alimentaire menacée par la baisse de la production agricole, la productivité et la biodiversité des ressources naturelles menacées, l'aggravation de la désertification du fait des changements en termes de précipitations et de l'intensification de l'utilisation des terres etc [3]. En Afrique de l'Ouest, la sécheresse sévère en cours depuis le début des années 70 et caractérisée par une diminution de l'ordre de 20 % à 30 % de la pluviométrie [4 - 7] a engendré une diminution encore plus importante des débits [8]. L'équilibre des écosystèmes, à la fois complexe et fragile, dépend

en grande partie de la dynamique hydroclimatique qui détermine la nature et le développement des espèces qui y vivent. La variabilité pluviométrique affecte la végétation naturelle dans sa composition floristique et dans sa structure ainsi que dans l'adaptation morphologique et écophysologique des espèces qui la composent [9]. En Côte d'Ivoire, la variabilité climatique a fragilisé ses écosystèmes. Cette variabilité climatique, a entraîné une modification de la dynamique du couvert végétal [10 - 13] et de ses écoulements [14]. Le barrage de Kossou au centre de la Côte d'Ivoire, construit pendant la période humide, n'a jamais atteint sa capacité nominale en raison de la persistance de la sécheresse [15]. Le Centre-est du pays, particulièrement la région du N'zi n'est pas resté en marge des impacts de cette variabilité climatique. En effet, cette zone présente une extrême sensibilité face aux aléas climatiques car son économie est essentiellement basée sur l'agriculture qui est totalement dépendante de la pluviométrie. L'objectif de cette étude est de comprendre les fluctuations hydroclimatique de cette région à partir d'une longue chronique de pluie et des méthodes d'analyse performantes.

II - MATÉRIEL ET MÉTHODES

II-1. Présentation de la zone d'étude

La zone d'étude est située au Centre-Est de la Côte d'Ivoire entre les longitudes 4°40 et 4°59 Ouest et les latitudes 6°33 et 7°27 Nord avec une superficie de 5801,3 km² (**Figure 1**). Elle comprend 3 départements (Bocanda, Dimbokro et Kouassi-kouassikro), 5 sous-préfectures (N'zècrèzessou, Kouadio-Blèkro, Bengassou, Nofou et Djangokro) et plus de 200 villages. Le réseau hydrographique couvre totalement la zone d'étude (**Figure 1**). Pendant la saison sèche la plupart des cours d'eau tarissent. Seuls les cours d'eau permanents subsistent. Le réseau intermittent est observé en période de crue (Août, Septembre, Octobre). Le réseau permanent est constitué du N'zi et de ses principaux affluents dont le Kan et le Kasié. Le climat de la région de type tropical humide est particulièrement chaud et relativement sec [16, 17]. La variation pluviométrique mensuelle moyenne présente 2 modes qui font ressortir les 4 saisons caractéristiques de cette région du pays. La région était jadis un grand centre commercial très actif, avec de grandes maisons de commerce. Cependant, les longues sécheresses et les crises successives sur les coûts du café et du cacao, ont occasionné la fermeture de ces maisons de commerce et le départ massif de leurs propriétaires ainsi que des populations vers les zones plus favorables du pays.

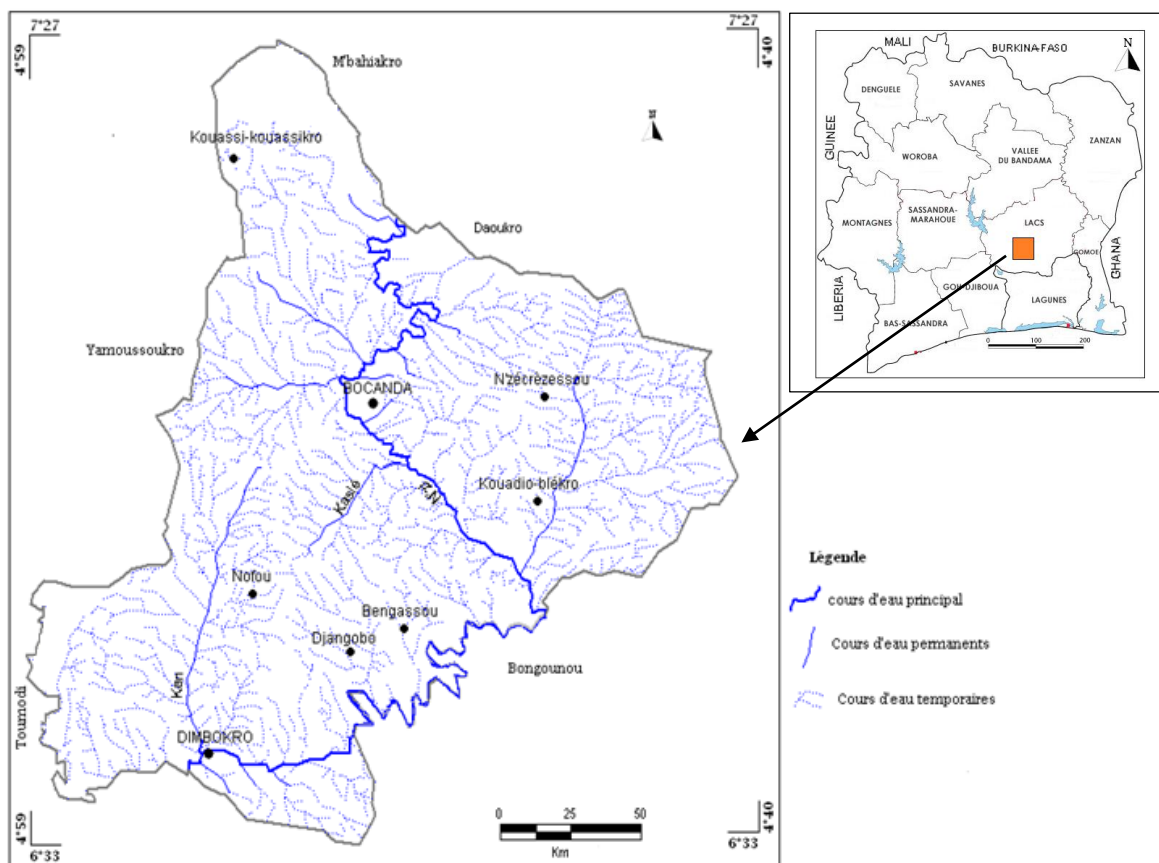


Figure 1 : Localisation de la zone d'étude

II-2. Données

Les données pluviométriques ont été fournies par la Société d'Exploitation et de Développement Aéroportuaire Météorologique (SODEXAM). Les mesures pluviométriques proviennent des stations météorologiques de Dimbokro (1922 à 2018) et de Bocanda (1954 à 2018). Le logiciel Khronostat a été utilisé pour cette étude.

II-3. Méthodes

Elle consiste en l'élaboration de deux approches. La première est l'analyse des séries chronologiques basée sur la détermination des variables statistiques telles que : le coefficient de variation (Cv) et le coefficient d'asymétrie (Casy). La deuxième consiste à appliquer les tests statistiques, dont les tests d'indépendances, d'homogénéités et de tendances.

II-3-1. Variables statistiques interannuelles des séries pluviométriques

La fluctuation autour de la pluie moyenne interannuelle est appréciée par les paramètres statistiques telles que : l'écart type, le coefficient de variation, et le coefficient d'asymétrie.

- **Coefficient de variation (Cv)**

C'est le rapport entre l'écart type et la moyenne. Il permet de dégager l'existence ou non de forte variation entre les données. Lorsqu'il est inférieur à 100, il traduit une faible dispersion des données. Par contre, une valeur du $Cv > 100$ signifie qu'il existe une forte variation dans les données. Dans ce cas, on peut penser à la présence d'une hétérogénéité. Son expression mathématique est donnée par *l'Équation 1* :

$$Cv = \frac{\sigma}{\bar{x}} \times 100 \quad (1)$$

- **Coefficient d'asymétrie (C.asy)**

Il correspond à une mesure réelle de l'asymétrie de la distribution d'une variable aléatoire. La valeur trouvée renseigne sur l'asymétrie de la distribution. Si :

- le coefficient est positif alors la distribution est décalée à gauche de la médiane, et donc une queue de distribution étalée vers la droite (**Figure 2 B**) ;
- le coefficient est négatif alors la distribution est décalée à droite de la médiane, et donc une queue de distribution étalée vers la gauche (**Figure 2 A**) ;
- le coefficient est nul alors la distribution est symétrique : c'est par exemple le cas de la loi normale.

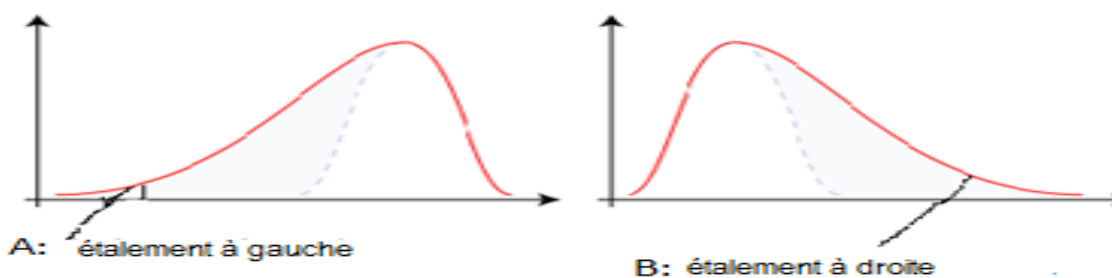


Figure 2 : Différentes orientations du coefficient d'asymétrie

II-3-2. Méthode statistique

Elle consiste à utiliser des tests statistiques pour vérifier si les résultats obtenus à partir de l'analyse exploratoire sont significatifs. La littérature consacrée à l'approche statistique des séries chronologiques de variables hydroclimatiques

est particulièrement abondante [18 - 22]. Il s'agit de trouver par le biais de traitement statistique des changements brusques dans la variation d'une série chronologique donnée.

II-3-2-1. Méthodes des indices pluviométriques

Ces méthodes permettent de découper les séries chronologiques de chaque station pluviométrique en années excédentaires ou déficitaires et d'en connaître les grandes tendances. L'indice pluviométrique de Nicholson et celle du filtre passe bas de Hanning d'ordre 2 encore appelée moyennes mobiles pondérées ont été utilisées.

- ***Indice pluviométrique de Nicholson***

C'est un indice qui permet de mesurer l'écart par rapport à une moyenne établie sur une longue période en se référant aux données des stations. L'indice pluviométrique annuel est défini comme une variable centrée réduite. Il est obtenu par ***l'Équation 2*** [23] :

$$I_p = \frac{X_i - X_m}{\sigma} \quad (2)$$

avec, X_i : Pluviométrie de l'année i ; X_m : Pluviométrie moyenne interannuelle sur la période de référence ; σ : Écart type de la pluviométrie interannuelle sur la période de référence ; I_p : Indice pluviométrique.

L'indice pluviométrique traduit ainsi un excédent ou un déficit pluviométrique pour l'année considérée par rapport à la période de référence.

- ***Filtre passe-bas de Hanning d'ordre 2 (« moyennes mobiles pondérées »)***

C'est une méthode qui permet d'éliminer les variations saisonnières dans une série chronologique donnée. Le calcul des totaux pluviométriques pondérés est effectué au moyen ***d'Équations*** qui permettent d'estimer chaque terme de la série [24].

II-3-2-2. Tests statistiques de détection d'indépendance

Les tests les plus répandus portent sur la constance de la moyenne de la série tout au long de sa période d'observation. Les tests d'indépendance utilisés sont l'autocorrélogramme et l'autocorrélation sur le rang. L'hypothèse nulle dans cette étude est "série aléatoire" ou "série indépendante".

- ***Test de l'autocorrélogramme***

L'autocorrélogramme donne le caractère aléatoire ou non d'une série chronologique. En effet on suppose qu'il existe des dépendances significatives

entre les termes successifs d'une série non aléatoire. Dans ce test, si une série chronologique est aléatoire, alors pour N grand, $n_k \approx 0$ pour toute valeur de k non nulle. La série chronologie étudiée est dite "indépendante" ou "aléatoire" (l'hypothèse nulle H_0 est acceptée) si tous les points du graphe sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance considéré.

- **Test d'autocorrélation sur le rang**

L'hypothèse nulle à vérifier est : « la série des (x_i) , $i = 1, N$, est aléatoire » où x_i désignent les réalisations de la variable X observée à des pas de temps successivement égaux. On calcule le nombre de paires P pour lesquelles $x_j > x_i$, $j > i$, avec $i = 1, \dots, N-1$. Pour N grand, sous l'hypothèse nulle, la variable τ est définie telle que :

$$\tau = 1 - \frac{4Q}{N(N-1)} \quad (3)$$

Il en résulte que l'hypothèse nulle est vraie, si la variable $U = \tau / \sigma_\tau$ est une variable normale réduite pour un risque α de première espèce donné. L'intervalle d'acceptation de l'hypothèse nulle est comprise entre $U_{1-\alpha/2\sigma_t}$ et $U_{1+\alpha/2\sigma_t}$.

II-3-2-3. Tests statistiques de détection d'homogénéité ou de rupture

Plusieurs méthodes statistiques de détection de rupture existent : test de Pettitt [25], test de segmentation [26], procédure bayésienne et la statistique U de Buishand. Dans cette étude l'hypothèse nulle est "série homogène" ou "absence de rupture".

- **Test de segmentation**

La procédure de segmentation de séries chronologiques a été présentée [27] et ensuite complétée [26, 28]. Le principe de cette procédure est de « découper » la série en m segments ($m > 1$) de telle sorte que la moyenne calculée sur tout segment soit significativement différente de la moyenne du (ou des) segment(s) voisin(s). Une telle méthode est appropriée à la recherche de multiples changements de moyenne dans une série chronologique. L'hypothèse nulle H_0 est « la série étudiée est stationnaire ». Si la procédure ne produit pas de segmentation d'ordre supérieur ou égal à 2, l'hypothèse nulle n'est pas acceptée.

- **Test de Pettitt (1979)**

Le test de Pettitt est une version modifiée du test de Man-Whitney [25]. Il permet de vérifier la stationnarité de la série pluviométrique. Cette série

étudiée est divisée en 2 échantillons respectivement de taille m et n. Les valeurs des deux échantillons sont regroupées et classées par ordre croissant. On calcule alors la somme des rangs des éléments de chaque sous-échantillon dans l'échantillon total. Une étude statistique est définie à partir des deux sommes ainsi déterminées, et testée sous l'hypothèse nulle d'appartenance des deux sous-échantillons à la même population. L'absence de rupture dans la série (X_i) de taille N constitue l'hypothèse nulle. Dans ce test, l'hypothèse « absence de rupture » ou « série homogène » est acceptée si la probabilité de dépassement est supérieure au seuil de signification α qui est égal à 0,05.

- **Méthode de Cusum**

Elle consiste à calculer la somme cumulée du paramètre à étudier. Soit X_1, X_2, \dots, X_{60} représentent 60 points de données. Il s'agit de la somme cumulée des différences entre les variables et la moyenne. Les sommes cumulées sont calculées comme suit :

- **calcul de la moyenne**

$$\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_{60}}{60} \quad (4)$$

- **Calcul de variations moyennes**

Pour les variables hydroclimatique dont la série chronologique présente une rupture, les variations moyennes sont calculées de part et d'autre de la rupture [29], en appliquant l'Équation 5 :

$$D = \frac{X_j}{X_i} - 1 \quad (5)$$

avec, D : le déficit hydroclimatique ; X_j : la moyenne sur la période après rupture ; X_i : la moyenne sur la période avant rupture.

II-3-2-4. Test statistique de détection de tendance

- **Test de Mann Kendall**

Le test non-paramétrique de Mann-Kendall [30, 31] permet d'étudier la présence ou l'absence de tendance dans une série chronologique donnée. Soit la série $X_t = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, cette méthode définie suit la normale standard multivariée U_{MK} de l'Équation 6 :

$$U_{MK} = \frac{S}{\sqrt{\text{Var}(S)}} \quad (6)$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i i(i-1)(2i+5)}{18} \quad (7)$$

Où S désigne la relation entre le nombre de paires d'observation, et n est le nombre total d'échantillons. Une série temporelle a une tendance claire, définie au niveau de signification de 5 %. Dans ce test, l'hypothèse nulle H_0 « absence de tendance » est acceptée si la P_{value} (probabilité de dépassement) est supérieure à 5 %. Le sens de la tendance est défini par le coefficient statistique de Mann-Kendall " U.MK ". Si U est positif, la tendance est à la hausse, mais si U est négatif, alors la tendance est à la baisse.

III - RÉSULTATS

III-1. Analyse des coefficients statistiques

La pluie annuelle moyenne est de 1143,62 mm à Dimbokro et de 1043,36 mm à Bocanda. La précipitation annuelle maximale moyenne est de 2132 mm à Dimbokro contre 1692 mm à Bocanda (*Tableau 1*). Le coefficient de variation (C_v) est de 19 %. Il est inférieur à 100, ce qui signifie que les précipitations de la zone d'étude présentent une faible variabilité. Le coefficient d'asymétrie (C_{asy}) positif montre que les données n'ont pas une distribution symétrique, mais plutôt asymétrique étalée vers la droite par rapport à la moyenne. Il y a plus de données supérieures à la médiane.

Tableau 1 : Paramètres statistiques des précipitations

Paramètres statistiques	Pmax (mm)	Pmoy (mm)	Pmin (mm)	Ecart- type	C_v	C_{asy}
Station Bocanda (1954-2018)	1692	1043,36	621,50	197,71	0,19	0,72
Station Dimbokro (1922-2018)	2132	1162	613,40	216,23	0,19	1,31

III-2. Analyse des indices pluviométriques

La fluctuation interannuelle à la station de Bocanda (*Figure 3A et 3B*) montre une baisse considérable de la pluviométrie à partir de 1975. Deux périodes distinctes caractérisent, l'évolution pluviométrique annuelle : une période humide et une période sèche.

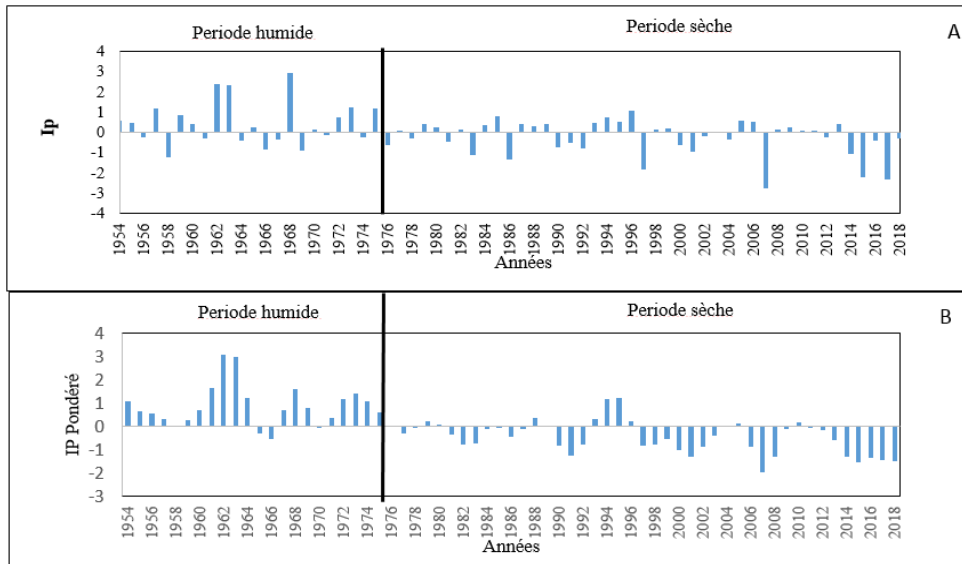


Figure 3 : Évolution pluviométrique annuelle de la pluviométrie à la station de Bocanda
 A : indices pluviométriques, B : indices pluviométriques pondérés

Le **Tableau 2** résume les caractéristiques de ces deux périodes, on remarque que :

- la période humide s'étend de 1954 à 1975 avec une hauteur moyenne annuelle de 1133,49 mm. Toute la période est humide sauf deux années sèches (1964, 1966).
- la période sèche s'étend de 1976 à 2018 avec une hauteur moyenne annuelle de 1001,39 mm. Toute la période est sèche avec une reprise des précipitations en 1994 et 1995.

Tableau 2 : Caractéristiques pluviométriques des périodes humides et sèches de Bocanda

Précipitations annuelles (mm)	Période humide	Période sèche
Maximale	1691,70	1276,80
Minimale	756,00	621,50
Moyenne	1133,49	997,24

La fluctuation interannuelle à la station de Dimbokro (**Figure 4A et 4B**) montre trois périodes distinctes :

- une période humide (1922 à 1940) avec une hauteur moyenne annuelle de 1294,51 mm ;
- une période normale (1941 à 1968) avec une hauteur moyenne annuelle de 1173,58 mm ;
- et une période sèche (1969 à 2018) avec une hauteur moyenne annuelle de 1082,06 mm.

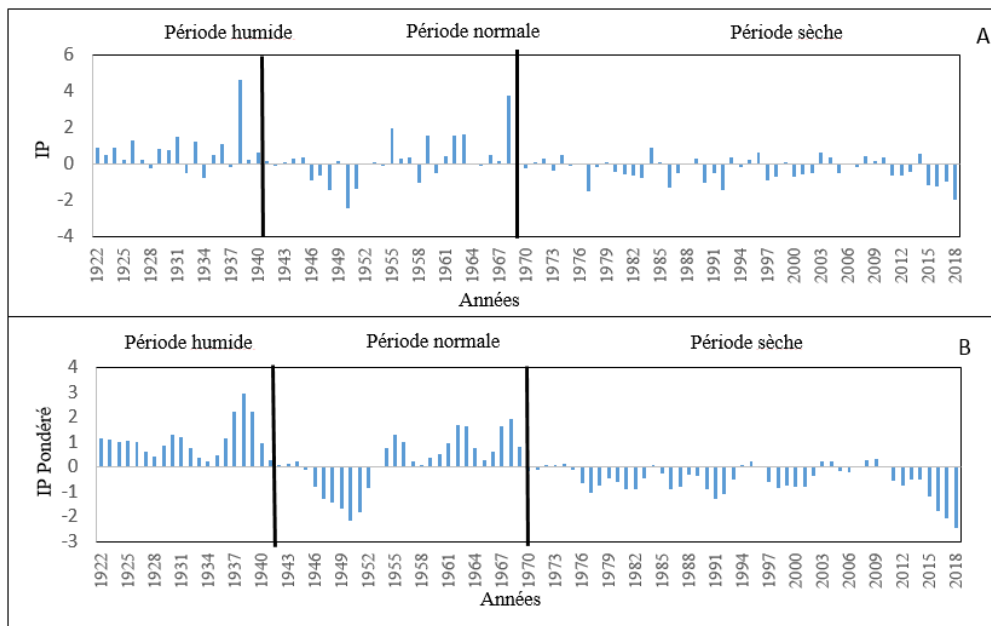


Figure 4 : Évolution pluviométrique annuelle de la pluviométrie à la station de Dimbokro
 A : indices pluviométriques, B : indices pluviométriques pondérés

Le **Tableau 3** montre les caractéristiques de ces trois périodes.

Tableau 3 : Caractéristique pluviométrique des périodes humides et sèches à Dimbokro

Précipitations annuelles (mm)	Période humide	Période normale	Période sèche
Maximale	2132,00	1949,20	1337,40
Minimale	973,00	613,40	815,90
Moyenne	1294,51	1173,58	1082,06

III-3. Analyse de l'indépendance des séries pluviométriques corrélation sur le Rang et Test d'autocorrélogramme

La **Figure 5** montre l'autocorrélogramme des séries pluviométriques des deux stations. L'analyse de cette figure montre que l'hypothèse nulle (série chronologique aléatoire) est acceptée à Bocanda. Contrairement, à la station de Dimbokro, tous les points ne sont pas dans l'intervalle de confiance considéré (95 %). La série pluviométrique à Dimbokro n'est pas aléatoire.



Figure 5 : Autocorrélogramme des deux stations (A : Bocanda B : Dimbokro)

Les résultats du test de corrélation sur le Rang sont consignés dans le **Tableau 4**. L'analyse du tableau montre que l'hypothèse nulle est rejetée dans les deux stations. Ce test montre que les séries pluviométriques ne sont pas aléatoires.

Tableau 4 : Résultat du test d'autocorrélation

Stations	Bocanda	Dimbokro
Série aléatoire (95 %)	non	non

III-4. Analyse de l'homogénéité des séries pluviométriques

III-4-1. Résultat du test de Pettit

Le **Tableau 5** présente les résultats du test de Pettitt. L'analyse du tableau montre que l'hypothèse nulle (absence de rupture) est acceptée à Bocanda, par contre elle est rejetée à Dimbokro. Ce résultat révèle qu'il y a rupture dans la série pluviométrique de la station de Dimbokro en 1968. La série pluviométrique est homogène à Bocanda.

Tableau 5 : Résultats du test de Pettitt

Paramètres	St Bocanda	St Dimbokro
Probabilité de dépassement	0,51	0,006
Seuil de signification (α)	0,05	0,05
Conclusion	Oui	Non
Année de rupture		1968

La **Figure 5** montre que la tendance de la rupture est à la baisse. A Bocanda, elle montre une évolution presque homogène avec une baisse de la pluviométrie à partir de 1975.

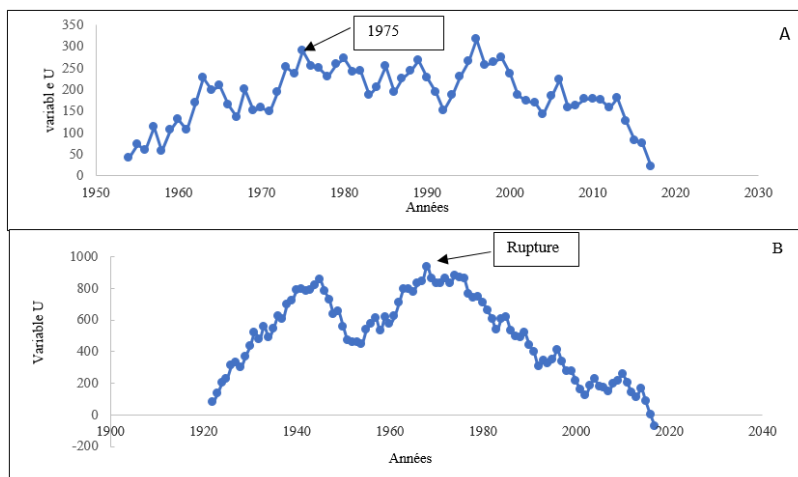


Figure 5 : Test de Pettitt des deux stations (A : Bocanda B : Dimbokro)

III-4-2. Résultat du test de Segmentation

La **Figure 6** présente les résultats du test de segmentation appliqué sur les deux stations. L'analyse de cette figure montre qu'il y a 2 segmentations à Bocanda et à Dimbokro. L'hypothèse nulle (série homogène) est donc rejetée. Il y a rupture pluviométrique dans ces deux stations et la tendance est à la baisse.

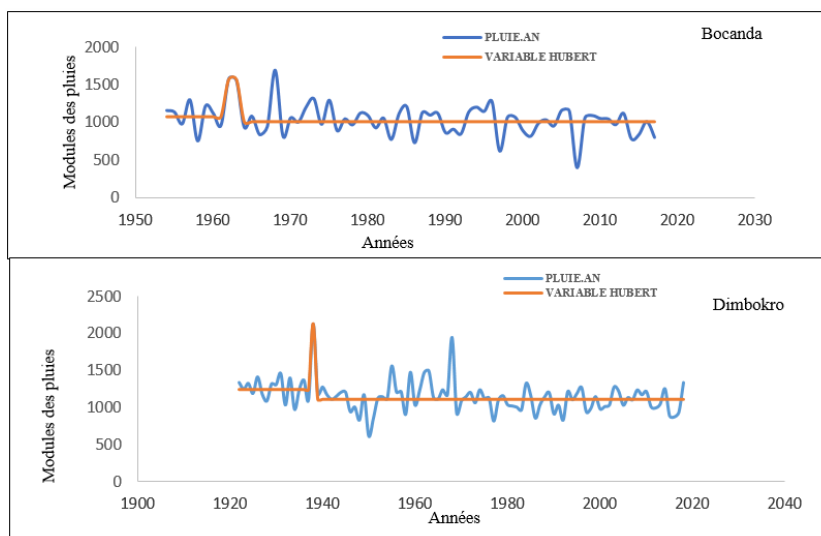


Figure 6 : Test de segmentation des deux stations (A : Bocanda B : Dimbokro)

III-5. Analyse des tendances des séries pluviométriques : test non saisonnier de Mann Kendall

Les résultats du test qui seront présentés sont la matrice de corrélation, la probabilité de non dépassement (P_{valeur}) et le coefficient de Mann-Kendall des pluies annuelles ainsi que celles des mois les plus pluvieux.

- *Station de Bocanda*

La matrice de corrélation (*Tableau 6*) montre que la pluie annuelle est plus corrélée aux pluies des mois de juin et de septembre qu'aux pluies du mois d'octobre. Le *Tableau 7* montre les tendances de ces variables.

Tableau 6 : *Matrice de corrélation des pluies annuelles de Bocanda*

	PL. an	PL. max	PL. Avril	PL. Mai	PL. Juin	PL. Septembre	PL. Octobre
PL.an	1	0,486	0,163	0,147	0,458	0,492	0,368
PL.max		1	-0,073	0,175	0,459	0,216	0,115
PL. Avril			1	-0,086	-0,134	-0,021	0,118
PL. Mai				1	-0,113	-0,090	0,037
PL. Juin					1	0,035	0,043
PL.Septembre						1	-0,013
PL. Octobre							1

L'analyse du tableau montre que l'hypothèse nulle est rejetée pour les pluies annuelles et celles du mois d'Octobre. Les autres variables étudiées ne présentent pas de tendance significative au seuil de confiance considéré. Ce résultat explique l'homogénéité de la pluviométrie annuelle à Bocanda. En effet, les pluies annuelles enregistrées à Bocanda sont moins corrélées aux pluies du mois d'octobre qui présentent une tendance à la baisse. Les pluies des mois les plus corrélés aux pluies annuelles sont homogènes.

Tableau 7 : *Tendance de la pluviométrie de Bocanda*

Variables	P.value	Hypothèse H0 : absence de tendance	U. Mk	Évolution de la tendance
Pluies annuelles	0,03235448	oui	-2,14000359	baisse
Pluies maximales	0,30014779	non	-1,03611651	pas de tendance
Pluies Avril	0,33867355	non	-0,95678943	pas de tendance
Pluies Mai	0,66288487	non	0,43593364	pas de tendance
Pluies Juin	0,37103971	non	-0,89452753	pas de tendance
Pluies Septembre	0,3679966	non	-0,90023238	pas de tendance
Pluies Octobre	0,01084087	oui	-2,54778665	baisse

- **Station de Dimbokro**

La matrice de corrélation (**Tableau 8**) montre que les pluies annuelles ne sont pas spécifiquement corrélées à un mois pluvieux, ce qui traduit que la variation des pluies de n'importe quel mois perturbe la variation annuelle des pluies à Dimbokro.

Tableau 8 : Matrice de corrélation des pluies annuelles de Dimbokro

	PL. an	PL. max	PL. Avril	PL. Mai	PL. Juin	PL. Septembre	PL. Octobre
PL.an	1	0,507	0,303	0,366	0,341	0,340	0,159
PL.max		1	0,232	0,278	0,463	-0,003	0,048
PL. Avril			1	0,275	-0,0108	-0,117	-0,178
PL. Mai				1	-0,114	0,081	-0,019
PL. Juin					1	-0,036	-0,040
PL.Septembre						1	0,099
PL. Octobre							1

Les résultats de la tendance pluviométrique (**Tableau 9**) montrent que l'hypothèse nulle est rejetée pour les pluies annuelles, les pluies des mois de septembre et à un degré moindre pour les pluies du mois de mai. Ces séries pluviométriques présentent une tendance à la baisse. Ce résultat explique l'hétérogénéité de la pluviométrie annuelle à Dimbokro. Cette hétérogénéité avec une tendance à la baisse est due à la baisse des pluies des mois de mai et de septembre.

Tableau 9 : Tendance de la pluviométrie de Dimbokro

Variabes	P.value	Hypothèse H0: absence de tendance	U. Mk	Evolution de la tendance
Pluies annuelles	0,001716484	non	-3,135351282	baisse
Pluies maximales	0,232597348	oui	-1,193694869	pas de tendance
Pluies Avril	0,36608148	oui	-0,903837678	pas de tendance
Pluies Mai	0,059766493	non	-1,882512288	baisse
Pluies Juin	0,157080305	oui	-1,414959724	pas de tendance
Pluies Septembre	0,011281705	non	-2,533849874	baisse
Pluies Octobre	0,591910696	oui	-0,536069243	pas de tendance

III-6. Analyse du graphique des sommes cumulées : Cusum

La **Figure 7** illustre les résultats du graphique cumulé des deux stations. L'analyse de cette figure montre qu'à Bocanda la série pluviométrique varie peu. Cependant elle présente une baisse à partir de 1975. La série pluviométrique de Dimbokro, montre quant à elle une baisse à partir de 1968.

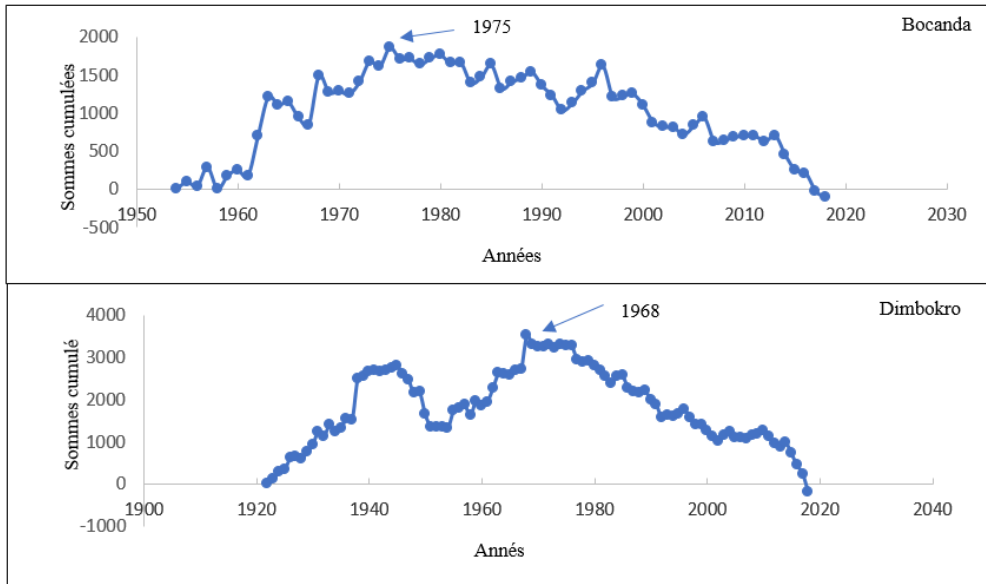


Figure 7 : Graphique des sommes cumulées

III-7. Synthèse des tests d'indépendance et d'homogénéité

La synthèse des résultats des tests d'indépendance et d'homogénéité est présentée dans le **Tableau 10**. L'analyse de ce tableau montre sans ambiguïté que la série pluviométrique à Dimbokro n'est pas aléatoire. Elle n'est pas homogène et présente une tendance à la baisse à partir de 1968.

Tableau 10 : Synthèse des résultats d'indépendance et d'homogénéité

STATIONS	Test d'indépendance		Test d'homogénéité		Test de tendance
	Autocorrélogramme	Rang	Segmentation	Pettitt	Man Kendall
Bocanda	oui	non	non	oui	baisse
Dimbokro	non	non	non	non	baisse

La détection de l'indépendance et de l'homogénéité de la série pluviométrique à Bocanda présente une certaine ambiguïté au seuil de confiance étudié. Cependant elle présente une tendance à la baisse à partir de 1975.

III-8. Incidence de la baisse des pluies sur la pluviométrie annuelle

Le **Tableau 11** montre la baisse de la pluviométrie aux différentes stations, exprimée par le déficit pluviométrique. Le déficit pluviométrique est plus élevé à la station de Dimbokro qu'à la station de Bocanda qui est de 11,65 %.

Tableau 11 : Déficit pluviométrique enregistré aux différentes stations

Stations	Date de rupture	Moyenne avant rupture	Moyenne après rupture	Déficit (%)
Dimbokro	1968	1222,47	1069,51	12,51
Bocanda	1975	1133,49	1001,39	11,65

III-9. Incidence de la baisse des pluies sur la pluviométrie saisonnière

L’une des conséquences directes de la variabilité pluviométrique est son incidence sur les mois pluvieux. La **Figure 8** montre les fluctuations mensuelles de la pluviométrie avant et après la rupture. L’analyse de cette figure montre une allure similaire pendant les deux fluctuations pour chacune des stations. En effet, l’évolution mensuelle des pluies avant et après rupture se superpose assez bien. Ces résultats indiquent que les saisons pluvieuses ne changent pas. Leur durée est la même et ne présentent pas de décalage. La variabilité est en générale caractérisée par la baisse des pluies des saisons. Cette baisse est plus perceptible pour le mois d’octobre à Bocanda (entouré sur la figure). A Dimbokro ce sont les mois de mai et septembre qui sont les plus affectés par la baisse de la pluviométrie. Le mois de juin reste le mois le plus pluvieux avant et après rupture de pluies.

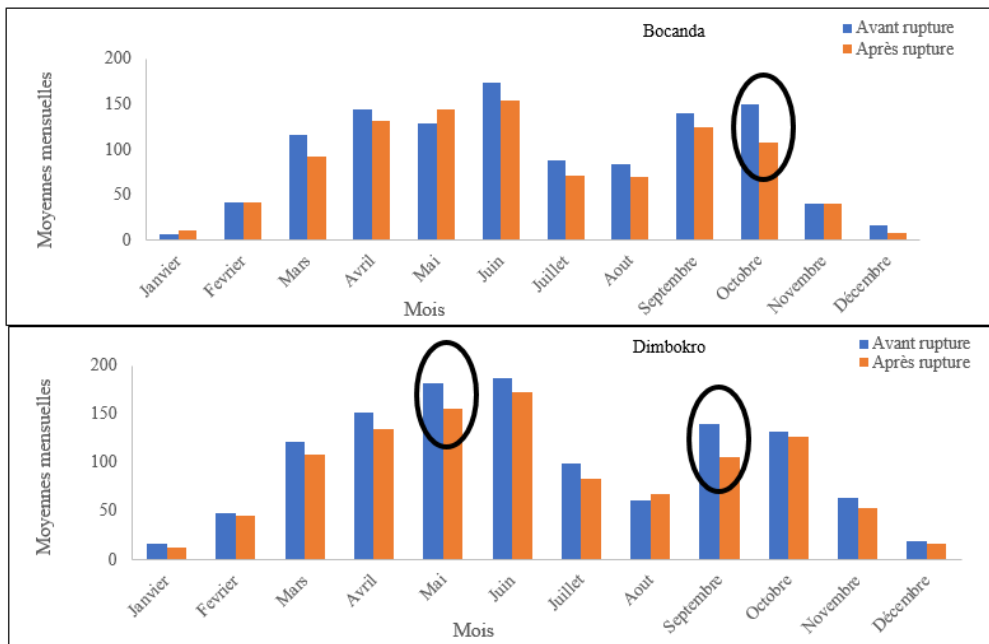


Figure 1 : Évolution mensuelle des pluies avant et après rupture des stations

IV - DISCUSSION

L'étude de détection de rupture montre que la série pluviométrique annuelle étudiée à la station de Bocanda présente une certaine ambiguïté au seuil de confiance étudié. Cependant elle présente une tendance à la baisse à partir de 1975. Cette fluctuation décroissante presque constante ne permet pas la détection d'une rupture brusque par les tests d'homogénéité. C'est le cas en Tunisie centrale entre 1976 et 1989 où les résultats mettent en évidence une baisse significative des précipitations annuelles sans rupture de stationnarité [32]. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus sur la série pluviométrique de Daoukro (1956-2005) [33]. Ce cas a été observé également dans d'autres régions du pays. Où certaines stations n'ont pas connu de rupture entre 1950 et 1999. Il s'agit de la station de Tabou (région la plus arrosée du pays) située sur le littoral dans le sud-ouest, ainsi que la majorité des stations de l'Est du pays (Abengourou, Agnibilékro, Bondoukou, Aboisso) [10]. Cette absence de rupture ne traduit pas l'absence d'une baisse pluviométrique, car une "rupture" peut être définie comme un changement dans la loi de probabilité d'une série chronologique à un instant donné. L'absence de rupture dans une série pluviométrique ne signifie pas qu'il n'y a pas de variation du niveau des précipitations dans le temps, mais que cette variation, si elle existe, reste peu significative [34]. Les résultats des tests de tendance dans cette station montrent que la pluie annuelle enregistrée à Bocanda dépend plus des pluies des mois de juin et de septembre qui ne varient pas, par rapport aux pluies des mois d'octobre qui subissent une tendance à la baisse.

Ainsi, même si la baisse de la pluviométrie à Bocanda a une influence sur la petite saison des pluies, elle n'est pas très significative à l'échelle annuelle. A Dimbokro, les résultats montrent une rupture pluviométrique en 1968. Cette rupture est suivie d'une baisse pluviométrique. Cette baisse est due à la variation des pluies des mois de mai et de septembre. Ainsi, dans les deux stations étudiées, la variabilité pluviométrique est caractérisée par une baisse de la pluviométrie. Elle s'est produite à partir de 1968 à Dimbokro et 1975 à Bocanda. Ces résultats sont similaires avec l'étude des indices pluviométriques et des moyennes mobiles pondérés qui partage la période d'étude en période humide et période sèche. Plusieurs auteurs ont trouvé des résultats similaires dans la zone d'étude. Une baisse successive annuelle des totaux pluviométriques dans le département de Bocanda a été constaté [35]. Une baisse de la pluviométrie a également été observé à Dimbokro dans cette même période [36, 37]. La même année de rupture (1975) a été détecté à M'Bahiakro [7]; dans le bassin du N'zi des résultats similaires ont été trouvés [22]. A Bongouanou comme à Dimbokro l'année 1968 est l'année de la rupture pluviométrique [38]. Ces ruptures montrent que cette zone géographique est sous l'influence de la fluctuation du régime pluviométrique observée à la fin des années 1960 et au début des années 1970 en Afrique de l'Ouest et Centrale

[8, 20, 26, 27, 36, 39]. Le déficit pluviométrique est moins de 20 % pour les deux stations. Ce résultat confirme que l'absence de rupture ne garantit pas l'absence de baisse pluviométrique. En effet, les niveaux de signification des ruptures définies par les tests tiennent compte davantage de la brutalité avec laquelle le changement se produit, que de la présence du changement lui-même. La classification, selon laquelle une rupture est ou non significative ne traduit pas l'ampleur du phénomène, ou du moins ne permet pas de juger de l'importance de la baisse enregistrée au sein de la série. Cette valeur inférieure à 20 % commune aux différentes stations est caractéristique d'un régime climatique de type « baouléen » (deux saisons de pluie et deux saisons sèches avec une pluviométrie moyenne annuelle comprise entre 1100 et 1600 mm) qui correspond au régime climatique du centre de la Côte d'Ivoire [40]. La baisse de la pluviométrie annuelle dans la zone d'étude n'a pas de conséquence sur la durée des saisons pluvieuses. Le nombre de mois pluvieux reste inchangé. C'est plutôt la hauteur d'eau enregistrée par mois qui est en baisse à cause de la baisse considérable de la pluviométrie pendant les mois d'octobre, mai et septembre. Ce résultat est en accord avec ceux trouvés à l'Est du pays [39]. En effet, dans cette zone du pays, les 4 mois pluvieux sont réduits à 3. Une baisse de la pluviométrie mensuelle sur les 7 mois les plus pluvieux de l'année a également été constaté à la station de Guiglo dans le Sud-Ouest de la Côte d'Ivoire [41]. Ces résultats sont contraires à ceux trouvés dans la zone transfrontalière Tchad Cameroun [42], où la longueur de la saison des pluies est devenue plus courte et est marquée par des irrégularités des dates de début et de la fin.

V - CONCLUSION

L'étude de la variabilité de la pluviométrie dans la zone d'étude a montré la présence de rupture pluviométrique caractérisée par une tendance à la baisse. Cette baisse pluviométrique a été détectée à partir de l'approche exploratoire, des indices pluviométriques, des moyennes mobiles pondérées, des tests d'indépendance, d'homogénéité et de tendance. Elle s'est manifestée à partir de 1968 à Dimbokro. À Bocanda, l'année de rupture n'est pas très perceptible, cependant la série pluviométrique est caractérisée par une baisse à partir de 1975. Le déficit pluviométrique dans la zone d'étude est de l'ordre de 11 à 13 %. La baisse de la pluviométrie dans la zone d'étude est la conséquence de la baisse des pluies des mois de mai et de septembre à Dimbokro. A Bocanda elle est uniquement due à la baisse des pluies du mois d'octobre qui sont moins corrélées aux pluies annuelles. Les pluies des mois les plus corrélés aux pluies annuelles sont homogènes. Le mois de juin demeure le mois le plus pluvieux.

RÉFÉRENCES

- [1] - M. VANDIEPENBEECK, *Ciel et Terre*, 114 (2) (1998) 52 - 56
- [2] - O. CANTAT, *Sécheresse*, 6 (3) (1995) 273 - 279
- [3] - Institut International pour l'Environnement et le Développement (IIED), *"Impacts du changement climatique sur l'évolution et la viabilité de la réalisation des OMD sur l'ensemble du continent africain"*, Rapport (2008) 47 p.
- [4] - Y. L'HOTÉ, G. MAHE, B. SOME et J. P. TRIBOULET, *J. Sci. Hydrol*, 47 (2002) 563 - 572
- [5] - T. LEBEL and T. VISCHEL, *C. R. Geosci*, 337 (2005) 29 - 38
- [6] - L. COULIBALY, "Impacts de la dynamique de l'occupation du sol et des variations climatiques sur le fonctionnement hydrologique des petits réservoirs d'eau de surface : cas de la sous-préfecture de Ferkessédougou (Nord de la Côte d'Ivoire)", Thèse de Doctorat, Université Nangui Abrogoua, Abidjan, (2018)180 p.
- [7] - A. E. ASSEMIAN, K. F. KOUAME, V. E. DJAGOÛA, K. AFFIAN, J. P. R. JOURDA, M. ADJA, T. LASM ET J. BIEMI, *Revue des Sciences de l'Eau*, 26 (3) (2013) 247 - 261
- [8] - G. MAHE et J. C. OLIVRY, *C. R. Acad. Sci., Paris*, 328 (1999) 621 - 626
- [9] - D. SIGHOMNOU, "Analyse et redéfinition des régimes climatiques et hydrologiques du Cameroun : perspectives d'évolution des ressources en eau", Thèse de Doctorat d'Etat ès Sciences Naturelles, Université de Yaoundé I, Cameroun, (2004) 290 p.
- [10] - Y. T. BROU, "Climat, mutations socio-économiques et paysages en Côte d'Ivoire", Mémoire de synthèse des activités scientifiques présenté en vue de l'obtention de l'Habilitation à Diriger des Recherches, Université des Sciences et Techniques de Lille, France, (2005) 212 p.
- [11] - R. M. N. FOSSOU, T. D. SORO, R. K. OROU, O. Z. ONETIE et T. LASM, *Afrique SCIENCE*, 13 (4) (2017) 337 - 348
- [12] - S. KARIMOUNE, O. K. S. TANKO ET H. ISSIAKA, *GeoEco-Trop*, 41 (3) (2017) 359 - 374
- [13] - S. CISSE, L. EYMARD, J. A. NDIONE et A. T. GAYE, Analyse statistique des relations pluie-végétation au ferlo (*SÉNÉGAL*), XXVIII^e Colloque de l'Association Internationale de Climatologie, (2015) 307 - 312
- [14] - R. M. N. FOSSOU, N. SORO, V. B. TRAORE, T. LASM, S. SAMBOU, T. SORO, R. K. OROU, M. T. CISSE et A. KANE, *Afrique SCIENCE*, 10 (4) (2014) 118 - 134
- [15] - J. E. PATUREL, M. OUÉDRAOGO, E. SERVAT, G. MAHÉ, A. DEZETTER and J. F. BOYER, *Hydrological Sciences Journal*, 48 (1) (2003) 125 - 137
- [16] - D. YAO, C. DELOR, G. GADOU, P. KOHOU, A. OKOU, S. KONATE et I. DIABY, "Notice explicative de la carte géologique de la Côte d'Ivoire à 1/200 000, feuille de M'Bahiakro ", Mémoire de la Direction des Mines et de la Géologie, Abidjan, Côté d'Ivoire, N°2 (1990)
- [17] - D. YAO, C. DELOR, G. GADOU, P. KOHOU, A. OKOU, S. KONATE et I. DIABY, "Notice explicative de la carte géologique de la Côte

- d'Ivoire à 1/200 000, feuille de Dimbokro* ", Mémoire de la Direction des Mines et de la Géologie, Abidjan, Côte d'Ivoire, N°9 (1995)
- [18] - S. E. NICHOLSON, *The Holocene*, 4 (2) (1994) 121 - 131
- [19] - J. E. PATUREL, E. SERVAT, B. KOUAME, J. F. BOYER, N. H. LUBES et J. M. MASSON, "Procédures d'identification de « ruptures » dans des séries chronologiques– modification du régime pluviométrique en Afrique de l'Ouest non sahélienne", IAHS Publication, N° 238 (1996a)
- [20] - P. HUBERT, E. SERVAT, J. E. PATUREL, B. KOUAME, H. BENDJOUDI, J. P. CARBONEL et H. LUBES-NIEL, *IAHS*, 252 (1998) 267 - 273
- [21] - C. B. PENE et D. A. ASSA, *Sécheresse*, 1 (14) (2003) 43 - 52
- [22] - A. M. KOUASSI, "Caractérisation d'une modification éventuelle de la relation pluie débit et ses impacts sur les ressources en eau en Afrique de l'Ouest : cas du bassin versant du N'zi (Bandama) en Côte d'Ivoire". Thèse de Doctorat, Université de Cocody, Côte d'Ivoire, (2007) 210 p.
- [23] - P. J. LAMB, *Nature*, 299 (1982) 46 - 47
- [24] - A. ASSANI, *Sécheresse*, 10 (4) (1999) 245 - 252
- [25] - A. N. PETTITT, "A non-parametric approach to the change –point problem", *Application Statis*, 28 (2) (1979) 126 - 135
- [26] - P. HUBERT, J. P. CARBONEL et A. CHAUCHE, *Journal of Hydrology*, 110 (1989) 349 - 367
- [27] - P. HUBERT et J. P. CARBONEL, *Journal of Hydrology*, 95 (1987) 165 - 183
- [28] - A. KINGUMBI, "Modélisation hydrologique d'un bassin versant affecté par des changements d'occupation ; Cas du Merguellil en Tunisie centrale", Thèse de l'Ecole Nationale d'ingénieurs de Tunis, Tunisie, (2006) 199 p.
- [29] - B. S. ARDOIN-BARDIN, "Variabilité hydroclimatique et impacts sur les ressources en eau de grands bassins hydrographiques en zone soudano-sahélienne", Thèse de Doctorat, Université de Montpellier II, France, (2004) 437 p.
- [30] - H. B. MANN, "Non parametric tests against trend, econometrical", 13 (1945) 245 - 259
- [31] - M. G. KENDALL, "Rank correlation methods", *Water Resources Bulletin*, 24 (3) (1975) 505 - 512
- [32] - A. KINGUMBI, Z. BERGAOUI, J. BOURGES, P. HUBERT et R. KALLED, *UNESCO*, 51 (2000) 341 - 345
- [33] - F. KANOIN, M. B. SALEY et I. SAVANE, *European Journal of Scientific Research*, 26 (2) (2009) 209 - 222
- [34] - H. LUBES-NIEL, J. M. MASSON, J. E. PATUREL et E. SERVAT, *Revue des Sciences de l'Eau*, 3 (1998) 383 - 408
- [35] - Y. M. GNINRIN, Z. E. ZOGBO, N. P. YAO, A. DJAKO, *Revue Ivoirienne de Géographie des Savanes*, 3 (2017) 136 - 148
- [36] - B. T. A. GOULA, I. SAVANE, B. KONAN, V. FADIKA et G. B. KOUADIO, *Vertigo - La revue en sciences de l'environnement*, 7 (1) (2006) 1 - 12
- [37] - A. J. N'GUESSAN, K. B. YOBOUE et R. N'DAOULE, *European Scientific Journal*, 11 (35) (2015) 36 - 57

- [38] - E. A. ASSEMIAN, M. H. K. KANGA, K. KOUASSI, J. J. K. YAO et E. B. KOFFI, *Rev. Ivoir. Sci. Technol*, 31 (2018) 84 - 107
- [39] - A. BEDOUM, C. B. BIONA, M. ALLADOUM, I. ADOUM et L. BAOHOUTOU, *Rev. Ivoir. Sci. Technol*, 23 (2014) 13 - 30
- [40] - M. KOITA, "Caractérisation et modélisation du fonctionnement hydrodynamique d'un aquifère fracturé en zone de socle. Région de Dimbokro-Bongouanou (Centre Est de la Côte d'Ivoire)". Thèse de Doctorat, Université de Montpellier, (2010) 220 p.
- [41] - I. SAVANE, K. M. COULIBALY et P. GIOAN, *Sécheresse*, 12 (4) (2001) 231 - 237
- [42] - C. BOUKAR, G. V. TAO et R. A. FEUMBA, *Rev. Ivoir. Sci. Technol*, 34 (2019) 79 - 91