

Variabilité climatique et son incidence sur les ressources en eaux de surface : cas des stations de Bocanda et de Dimbokro, Centre-Est de la Côte d'Ivoire en Afrique de l'Ouest

**Rosine Marie N'guessan FOSSOU^{1*}, Nagnin SORO¹, Vieux Boukhaly TRAORE²,
Théophile LASM¹, Soussou SAMBOU², Tanina SORO¹, Rodrigue Kotchi OROU¹,
Mohamed Talla CISSE³ et Alioune KANE⁴**

¹ *Université Felix Houphouët Boigny, UFR Sciences de la Terre et des Ressources Minières (STRM),
22 BP 582 Abidjan 22, Côte d'Ivoire*

² *Université Cheikh Anta DIOP, Faculté des Sciences et Techniques, Département de Physique, Laboratoire
d'hydraulique et de Mécanique des Fluides, BP 5005 Dakar, Sénégal*

³ *UFR des Sciences et Technologies, Université de Thiès, Sénégal*

⁴ *Université Cheik Anta Diop de Dakar, Ecole Doctorale Eau et Qualité et Usage de l'Eau (EDEQUE)
BP 5005 Dakar-Fann, Sénégal*

* Correspondance, courriel : dellia120@yahoo.fr

Résumé

L'étude du changement climatique et de la variabilité climatique est d'une très grande importance pour la gestion et la planification des ressources en eau. Cet article examine l'impact du changement climatique sur l'évolution du N'zi (principal cours d'eau de la zone). Les séries chronologiques de pluies et de débits ont été utilisées à cet effet. L'application des méthodes de Nicholson, de Maillet ainsi que des tests statistiques de détection de ruptures (test de Buishand, test de Hubert, test de Lee Heghinian et test de Pettitt), et de tendances (test de Mann-Kendall, test de Sen's) ont permis d'une part de mettre en évidence une variabilité climatique caractérisée par une alternance de périodes humides, normales et sèches, et d'autre part de détecter des ruptures en 1968 pour Dimbokro et en 1975 pour M'bahiakro et Bocanda. Ces ruptures s'accompagnent d'une tendance de la baisse de la pluviométrie (10 à 18 %) et des volumes mobilisés par les aquifères (30 à 51 %). Ce travail constitue une base indispensable pour une meilleure connaissance des ressources en eau des bassins étudiés.

Mots-clés : *variabilité climatique, séries chronologiques, tendances et ruptures, tests statistiques, Côte d'Ivoire.*

Abstract

Climate variability and its impact on water resources of surface: case of stations of Bocanda and Dimbokro (east-central Côte d'Ivoire in West Africa)

Climate change and climate variability studies are of great importance for water resources and management and planning in this paper, we put our attention on the impact of these two phenomena on the water resources availability of the N'zi river basin (Main River of the area of study). Rainfall and runoff time series have been used for. Nicholson and Maillet methods and statistical tests for homogeneity (Buishand's, Hubert's, Lee and Heghinian's and Pettitt's tests) and for trend (Mann Kendall' test, and Sen's slope

estimator). Nicholson's and Maillet's method allow to put in evidence the climate variability with a random succession of periods of excess and deficits.

Statistical tests for homogeneity have detected downwards shifts (10% to 51%) in the time series of rainfall beginning in 1968 for Dimbokro and in 1975 for M'bahiakro and Bocanda and in the groundwater (30% to 51%). The work we present in this paper is a preliminary for efficient water management of the N'zi river basin.

Keywords : *climate variability, times series, statistical tests, homogeneity and trend test, Côte d'Ivoire.*

1. Introduction

Le changement et la variabilité climatique ont connu depuis une vingtaine d'années, un intérêt manifeste de la part des hydrologues. Les conséquences de ces phénomènes sur les ressources en eau sont particulièrement fortes et touchent de nombreux secteurs d'activité. Le changement climatique en Afrique Occidentale et Centrale non sahélienne s'est traduit par une sécheresse, qui s'est manifestée à partir de la fin de la décennie 1960 et le début des années 70 [1-7]. La Côte d'Ivoire, dont le développement économique était basé sur l'agriculture est très sensible au contexte climatique [8,9]. La variabilité climatique s'est traduite quant à elle par une fréquence accrue des événements extrêmes tels que les inondations et les sécheresses [10]. Ces phénomènes ont provoqué des déplacements massifs de population [18], une paralysie économique, et dans certains cas, famine et pertes en vie humaines. Le Centre-Est du pays dont fait partie la zone d'étude, était la principale zone de production de Cacao-Café. Cependant, la production agricole de cette zone connaît un déclin depuis les années 80 ([11]; [10]). Les problèmes liés à cette situation occupent une place importante parmi les préoccupations majeures des décideurs du pays. L'objectif de cette étude vise à caractériser la dynamique de la pluviométrie au Centre-Est de la Côte d'Ivoire à travers la recherche de ruptures et de tendances dans les séries chronologiques de variables climatiques, et à mettre en évidence son impact sur les ressources en eau de cette région. Les méthodes de Nicholson, de Maillet, ainsi que les tests statistiques de détection de ruptures et de tendances ont été appliquées aux données pluviométriques et hydrométriques des stations de la zone d'étude.

2. Présentation de la zone d'étude

La zone d'étude est située en Afrique de l'Ouest, 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. Elle s'étend sur une superficie de 5801,30 Km². Elle comprend 2 départements, 7 sous-préfectures et plus de 200 régions rurales (**Figure 1**). Le climat est de type tropical humide. Il comprend quatre saisons : deux saisons sèches et deux saisons des pluies (Mars, Avril, Mai, Juin et Septembre Octobre). La température moyenne est comprise entre 25 et 29°C. La région est relativement plate à l'exception de quelques montagnes à certains endroits dont la plus haute "Sui Boca " qui culmine à plus de 527m d'altitude. Selon les travaux de [12-14], deux dépressions importantes, forment les vallées du N'zi du Nord au Centre-Ouest. Du point de vue géologique, la zone d'étude est constituée de deux grands ensembles dont : un domaine granito-gneissique (complexe éburnéen) situé au Nord, à l'est et au Centre de la zone d'étude et un domaine volcano-sédimentaire (complexe Birimien) représenté essentiellement par les schistes qui occupent plus de la moitié de la zone d'étude. Le réseau hydrographique de la zone d'étude (**Figure 2**) est essentiellement constitué du N'zi et de ses affluents. Le bassin versant du N'zi est un sous bassin du bassin versant du fleuve Bandama qui a une superficie de 97 000 km², soit environ 30% de la superficie de la Côte d'Ivoire. Le N'zi se jette dans le Bandama à Tiassalé après avoir traversé M'bahiakro, Bocanda et Dimbokro.

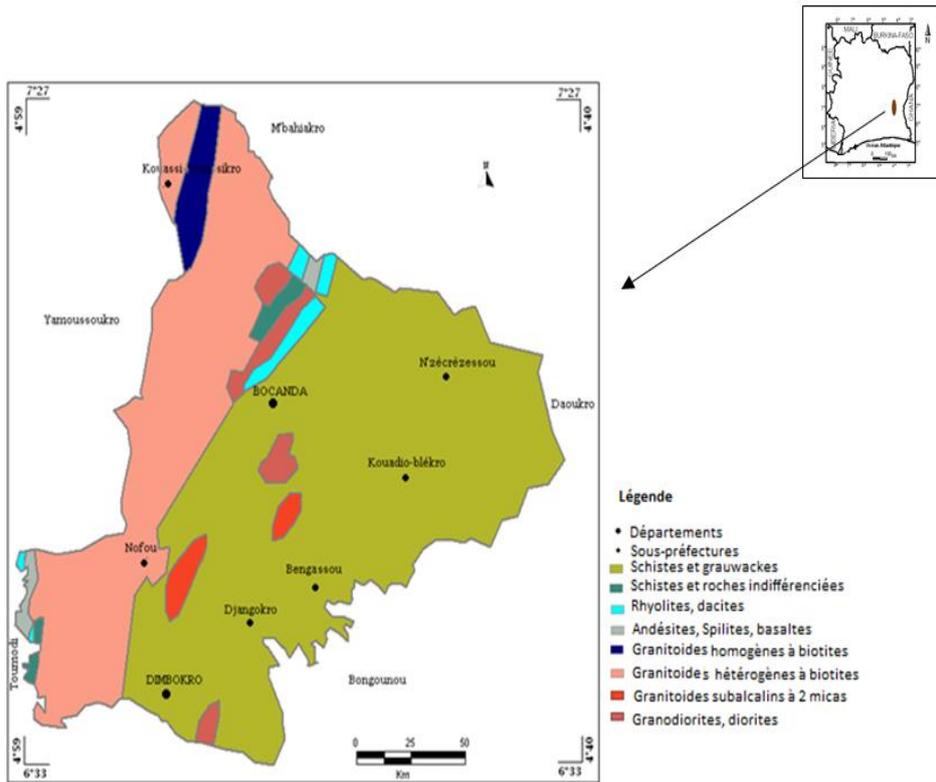


Figure 1 : Situation géographique et géologie de la zone d'étude

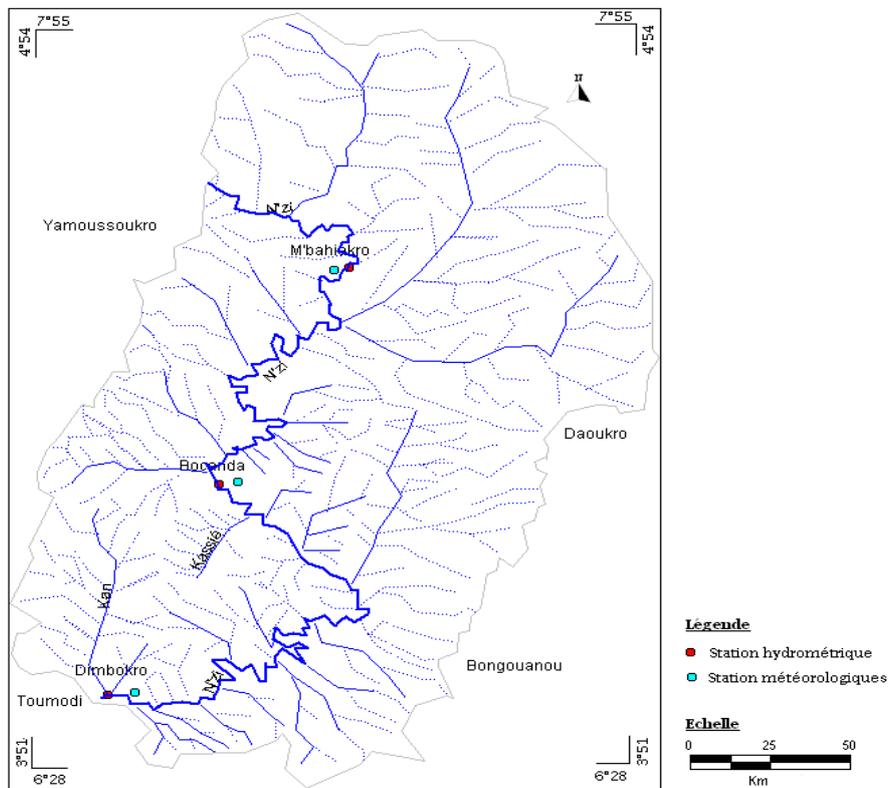


Figure 2 : Réseau hydrographique de la zone d'étude

3. Données et méthodes

3-1. Données utilisées

Les données utilisées sont les séries chronologiques de pluies et de débits des stations de M'bahiakro, Bocanda et Dimbokro. Les caractéristiques statistiques de ces séries sont réunies dans les **Tableaux 1 et 2**. Elles ont été fournies par la Société d'Exploitation et de Développement Aéroportuaire et Météorologique (SODEXAM) et la Direction de l'Hydraulique Humaine (DHH) de la Côte d'Ivoire. L'emplacement des stations d'observations est représenté sur la **Figure 2**.

Tableau 1 : Caractéristiques des données utilisées

Type de stations	Noms des stations	Coordonnées géographiques		Données utilisées	Chroniques
		Longitudes	Latitudes		
Pluviométrique	Bocanda	-4°32	7°03	Pluies mensuelles et annuelles	1954 - 2010
	Dimbokro	-4°42	6°39	Pluies mensuelles et annuelles	1922 - 2000
	M'bahiakro	-4°22	7°26	Pluies mensuelles et annuelles	1945 - 2000
Hydrométrique	Bocanda	-4°34	7°30	Débits annuels et journaliers	1955 - 1997
	Dimbokro	-4°44	6°39	Débits annuels et journaliers	1955 - 1997
	M'bahiakro	-4°21	7°26	Débits annuels et journaliers	1955 - 1997

Tableau 2 : Caractéristiques statistiques des données utilisées

Type de stations	Noms des stations	Moyenne	Ecartype	Coefficient de variation	Coefficient d'aplatissement	Coefficient d'asymétrie
Pluviométrique	Bocanda	1058,00	202,50	0,19	4,23	0,67
	Dimbokro	1162,00	224,60	0,19	10,66	1,89
	M'bahiakro	1088,97	251,70	0,23	2,68	0,46
Hydrométrique	Bocanda	516,72	417,07	0,80	5,00	1,56
	Dimbokro	541,70	433,50	0,80	5,95	1,71
	M'bahiakro	474,82	370,150	0,77	4,56	1,52

3-2. Méthodes

En plus des stations pluviométriques et hydrométriques de Bocanda et de Dimbokro, nous avons retenu la station de M'bahiakro qui est proche de la zone d'étude. Deux méthodes ont été utilisées : une méthode graphique fondée sur l'analyse de l'évolution des indices pluviométriques, des moyennes mobiles pondérées et des coefficients de tarissement et une méthode statistique basée sur l'utilisation de tests statistiques d'homogénéité (détection de ruptures) et de tendance.

Les tests statistiques ont été appliqués à l'aide du logiciel Khronostat (disponible gratuitement sur Internet), les coefficients de tarissement ont été calculés à partir du logiciel EVC, et l'indice pluviométrique à partir de la méthode de Nicholson. Les méthodes utilisées sont présentées ci-après.

3-2-1. Indice pluviométrique de Nicholson

Cet indice mesure l'écart par rapport à une moyenne établie sur une longue période en se référant aux données des stations. L'indice pluviométrique annuel est la variable centrée réduite des pluies annuelles [14]. Il est obtenu par calcul à l'aide de la formule de l'équation (1)

$$I_p = \frac{X_i - X_m}{\sigma} \tag{1}$$

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.

3-2-2. Filtre passe-bas de Hanning d'ordre 2 (« moyennes mobiles pondérées »)

Cette méthode permet d'éliminer les variations saisonnières dans une série chronologique donnée. La moyenne mobile pondérée est calculée par l'équation ci-dessous [16].

$$X(t) = 0,06x_{(t-2)} + 0,25x_{(t-1)} + 0,38x_{(t)} + 0,25x_{(t+1)} + 0,06x_{(t+2)} \tag{2}$$

Pour $3 \leq t \leq (v - 2)$

Où $X(t)$ est le total pluviométrique pondéré du terme t ; $X_{(t-2)}$ et $X_{(t-1)}$ sont les totaux pluviométriques principaux observés des deux termes qui précèdent immédiatement le terme t . $X_{(t+2)}$ et $X_{(t+1)}$ sont les totaux pluviométriques observés des deux termes qui suivent immédiatement le terme t . Les totaux pluviométriques pondérés des deux premiers [$X(1), X(2)$] et des deux derniers [$X(n-1), X(n)$] termes de la série sont calculés au moyen des expressions suivantes (n étant la taille de la série) :

$$X_{(1)} = 0,54X_{(1)} + 0,46X_{(2)} \tag{3}$$

$$X_{(2)} = 0,25X_{(1)} + 0,5X_{(2)} + 0,25X_{(3)} \tag{4}$$

$$X_{(n-1)} = 0,25X_{(n-2)} + 0,5X_{(n-1)} + 0,25X_{(n)} \tag{5}$$

$$X_{(n)} = 0,54X_{(n)} + 0,46X_{(n-1)} \tag{6}$$

Pour mieux visualiser les périodes de pluviométries déficitaires et d'excédentaires, les moyennes mobiles centrées et réduites sont calculées à partir de **l'équation (7)**.

$$Y'_t = (X_{(t)} - m) / \sigma \tag{7}$$

Où m est la moyenne de la série des moyennes pondérées et σ est l'écart type de la série des moyennes mobiles pondérées. Cette méthode paraît plus efficace car, elle permet de découper de façon perceptible les séries.

3-2-3. Tests statistiques d'homogénéité

3-2-3-1. Ellipse de contrôle ou Ellipse de Bois

Cette méthode complète le test de la statistique U de Buishand [17,18]. Il est possible de définir une région de confiance donnée, sous l'hypothèse nulle, la série des Sk^* . Pour un seuil de confiance de $1-\alpha/2$, la région de confiance est définie par l'équation 8 :

$$\pm \frac{U_{1-\alpha/2} \sqrt{k(N-k)}}{\sqrt{(N-1)}} D_X \quad (8)$$

C'est cette région de confiance qu'on appelle ellipse de contrôle.

3-2-3-2. Test de segmentation de Hubert (1989)

La procédure de segmentation de séries chronologiques a été présentée par [19]. Elle a été ensuite complétée par [20]. 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). La segmentation est définie de façon suivante : Toute série $x_i, i = 1, \dots, N$ avec $i_1 \geq 1$ et $i_2 \leq N$ ou $(i_1 < i_2$ constitue un segment de la série initiale des $(x_i), i=1, \dots, N$; 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.

3-2-3-3. Méthode Bayésienne de Lee et Heghinian [21]

Le modèle de base de la procédure est la suivante :

$$X_i = \begin{cases} \mu + \varepsilon_i & i = 1 \dots \tau \dots \\ \mu + \delta + \varepsilon_i & i = \tau + 1 \dots \dots \dots N \end{cases} \quad (9)$$

où les ε_j sont indépendants et normalement distribués, de moyenne nulle et de variance σ^2 . Les variables T, μ, δ et σ sont des paramètres inconnus. T et δ représentent respectivement la position de la rupture dans le temps et l'amplitude du changement sur la moyenne. Le changement éventuel (la position et l'amplitude) correspond au mode des distributions *a posteriori* de T et δ . La méthode fournit donc la probabilité que la rupture se produise au moment T dans une série où on suppose a priori qu'il y a effectivement un changement à un moment indéterminé.

3-2-3-4. Test de Pettitt (1979)

Le test de Pettitt est une version modifiée du test de Man-Whitney, il a été décrit par plusieurs auteurs [22-24]. Il permet de vérifier la stationnarité de la série pluviométrique. Cette série étudiée est divisée en deux (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. Ce test repose sur le calcul de la variable $U_{t,N}$ définie par l'équation (10) :

$$U_{t,N} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^N \quad (10)$$

Avec $D_{ij} = \text{sgn}(X_i - X_j)$ avec $\text{sgn}(X) = 1$ si $X > 0$ et -1 si $X < 0$

3-2-4. Tests statistiques de tendances

Les tests de tendances sont des tests qui permettent de dégager ou d'estimer par le biais de certaines méthodes l'existence ou non d'une tendance dans une série chronologique avec un niveau de signification donné.

3-2-4-1. Test de Mann – Kendall [25,26]

Le test non-paramétrique de Mann-Kendall [25,26] 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 définit la normale standard multivariable U_{MK} comme :

$$U_{MK} = \frac{S}{\sqrt{Var(s)}} \tag{11}$$

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n sgn(x_j - x_i) \tag{12}$$

$$sgn(x) = \begin{cases} 1, & x > 0 \\ 0, & x = 0 \\ -1, & x < 0 \end{cases} \tag{13}$$

$$Var(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i i(i-1)(2i+5)}{18} \tag{14}$$

Où S désigne la relation entre le nombre de paires d'observation, et n est le nombre total d'échantillons. Dans ce test l'hypothèse nulle H_0 « absence de tendance » est acceptée si la P_{value} est supérieur 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.

3-2-4-2. Test de Mann-Kendall avec saisonnalité

Le test saisonnier a les mêmes propriétés que le test non saisonnier, sauf qu'on tient compte du caractère saisonnier de la série. Autrement dit pour des données mensuelles ayant une saisonnalité de 12 mois, on ne cherche pas à savoir s'il y a une croissance globale sur la série, mais simplement si d'un mois de janvier à l'autre, d'un mois de février à l'autre, et ainsi de suite, il y a une tendance.

3-2-4-3. Estimateur de Sen's

La méthode de SEN'S [27] est utilisée pour estimer la pente d'une série chronologique de données régulièrement espacés. Elle consiste à calculer les pentes de toutes les données de la série. Ensuite à estimer la pente de Sen's par la pente médiane PM selon l'équation (15):

$$PM = \begin{cases} \frac{1}{2} \left(P_{\frac{N}{2}} + P_{\frac{N+2}{2}} \right) & \text{si } N \text{ est pair} \\ P_{\frac{N+1}{2}} & \text{si } N \text{ est impair} \end{cases} \tag{15}$$

Avec N : nombre de pentes calculées. Un intervalle de confiance soit Pente inférieur (Pinf) et Pente supérieur (Psup) est calculée pour définir l'intervalle de confiance réelle pour la pente médiane PM.

3-2-5. Calcul des variations moyennes

Pour les variables hydroclimatiques dont la série chronologique présente une rupture, il est intéressant de calculer les variations moyennes de part et d'autre de la rupture en appliquant, *l'équation (16)* selon [7].

$$D = \frac{X_j}{X_i} - 1 \quad (16)$$

Où X_j représente la moyenne sur la période après la rupture et X_i la moyenne sur la période avant la rupture.

3-2-6 Calcul du coefficient de tarissement : loi de Maillet

Le calcul de ce coefficient par dichotomie tel que proposé par [28] a été utilisé. L'expression mathématique du tarissement s'écrit selon l'équation 17 :

$$Q_t = Q_0 e^{-kt} \quad (17)$$

Avec : Q_t , le débit à l'instant t donné ; Q_0 le débit initial (débit au début du tarissement); et k le coefficient de tarissement de Maillet. En régime non influencé, on estime que la courbe annuelle de tarissement est l'expression de la vidange du réservoir souterrain. Et que la quantité d'eau récupérée à la station de jaugeage correspond exclusivement aux volumes dynamiques mobilisés par l'ensemble des aquifères du bassin. L'expression en m^3 du volume écoulé à chaque instant t est donnée par *l'équation (18)*:

$$V_{mobilisé} = \int_0^{+\infty} Q_0 e^{-kt} dt = \frac{Q_0}{k} \quad (18)$$

Où Q_0 est exprimé en m^3/s et k en $jours^{-1}$. (Q_0 est multiplié par 86 400 pour la compatibilité des unités).

4. Résultats et discussion

4-1. Fluctuation interannuelle de la pluviométrie

Les indices centrés réduites et pondérés de la pluviométrie ont été calculés pour les trois stations. La *Figure 3* illustre l'évolution de ces indices à la station de Bocanda. Elle montre qu'on peut découper l'évolution pluviométrique de la zone d'étude en période humide, normale et sèche. Une période normale se définit comme une période où les indices se répartissent de façon équilibrée de part et d'autre du zéro de l'axe des abscisses. Les caractéristiques de ces périodes sont consignées dans le *Tableau 3*. L'analyse de ce tableau montre une baisse de la pluviométrie dans la zone d'étude. Cette baisse pluviométrique survient simultanément à Bocanda et à M'bahiakro à partir de 1975 mais elle est précoce à Dimbokro où elle survient à partir de 1969. Les hauteurs moyennes de la pluviométrie pendant les périodes humides et sèches sont du même ordre de grandeur (10%).

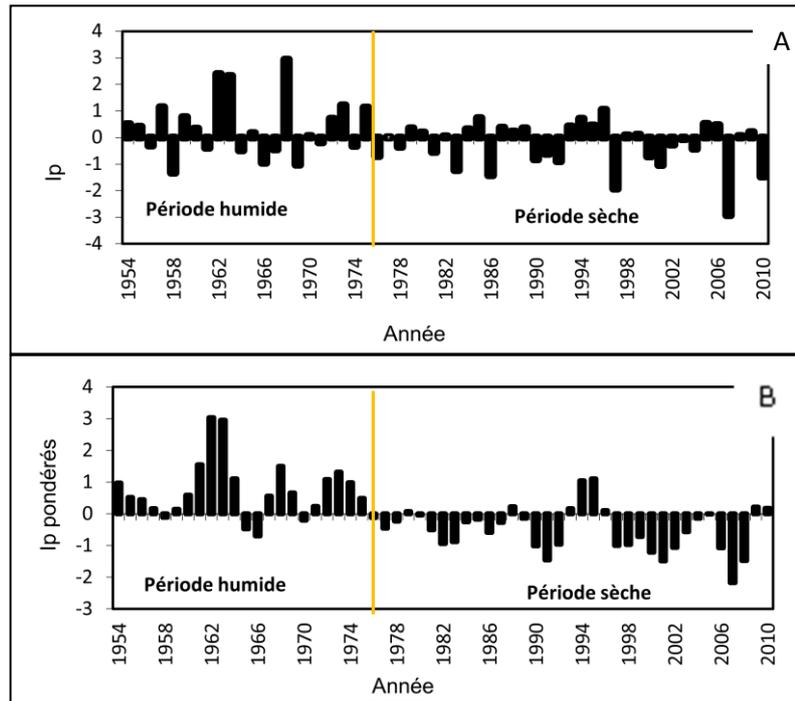


Figure 3 : Evolution pluviométrique annuelle de la pluviométrie à la station de Bocanda
A : indices centrés réduites, B : indices centrés réduites pondérées

Tableau 3 : Caractéristiques des périodes humide, normale et sèche

	Station Bocanda	Station Dimbokro	Station M'bahiakro
Période humide	1954-1975	1922-1940	1945-1975
Moyenne (mm)	1125,83	1294,51	1174,33
Ecartype	250,60	246,09	256,49
Période Normale		1941-1968	
Moyenne (mm)		1173,58	
Ecartype		256,44	
Période sèche	1976-2010	1969-2000	1976-2000
Moyenne (mm)	1009,00	1072,99	972,56
Ecartype	183,50	128,84	195,97

4-2 Tests statistiques de la pluviométrie

Les tests statistiques comprennent les tests d'homogénéité et les tests de tendances.

4-2-1. Tests d'homogénéité

Le **Tableau 4** présente la synthèse des résultats des tests d'homogénéité. Ces tests ont permis de détecter la présence ou non de rupture dans les séries pluviométriques étudiées. L'analyse du **Tableau 4** montre que les séries pluviométriques à M'bahiakro et à Dimbokro ne sont pas homogènes. Il y a des ruptures dans ces séries pluviométriques. Les années de ces ruptures sont 1975 pour M'bahiakro et 1968 pour Dimbokro. A Bocanda, la synthèse des tests montre que la série pluviométrique étudiée est homogène.

Le test de Hubert montre la segmentation des séries étudiées et le sens de la tendance (**Figure 4**). L'analyse de la **Figure** montre une tendance à la baisse de la pluviométrie à M'bahiakro et à Dimbokro, tandis qu'à Bocanda la pluviométrie est homogène.

Tableau 4 : Synthèse des résultats des tests statistiques des séries de la pluviométrie

STATIONS	Test d'homogénéité : série homogène				Année de rupture
	Ellipse de bois	Segmentation	Lee et Heghinian	Pettitt	
Bocanda	oui	oui	non	oui	
M'bahiakro	non	non	non	non	1975
Dimbokro	non	non	non	non	1968

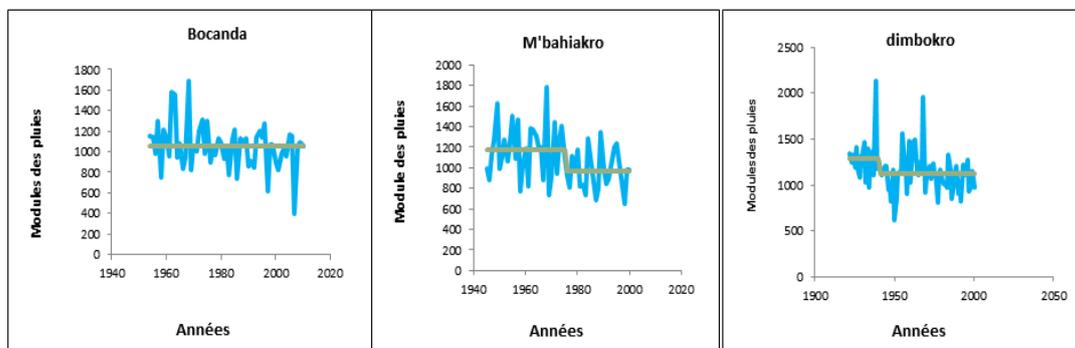


Figure 4 : Test de segmentation des pluies sur les trois stations

4-2-2. Tests de tendance

Les résultats des tests de tendance de Sen's et de Mann-Kendall non saisonnier sont consignés dans le **Tableau 5**. Ces résultats confirment ceux des tests d'homogénéité. La pluviométrie à M'bahiakro et à Dimbokro présentent une tendance à la baisse. A Bocanda, la pluviométrie ne présente pas de tendance. Le **Tableau 6** présente les résultats du test de Mann-Kendall saisonnier des mois pluvieux. L'analyse du tableau montre la présence de tendance à la baisse dans les saisons pluviométrique des trois stations. A la station de Bocanda, seules les pluies du premier mois de la petite saison des pluies a une tendance à la baisse. Ce résultat signifie qu'il y a une baisse dans la série annuelle étudiée, mais elle n'est pas significative au seuil de confiance étudié. L'année probable qui marque le début de cette baisse est 1975. A M'bahiakro, les premiers mois de la grande saison des pluies et le dernier mois de la petite saison des pluies présentent une tendance à la baisse. Tandis qu'à Dimbokro, seules deux mois de la grande saison des pluies présentent une tendance à la baisse. Le mois de Juin qui est le mois le plus pluvieux dans la zone d'étude ne présente pas de tendance.

Tableau 5 : Résultats des tests statistiques de tendance non saisonnier de la pluviométrie

Stations	Test de Sen's				Test de Mann-Kendall			
	Pinf	Pmoy	Psup	H0: tendance non significative	P. value	H0: absence de tendance	U.MK	Sens de la tendance
Bocanda	-5,07	-1,89	1,12	oui	0,19	oui	-1,3	Pas de tendance
Dimbokro	-4,28	-6,37	-1,19	non	0,03	non	-2,11	baisse
M'bahiakro	-5,67	-6,37	-0,59	non	0,001	non	-3,26	baisse

Tableau 6 : Résultats des tests statistiques de tendance saisonnier des mois pluvieux

Stations	Variables	P. value	H0: absence de tendance	U.MK	Sens de la tendance
BOCANDA	Pluies mars	0,322	oui	-0,989	pas de tendance
	Pluies Avril	0,292	oui	-1,053	pas de tendance
	Pluies Mai	0,843	oui	0,198	pas de tendance
	Pluies juin	0,882	oui	-0,148	pas de tendance
	Pluies Septembre	0,437	oui	-0,777	pas de tendance
	Pluies Octobre	0,009	non	-2,601	baisse
M'BHIAKRO	Pluies mars	0,03	non	-2,172	baisse
	Pluies Avril	0,008	non	-2,657	baisse
	Pluies Mai	0,875	oui	-0,157	pas de tendance
	Pluies juin	0,748	oui	-0,321	pas de tendance
	Pluies Septembre	0,911	oui	-0,112	pas de tendance
	Pluies Octobre	0,016	non	-2,41	baisse
DIMBOKRO	Pluies mars	0,281	oui	-1,078	pas de tendance
	Pluies Avril	0,041	non	-2,041	baisse
	Pluies Mai	0,049	non	-1,97	baisse
	Pluies juin	0,429	oui	-0,792	pas de tendance
	Pluies Septembre	0,121	oui	-1,553	pas de tendance
	Pluies Octobre	0,408	oui	-0,827	pas de tendance

4-3. Incidence de la baisse des pluies sur la pluviométrie annuelle disponible

Le **Tableau 7** montre la baisse de la hauteur moyenne pluviométrique aux différentes stations exprimée par le déficit pluviométrique. L'analyse du tableau révèle que le déficit pluviométrique est plus élevé à la station de M'bahiakro (17,18%) qu'aux deux autres stations (12,22% et 10,37% respectivement pour Dimbokro et Bocanda). Mais pour les trois stations le déficit enregistré est de l'ordre de 10%.

Tableau 7 : Déficients pluviométriques enregistrés aux différentes stations

Stations	Date de rupture	Moyenne avant rupture	Moyenne après rupture	Déficit (%)
Dimbokro	1968	1222,47	1072,99	12,22
Bocanda	1975	1125,83	1009,00	10,37
M'bahiakro	1975	1174,33	972,56	17,18

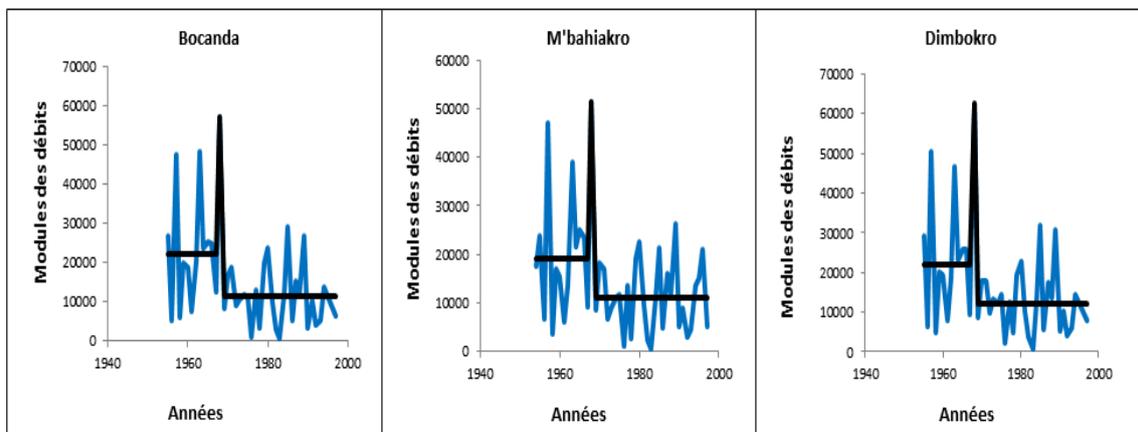
4-4. Incidence de la baisse de la pluviométrie sur les affluents du N'zi de la zone d'étude

4-4-1. Tests de détection de ruptures dans les séries de débits du N'zi de la zone d'étude

Le **Tableau 8** donne les résultats de l'approche statistique dans les trois stations étudiées. L'analyse de ce tableau montre des résultats presque identiques. En effet, ces séries ne sont pas homogènes. Il y a rupture en 1971. Le test de segmentation de Hubert (**Figure 5**) montre que la tendance de la rupture est à la baisse. A partir de 1971, les trois stations enregistrent des débits en décroissance. Cette décroissance du débit du N'zi dans la zone d'étude est la conséquence de la baisse de la pluviométrie qui se situe dans la même décennie. La détermination du coefficient de tarissement et du volume mobilisé par les aquifères la caractérisera mieux.

Tableau 8 : Synthèse des résultats des tests statistiques des séries de débits

STATIONS	Test d'homogénéité : série homogène				Années de rupture
	Ellipse de bois	Segmentation	Lee et Heghinian	Pettitt	
Bocanda	non	non	non	non	1971
M'bahiakro	non	non	non	oui	1971
Dimbokro	non	non	non	oui	1971

**Figure 5 : Test de segmentation des débits sur les trois stations**

4-4-2. Calcul du coefficient de tarissement

La **Figure 6** illustre la variation du coefficient de tarissement dans la zone d'étude. L'analyse de cette figure montre une tendance à la hausse. Ce résultat explique la baisse des débits détectée par les tests statistiques. Ce tarissement du N'zi est lié à la quantité des volumes mobilisés par les aquifères de la zone d'étude.

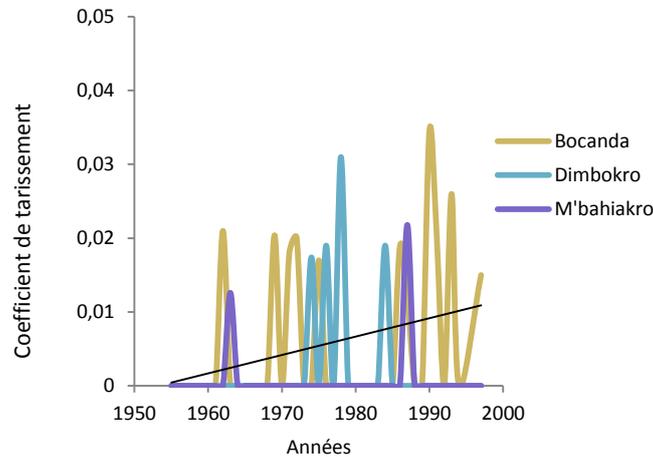


Figure 6 : *Variation interannuelle du coefficient de tarissement*

4-4-3. Volumes mobilisés par les aquifères

La **Figure 7** illustre l'évolution interannuelle du volume mobilisé dans les trois stations. Cette figure montre une diminution des volumes mobilisés par les aquifères à partir de 1971. Les déficits du volume mobilisé du N'zi sont calculés avant et après la rupture pluviométrique, afin d'identifier l'impact de la baisse de la pluviométrie sur l'écoulement du N'zi. Les résultats sont consignés dans le **Tableau 9**. L'analyse du tableau montre que le déficit du volume mobilisé par les aquifères à Dimbokro est plus grand que celui de Bocanda et de M'bahiakro.

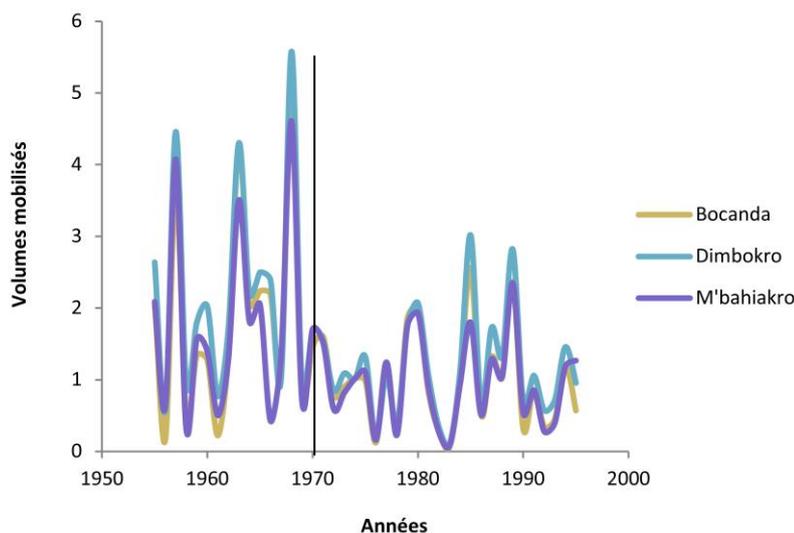


Figure 7 : *Evolution interannuelle des volumes mobilisés*

Tableau 9 : Déficients des volumes mobilisés par les aquifères dans la zone d'étude

Stations	Moyenne avant rupture (Km ³)	Moyenne après rupture (Km ³)	Déficit (%)
Dimbokro	2,35	1,16	50,63
Bocanda	1,66	0,96	42,16
M'bahiakro	1,56	0,97	37,82

5. Discussion

La variation interannuelle de la pluviométrie déterminée par les indices pluviométriques coïncide avec les tests statistiques. En effet, la rupture pluviométrique dans la zone d'étude est caractérisée par une baisse de la pluviométrie. Elle s'est produite à partir 1968 pour Dimbokro et 1975 pour M'bahiakro et Bocanda. A la station de Bocanda, les tests statistiques n'ont pas détecté de rupture significative. Ces résultats sont similaires à ceux de [29], qui ont travaillé dans la même zone sur la série pluviométrique de Daoukro (1956-2005). Ce cas a été observé également à Abengourou par [30]. Certaines stations dans cette étude n'ont pas connu de rupture dans les séries pluviométriques de 1950 à 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) étudiées par [31].

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 [23]. Par ailleurs, le déficit pluviométrique dans cette station est du même ordre de grandeur (10%) que dans les deux autres stations. C'est le cas en Tunisie centrale entre 1976 et 1989, où [32] mettent en évidence une baisse significative des précipitations annuelles sans rupture de stationnarité. La baisse de la pluviométrie dans cette zone de la Côte d'Ivoire a été mis en évidence dans d'autres travaux antérieurs parmi lesquels, [31] qui a trouvé la même année de rupture pour M'bahiakro (1975) ; [11] qui ont relevé dans leurs travaux la même période de rupture (1969) à Dimbokro et [10] qui a travaillé sur l'ensemble du bassin du N'zi. Au-delà de l'Afrique de l'ouest, cette même période de rupture a été observée. Il s'agit des travaux de [33] au Maroc septentrional où ils trouvent une baisse de la pluviométrie à partir de 1970. Par contre au nord de la Côte d'Ivoire, [34] trouvent des années de ruptures pluviométriques plus anciennes situées entre 1966-1981.

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 sahélienne comme non sahélienne [3- 20]. En effet, la baisse de la pluviométrie peut s'expliquer par une dérégulation dans la migration saisonnière du Front Intertropical (FIT) vers le Nord. Ce déplacement du FIT est sous la dépendance du contraste thermique entre le continent et les océans. Le déficit pluviométrique dans cette zone varie de 10,37 à 17,18%, soit un ordre de grandeur de 10%. Cette valeur de 10% 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 climat du centre de la Côte d'Ivoire [35]. Par contre les déficits pluviométriques enregistrés dans les stations du sud-ouest du pays sont relativement élevés. Ils varient de 13 et 28 % [36].

Le déficit pluviométrique est plus élevé à la station de M'bahiakro parce que les pluies des deux saisons sont en baisse. Cette baisse de la pluviométrie dans la zone d'étude a entraîné le tarissement du N'zi à partir de 1971. Les années de la baisse de la pluviométrie ne coïncident pas avec l'année qui amorce le tarissement du N'zi dans la zone d'étude à cause des interactions entre les bassins versants voisins. Mais les deux ruptures s'inscrivent dans la même période (à la fin des années 60 et les années 70). L'augmentation des coefficients de tarissements a été aussi observée sur cinq sous-bassins du fleuve Niger dès 1969 par [37]. [38]. Ils ont montré l'augmentation du coefficient de tarissement du Bani à Douna à partir de 1969. En Côte d'Ivoire ce phénomène a été observé par certains auteurs [39,40]) sur des cours d'eau ivoiriens (le Drou et le Cavally pour Savané et le N'zo et le Bafing pour Saley). Les résultats obtenus par ceux-ci révèlent que le tarissement est moins important au niveau du N'zi ($3,077.10^{-2} j^{-1}$) qu'au niveau du Cavally et du Drou où on enregistre successivement $5,7.10^{-2} j^{-1}$ et $3,6.10^{-2} j^{-1}$. Les aquifères de Dimbokro se vidant plus vite que ceux de Bocanda et de M'bahiakro or le déficit pluviométrique à M'bahiakro est plus élevé. En fait, la baisse de la pluviométrie n'est pas la seule cause de la baisse des débits du N'zi dans cette zone d'étude. Il faut aussi ajouter les interactions entre les cours d'eaux voisins et les causes anthropiques. La création de barrages en amont des stations de mesures et l'existence récente de zone de cultures le long du N'zi peuvent perturber le régime du cours d'eau. Par ailleurs la baisse de la pluviométrie peut être accentuée par la déforestation due à la démographie galopante.

6. Conclusion

L'objectif de cet article est d'examiner l'existence d'une variabilité climatique au Centre-Est de la Côte d'Ivoire, particulièrement à Bocanda et à Dimbokro et de montrer son impact sur le N'zi (affluent du Bandaman). Les méthodes de détermination des indices centrés et réduites et du coefficient de tarissement ainsi que les tests statistiques ont été appliquées aux données de pluies et de débits des stations pluviométriques et hydrométriques de la zone d'étude. Ces applications ont permis d'identifier des périodes humides, normales et sèches et de détecter des ruptures, en 1968 pour Dimbokro et 1975 pour M'bahiakro et Bocanda. Le déficit pluviométrique dans les trois stations est de l'ordre de 10%, mais il est plus élevé à M'bahiakro. Cette baisse pluviométrique a entraîné le tarissement du N'zi à partir de 1971. Ce tarissement est plus accentué à Dimbokro qu'aux deux autres stations. Ces résultats doivent servir de constat et de source de réflexion pour les autorités dans l'adaptation contre le réchauffement climatique.

Références

- [1] - S. E. NICHOLSON, Recent rainfall fluctuations in Africa and their relationship to past conditions over the continent, *The Holocene* 4 (2) (1994) 121-131.
- [2] - A. A. AKA, E. SERVAT, J. E. PATUREL ET B. KOUAME, Analyse de la variabilité temporelle des écoulements en Côte d'Ivoire: Approche statistique et caractérisation des phénomènes, *Journal des sciences hydrologiques*, 41(6) (1996) 959-970.
- [3] - E. SERVAT, J. E. PATUREL, B. KOUAME, M. TRAVAGLIO, M. OUEDRAOGO, J. F. BOYER, H. LUBES-NIEL, J. M. FRITSCH, J. M. MASSON ET B. MARIEU, Identification, caractérisation et conséquences d'une variabilité hydrologique en Afrique de l'Ouest et centrale, *IAHS Publication*, 252 (1998) 323-337.
- [4] - J. E. PATUREL, E. SERVAT ET M. O. DELATTRE, Analyse de séries pluviométriques de longue durée en Afrique de l'Ouest et centrale non sahélienne dans un contexte de variabilité climatique, *Journal des sciences hydrologiques*, 43(3) (1998) 937-945.

- [5] - M. OUEDRAOGO, Contribution à l'étude de l'impact de la variabilité climatique sur les ressources en eau en Afrique de l'Ouest. Analyse des conséquences d'une sécheresse persistante: normes hydrologiques et modélisation régionale, Thèse de l'Université de Montpellier II, France, (2001) 257.
- [6] - S. ARDOIN, H. LUBES-NIEL, E. SERVAT, A. DEZETTER ET J. F. BOYER, Analyse de la persistance de la sécheresse en Afrique de l'Ouest: caractérisation de la situation de la décennie 1990, *IAHS Publication*, 278, (2003) 223-228.
- [7] - B. S. ARDOIN, Variabilité hydroclimatique et impacts sur les ressources en eau de grands bassins hydrographiques en zone soudano-sahélienne. Thèse de l'Université de Montpellier II, France, (2004) 330.
- [8] - Y. T. BROU, Analyse et dynamique de la pluviométrie dans le Sud forestier ivoirien : recherche de corrélations entre les variables climatiques et les variables liées aux activités anthropiques, Thèse de Doctorat de 3ème cycle de l'Université de Cocody, Côte d'Ivoire, (1997) 211.
- [9] - S. BIGOT, Y. T. BROU, J. OSZWAID ET A. DIEDHIOU, Facteurs de la variabilité pluviométrique en Côte d'Ivoire et relations avec certaines modifications environnementales, *Sécheresse* 16 (1) (2005) 5-13.
- [10] - 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 de l'Université de Cocody-Abidjan, Côte d'Ivoire (2007) 210.
- [11] - B. T. A. GOULA, I. SAVANE, B. KONAN, V. FADIKA ET G. B. KOUADIO, L'impact de la variabilité climatique sur les ressources en eau des bassins du N'zo et du N'zi en Côte d'Ivoire (Afrique Tropicale humide), *Vertigo - La revue en sciences de l'environnement*, 7 (1) (2006) 1-12.
- [12] - J. C. MAILLARY, Notice explicative des cartes hydrogéologiques d'Abengourou et Dimbokro (1/200 000) (1964).
- [13] - A. ADOU, Reconnaissance hydrogéologique dans la Région de Dimbokro, Projet Mammouth, SODEMI Côte d'Ivoire, (1970).
- [14] - F. DELANY, Mission hydrogéologique des régions à substratum schisteux (Côte d'Ivoire), *Rapport de mission SODEMI Côte d'Ivoire*, (1965).
- [15] - P. J. LAMB, Persistence of Sub-Saharan drought, *Nature* 299 (1982) 46-47.
- [16] - A. ASSANI, Analyse de la variabilité temporelle des précipitations (1916-1996) à Lubumbashi (Congo-Kinshasa) en relation avec certains indicateurs de la circulation océanique (El Niño/La Niña), *Sécheresse*: 4(10) (1999) 245-252.
- [17] - P. H. BOIS, Hydrologie Générale, Institut Nationale Polytechnique de Grenoble, Ecole Nationale Supérieure d'Hydraulique et de Mécanique de Grenoble, (2000) 180.
- [18] - P. H. BOIS, C. H. Obléd, I. Zin, Introduction au traitement de données en hydrologie 7ème édition revue et complétée, Ecole Nationale Supérieure d'hydraulique et de Mécanique de Grenoble, (2007) 265.
- [19] - P. HUBERT ET J. P. CARBONEL, Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest. *Journal of Hydrology*, 95, (1987) 165-183.
- [20] - P. HUBERT, J. P. CARBONEL, ET A. CHAOUCHE, Segmentation des séries hydrométéorologiques: Application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest, *Journal of Hydrology*, 110 (1989) 349-367.
- [21] - A. F. S. LEE ET S. M. HEGHINIAN, A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables: A Bayesian approach, *Technometrics*, 19 (4) (1977) 503-506.
- [22] - A. N. PETTITT, A non-parametric approach to the change —point problem. *Appl. Statist*, 28(2) (1979) 126-135.
- [23] - H. LUBES-NIEL, J. M. MASSON, E. SERVAT, J. E. PATUREL, B. KOUAME ET J. F. BOYER, Caractérisation de fluctuations dans une série chronologique par application de tests statistiques Etude bibliographique, ORSTOM FRIEND AOC, *Programme ICCARE*, 3 (1994). 21.

- [24] - H. LUBES-NIEL, J. M. MASSON, J. E. PATUREL ET E. SERVAT, Variabilité climatique et statistiques. Etude par simulation de la puissance et de la robustesse de quelques tests utilisés pour vérifier l'homogénéité de chroniques, *Revue des sciences de l'eau*, 3 (1998) 383-408.
- [25] - H. B. MANN, Nonparametric Tests against Trend, *Econometrical*, 13 (1945) 245-259.
- [26] - M. G. KENDALL, RANK, Multivariate Nonparametric Tests for Trend in Water Quality, *Water Resources Bulletin* 24(3) (1975) 505-512.
- [27] - J. S. BRAUNER, Sen's method in environmental pollution, *Environnement sampling&monitoring primer*. <http://www.webapps.cee.vt.edu/ewr/environmental/teach/smprimer/sen/sen.html>, (1997).
- [28] - I. SAVANE, K. M. COULIBALY ET P. GION, Etude comparative de trois méthodes de calcul du coefficient de tarissement des cours d'eau, *Sécheresse* 14 (1) (2003) 37-42.
- [29] - F. KANOHIN, M. B. SALEY ET I. SAVANE, Impacts de la variabilité climatique sur les ressources en eau et les activités humaines en zone tropicale humide: cas de la région de Daoukro en Côte d'Ivoire. *European Journal of Scientific Research*, 26 (2) (2009) 209-222.
- [30] - T. BROU. E. SERVAT, ET J. E. PATUREL, "Activités humaines et variabilité climatique: cas du sud forestier ivoirien", *IAHS*, 252 (1998) 365-373.
- [31] - 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.
- [32] - A. KINGUMBI, Z. BERGAOUI, J. BOURGES, P. HUBERT ET R. KALLED, Étude de l'évolution des séries pluviométriques de la Tunisie centrale. *Documents Techniques en Hydrologie*, ("Hydrologie des Régions Méditerranéennes" Actes du Séminaire de Montpellier), *UNESCO Paris*, 51 (2000) 341-345.
- [33] - A. SEBBAR, W. BADRI, M. HSAINE ET A. SALIOU, Etude de la variabilité du régime pluviométrie au Maroc septentrional (1935-2004), *Sécheresse*, 22 (3) (2011). 139-148.
- [34] - T. D. SORO, K. B DJÈ, K. E. AHOUSSE, G. SORO, A. M. KOUASSI, K. E. KOUADIO, OGA Y. M.S AND N. SORO, Climate Variability Impact on Groundwater Resources in the Highest Bandama Watershed at Tortiya (Northern Côte D'Ivoire), *American Journal of Environmental Protection*. 2 (4), (2013) 103-112.
- [35] - 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.
- [36] - T. D. SORO., N. SORO., Y. M. S. OGA, T. LASM, G. SORO., K. E. AHOUSSE ET J. BIEMI, Variabilité climatique et son impact sur les ressources en eau dans le degré carré de grand-lahou (sud-ouest de la côte d'ivoire). *Géographie Physique et Environnement*, (5) (2011). 55-72.
- [37] - G. MAHE, R. DESSOUASSI, C. BANDIA, ET J. C. OLIVRY, Comparaison des fluctuations interannuelles de piézométrie, précipitation et débit sur le bassin versant du Bani à Douna au Mali, *IAHS Publication*, 252 (1998) 289-295.
- [38] - J. C. OLIVRY, J. P. BRICQUET ET G. MAHE, Variabilité de la puissance des crues des grands cours d'eau d'Afrique intertropicale et incidence de la baisse des écoulements de base au cours des deux dernières décennies, *IAHS Publication*, 252 (1998) 189-197.
- [39] - I. SAVANE, K. M. COULIBALY ET P. GIOAN, Variabilité climatique et ressources en eaux souterraines dans la région semi-montagneuse de Man, *Sécheresse*, 12 (4) (2001). 231-237.
- [40] - M. B. SALEY, Systèmes d'information à référence spatiale, discontinuités pseudoimages et cartographies thématiques des ressources en eau de la région semi-montagneuse de Man (Ouest de la Côte d'Ivoire), Thèse de Doctorat de l'Université de Cocody-Abidjan Côte d'Ivoire, (2003) 209.