



VARIABILITE CLIMATIQUE ET SON IMPACT SUR LES RESSOURCES EN EAUX SOUTERRAINES : CAS DES STATIONS DE BOCANDA ET DE DIMBOKRO AU CENTRE- EST DE LA COTE D'IVOIRE (AFRIQUE DE L'OUEST)

**FOSSOU R.M.N¹, LASM T.^{1*}, SORO N.¹, SORO T.¹, SORO G.¹,
DE LASME O.Z.², BAKA D.¹, ONETIE O.Z.¹, OROU R.¹,**

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

²Département de Biologie, Université Péléforo Gon Coulibaly, BP 1328 Korhogo,
Côte d'Ivoire.

theophile_lasm@yahoo.fr

RESUME

La présente étude porte sur les départements de Bocanda et de Dimbokro au centre-est de la Côte d'Ivoire. Elle a pour objectif d'étudier la variabilité climatique dans ces régions et de montrer son impact sur les ressources en eau souterraine. Des données hydroclimatiques ont été utilisées. Plusieurs méthodes statistiques (indices centrés réduits, test de Hubert, test de Pettitt, test de Mann-Kendall et test de Sen's) et de bilan (méthode de Thornwaithe) ont été employées. L'application des indices centrés réduits aux séries pluviométriques a mis en évidence une variabilité climatique caractérisée par une alternance de phases humides, normales et sèches. Les méthodes statistiques ont montrée des ruptures en 1968 pour Dimbokro et 1975 pour M'Bahiakro et Bocanda. Ces ruptures sont accompagnées d'une tendance à la baisse de la pluviométrie de 10 à 18% et de la lame d'eau infiltrée de 19 à 33%. Ces résultats ont montré l'existence d'une variabilité climatique et son incidence réelle sur les ressources en eau souterraine dans les départements de Bocanda et de Dimbokro. Ils pourront être utilisés pour une meilleure gestion de leurs ressources.

Mots-Clés: Variabilité climatique, Méthodes statistiques, Pluviométrie, Ressource en eau, Côte d'Ivoire.

ABSTRACT

This study focuses on the departments of Bocanda and Dimbokro at the east-central Côte d'Ivoire. It aims to study climate variability in these areas and show its impact on groundwater resources. Hydroclimatic data were used. Several statistical methods (reduced centered indexes, Hubert-test, Pettit-test, Mann-Kendall and Sen's tests) and balance (Thornwaithe method) were used. The application of reduced centered indexes showed a climate variability characterized by alternating periods wet, normal and dry. Statistical methods have detected some breaks happen in 1968 for Dimbokro and 1975 for M'Bahiakro and Bocanda. These breaks are accompanied with a downward trend of rainfall from 10 to 18% and the infiltrated water from 19 to 33%. These results showed existence of climate variability and its real impact on the groundwater resources of departments Bocanda and Dimbokro. They can be used to better manage their resources.

Keywords: Climatic variability, Statistical methods, Rainfall, Water resources, Ivory Coast.

INTRODUCTION

Les changements climatiques sont à l'origine de plusieurs catastrophes naturelles (inondation, sécheresse, désertification, etc.) dans le monde. Ces changements ont entraînés les déplacements massifs des populations, une perturbation de l'économie, et dans certaines situations, les famines et des pertes en vie humaines. Ainsi, les problèmes liés aux changements climatiques occupent une place de choix parmi les préoccupations majeures de ce siècle. L'étude de la variabilité climatique a donc un intérêt particulier tant pour la recherche scientifique, pour les ressources en eau, pour l'économie d'une région que pour les populations elles-mêmes. De nombreuses études sur la variabilité climatique (Nicholson, 1994; Aka et al., 1996; Brou, 1997 ; Servat et al., 1998; Paturel et al., 1998; Ouédraogo, 2001; Ardoin et al., 2003; Ardoin, 2004; Bigot et al., 2005), ont été entreprises dans plusieurs régions de l'Afrique de l'Ouest et Centrale non sahélienne. Ces études ont montrées qu'une tendance à la sécheresse s'est manifestée à partir de la fin de la décennie 1960 et le début des années 70. Cette sècheresse a provoqué un tarissement des cours d'eau et une baisse des niveaux piézométriques des nappes en Côte d'Ivoire (Brou, 1997; 2005; Bigot et al., 2005). Cette situation est à l'origine du déplacement de la boucle du Cacao en Côte d'Ivoire. Initialement cette boucle était située au Centre-est du pays elle est maintenant à l'Ouest dans la région de Soubré. En effet, le déficit agricole enregistré dans cette zone au cours de cette période est à la base du dépeuplement massif avec une économie toujours en chute libre. Le

facteur le plus important du climat reste la pluviométrie, car, elle a un impact direct sur le bilan hydrique, les populations et les écosystèmes.

Cette étude se propose de caractériser la variabilité climatique au Centre-est de la Côte d'Ivoire et son impact sur ces ressources en eaux souterraines.

PRESENTATION DE LA ZONE D'ETUDE

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. Elle couvre une superficie de 5 800 km² et comprend 2 départements, 7 Sous-préfectures et plus de 200 villages (Figure 1). Le climat est de type tropical humide avec 4 saisons dont 2 saisons sèches et 2 saisons des pluies (Mars à Juin et Septembre à Octobre). La température moyenne de cette région est comprise entre 25 et 29°C. Au plan géomorphologique, la région est relativement plate à l'exception de quelques sommets qui interrompent cette monotonie. Le plus haut sommet est le mont "Sui Boca " culminant à plus de 527m d'altitude. Selon Maillary (1964), Adou (1970) et Delany (1965), deux dépressions importantes, forment les vallées du N'zi du Nord au Centre-Ouest.

Au plan géologique, la géologie de la zone d'étude est constituée de 2 grands ensembles :

- un domaine granito-gneissique (complexe éburnéen) situé au nord, à l'est et à quelques endroits au centre de la zone d'étude ;
- un domaine volcano-sédimentaire (complexe Birimien) représenté essentiellement de schistes et occupe plus de la moitié de la zone d'étude.

Le réseau hydrographique 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. Les eaux souterraines de la zone d'étude se situent à une profondeur de 1,28 à 62,92 m avec une moyenne de 20,12 m par rapport au toit du socle. Par rapport à la surface topographique, ces profondeurs varient de 18,31 à 121 m avec une moyenne de 58,28 m. Ces fortes profondeurs s'expliquent par les fortes épaisseurs d'altération.

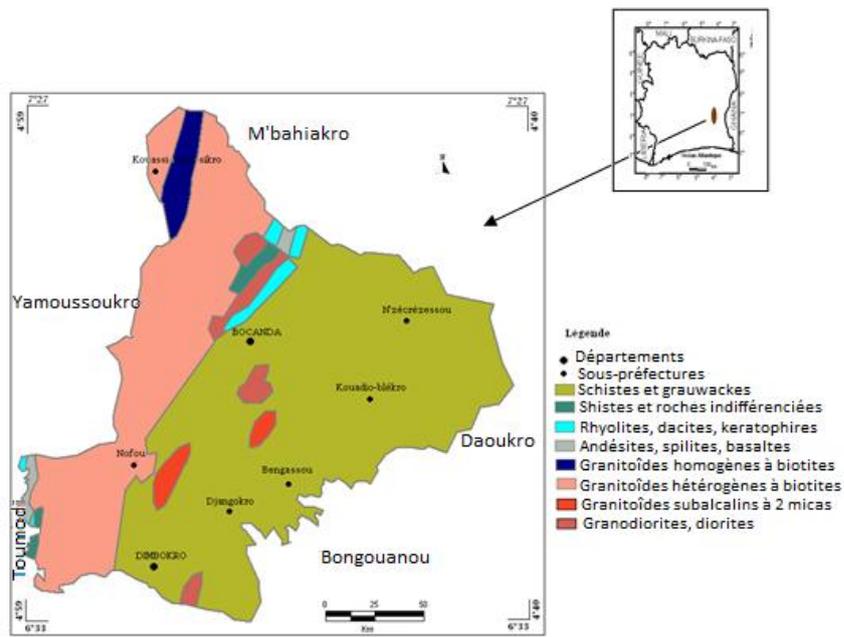


Figure 1 : Situation géographique et géologie de la zone d'étude

MATERIEL ET METHODES

Matériel

Les données utilisées sont de type hydroclimatique (Tableau 1). Elles ont été fournies par la Société d'Exploitation et de Développement Aéroportuaire et Météorologique (SOEXAM). Le logiciel Khronostat a été utilisé pour cette étude.

Tableau 1 : Données pluviométriques des stations étudiées

Type de stations	Noms des stations	Coordonnées géographiques		Données utilisées	Chroniques
		Longitudes	Latitudes		
Pluviométrique	Bocanda	4°32	7°03	Données annuelles et journalières	1954 - 2010
	Dimbokro	4°42	6°39	Données annuelles et journalières	1922 - 2000
	M'bahiakro	4°22	7°26	Données annuelles et journalières	1945 - 2000

Méthodes

L'approche méthodologique se divise en deux étapes. Une étude statistique, basée sur l'utilisation des tests statistiques et une évaluation des variables caractéristiques des eaux souterraines. L'étude prend en compte la station la plus proche de la zone d'étude, M'bahiakro.

Étude de la variabilité climatique

• 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 calcul à l'aide de l'équation 1 (Lamb, 1982) :

$$I_p = (X_i - X_m) / \sigma \quad (1)$$

avec

X_i : Pluviométrie de l'année i ;

X_m : Pluviométrie moyenne interannuelle sur la période de référence ;

σ : Ecart 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'une succession d'équations (Assani, 1999). Ces équations permettent d'estimer chaque terme de la série :

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

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

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) :

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

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

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

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

Pour mieux visualiser les périodes de déficit et d'excédent pluviométrique les moyennes mobiles ont été centrées et réduites au moyen de la formule suivante :

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

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.

Tests statistiques d'homogénéité

- **Test de segmentation d'Hubert (1989)**

La procédure de segmentation de séries chronologiques a été présentée par Hubert et Carbonnel (1987) et ensuite complétée par Hubert et al. (1989) in Kingumbi (2006). Le principe de cette procédure est de « découper » la série en m segments ($m \geq 1$) 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. La segmentation est définie de façon suivante :

toute série $x_{(i)} = x_{i_2}$ avec $i_1 \geq 1$ et $i_2 \leq N$ où (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.

- **Test de Pettitt (1979)**

Le test de Pettitt est une version modifiée du test de Man-Wihtney, il a été décrit par plusieurs auteurs (Pettitt, 1979; Lubes et al., 1994; Lubes-Niels et al., 1998). 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 2 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. La mise en œuvre du test suppose que pour tout instant t compris entre 1 et N , les séries chronologiques $(X_i)_{i=1}$ à t et $t + 1$ à N appartiennent à la même population. Ce test repose sur le calcul de la variable $U_{t,N}$ définie par :

$$U_{t,N} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^N D_{ij} \tag{8}$$

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

Soit K_n , la variable par le maximum en absolue de $U_{t,N}$, pour t variant de 1 à $N-1$. Si k désigne la valeur de K_n prise sur la série étudiée, sous l'hypothèse nulle, la probabilité de dépassement de la valeur k est donnée approximativement par :

$$\text{Prob}(K_n > k) \approx 2 \exp(-6k^2 / (N^3 + N^2))$$

Pour un risque de 1^{ère} espèce α donné, si $\text{prob}(K_n > k)$ est inférieur à α , l'hypothèse nulle est rejetée.

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.

• **Test de Mann-Kendall**

Le test non-paramétrique de Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1975) 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 :

$$U_{MK} = \frac{S}{\sqrt{Var(s)}} \tag{9}$$

Où :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \tag{10}$$

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, x > 0 \\ 0, x = 0 \\ -1, x < 0 \end{cases} \tag{11}$$

$$Var(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i i(i-1)(2i+5)}{18} \tag{12}$$

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} est supérieur à 5%. Dans ce cas la série chronologique étudiée ne présente pas de tendance. Si la P_{value} est inférieur à 5%, alors la variable étudiée présente une tendance. Le sens de la tendance est définie 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.

• **Estimateur de Sen's**

La méthode de SEN'S (Braumer, 1997) 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 selon l'équation suivante :

$$P_{ij} = (X_j - X_i) / (j - i) \tag{13}$$

avec P_{ij} : la pente calculée entre les points de données i et j, X_j : la donnée de mesures à la date j et X_i celle à la date i, ($i = 1, 2, 3, 4, \dots, n$ et $j = i+1, \dots, n$) L'estimateur de la pente de Sen's est donné par la pente médiane PM, selon l'équation suivante :

$$PM = \begin{cases} \frac{1}{2} \left(\frac{P_N}{2} + \frac{P_{N+2}}{2} \right) & \text{si N est pair} \\ \frac{P_{N+1}}{2} & \text{si N est impair} \end{cases} \quad (14)$$

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.

Pinf=M1 et Psup= M2. + 1.

$$\begin{cases} M1 = \frac{N - C}{2} \\ M2 = \frac{N + C}{2} \end{cases} \quad (15)$$

avec N : nombre de pentes calculées ;

C : la portée des rangs pour l'intervalle de confiance donné,

$$C = \frac{Z}{1 - \frac{\alpha}{2}} \sqrt{\text{Var}(S)} \quad (16)$$

Où la variable centrée réduite $Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ est lue sur la table de Gauss et la variance de

Mann-Kendall Var(S) est déterminée par :

$$\text{Var}(S) = \frac{1}{18} \left[n(n-1)(2n+5) \sum_{p=1}^q (t_p - 1)t_p(2t_p + 5) \right] \quad (17)$$

avec n : le nombre d'observations, q : le nombre de valeurs identiques et t_p : le nombre de répétition pour chaque valeur identique.

• 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 la formule suivante (Ardoin, 2004):

$$D = (X_j / X_i) - 1 \quad (18)$$

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

Bilan hydrique

Pour la détermination du bilan hydrique, la méthode de THORNTHWAITE a été retenue, compte tenu des données disponibles. Les principaux paramètres calculés sont l'évapotranspiration potentielle (ETP), l'évapotranspiration réelle (ETR) et l'excédent ou infiltration efficace.

RESULTATS ET DISCUSSION

Fluctuation interannuelle de la pluviométrie

La variation des indices pluviométriques est représentée pour les stations de Bocanda, M'Bahiakro et Dimbokro. La figure 2 illustre cette variabilité à la station de Bocanda. L'analyse de l'évolution des indices pluviométrique montre une période humide, normale et sèche. Les caractéristiques de ces périodes sont consignées dans le tableau 1.

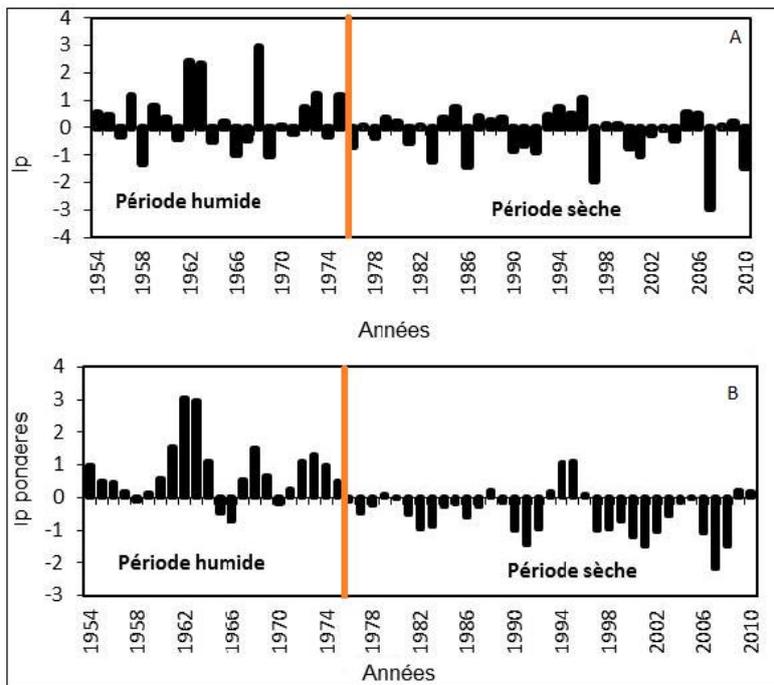


Figure 2 : Evolution pluviométrique annuelle de la pluviométrie à la station de Bocanda. A : indices centrés réduits, B : indices centrés réduits pondérés

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, bien que les séries n'aient la même taille.

Tableau 1 : 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
Ecart-type	250,60	246,09	256,49
Période normale		1941-1968	
Moyenne (mm)		1173,58	
Ecart-type		256,44	
Période sèche	1976-2010	1969-2000	1976-2000
Moyenne (mm)	1009,00	1072,99	972,56
Ecart-type	183,50	128,84	195,97

Tests statistiques de la pluviométrie

- **Tests d'homogénéité**

La synthèse des résultats des tests d'homogénéité est résumée dans le tableau 2. Ces tests ont permis de détecter la présence ou non de rupture dans les séries pluviométriques étudiées (figure 3).

Tableau 2 : Synthèse des résultats des tests statistiques des séries de la pluviométrie

STATIONS	Tests d'homogénéité : série homogène		Année de rupture
	Segmentation	Pettitt	
Bocanda	oui	oui	
M'bahiakro	non	non	1975
Dimbokro	non	non	1968

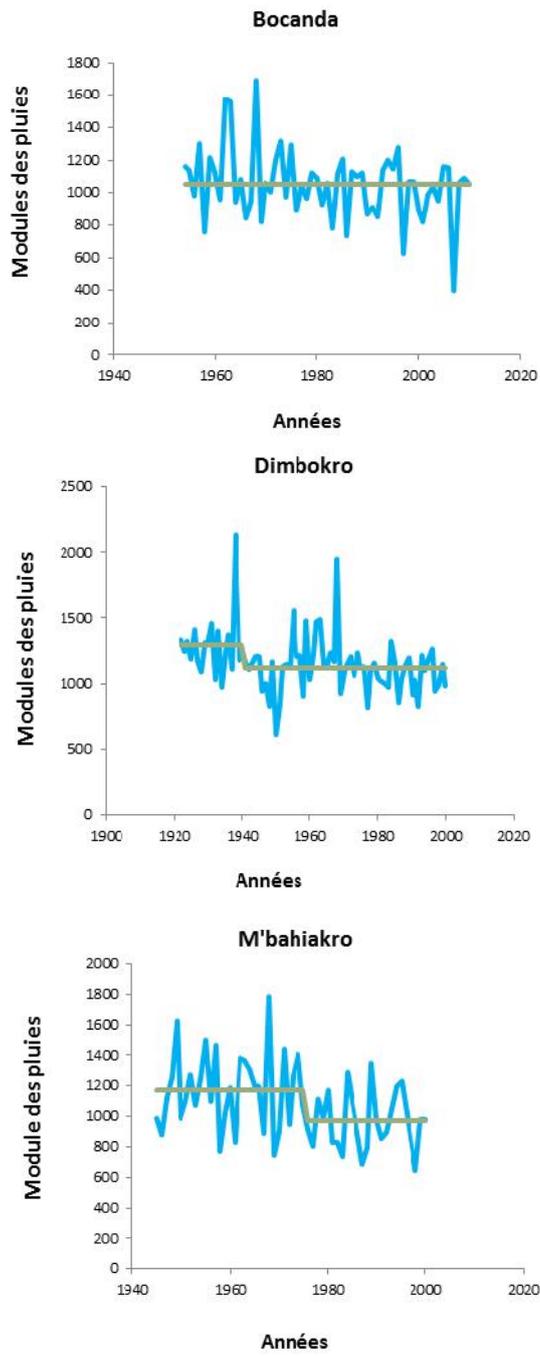


Figure 3 : Test de segmentation sur les trois stations

Tests de tendance

Les résultats des tests de tendance de Sen's et de Mann-Kendall non saisonnier sont consignés dans le tableau 3. 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.

Tableau 3 : Résultats des tests statistiques de tendance non saisonnier de la pluviométrie

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

Incidence de la baisse des pluies sur la pluviométrie annuelle disponible

Le tableau 4 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 4 : Déficit pluviométrique enregistré 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

Incidence de la baisse de la pluviométrie sur les eaux souterraines de la zone d'étude

Le bilan hydrologique a été calculé avant et après la baisse de la pluviométrie. Les résultats sont consignés dans le tableau 5.

Tableau 5: Synthèse du bilan hydrologique dans la zone d'étude

Stations	Avant rupture				
	Pluies	ETR	Ri	S	Excédent
Bocanda	1133,49	1233,49	454,67	0	-100
M'Bahiakro	1177,72	1277,72	610,94	0	-100
Dimbokro	1288,52	1388,52	1090,34	0	-100
Stations	Après rupture				
	Pluies	ETR	Ri	S	Excédent
Bocanda	1009,5	1109,5	279,99	0	-100
M'Bahiakro	978,67	1078,67	206,27	0	-100
Dimbokro	1072,99	1172,99	340,06	0	-100

L'analyse du tableau montre des résultats identiques pour les trois stations. En effet, le bilan annuel de la pluie est sensiblement égal à celui de l'ETR. Il s'en suit un ruissellement nul et un excédent inexistant. Ces résultats impliquent que, l'infiltration est négligeable dans cette zone. En effet, la température importante de cette zone ne permet pas un écoulement parce que la pluviométrie n'est pas assez importante pour équilibrer l'ETP. Cependant, il y a une recharge pendant les mois pluvieux. Ainsi, l'évolution saisonnière des pluies et de l'ETP avant et après rupture est représentée sur les figures 4, 5 et 6. L'analyse de la figure montre une réduction des mois de recharge. Initialement la recharge s'effectuait sur trois mois, elle est passée à deux puis à un mois. L'essentiel de l'infiltration se fait pendant le mois le plus pluvieux qui est le mois de Juin. La lame d'eau infiltrée du mois de Juin est donc déterminée avant et après la rupture afin d'analyser sa variabilité.

Variabilité climatique et son impact sur les ressources en eaux souterraines : Cas des stations de Bocanda et de Dimbokro au centre-est de la côte d'Ivoire (Afrique de l'Ouest)

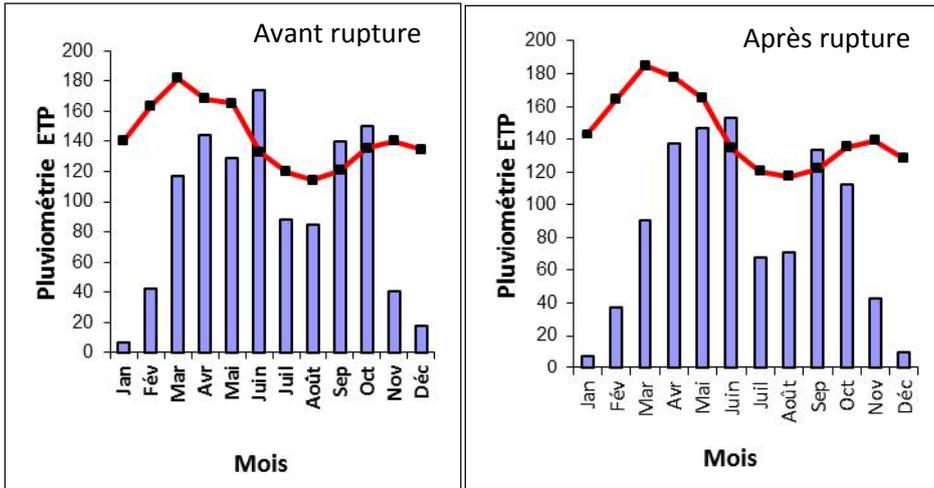


Figure 4 : Evolution saisonnière de la pluie et de l'ETP avant et après rupture à Bocanda.

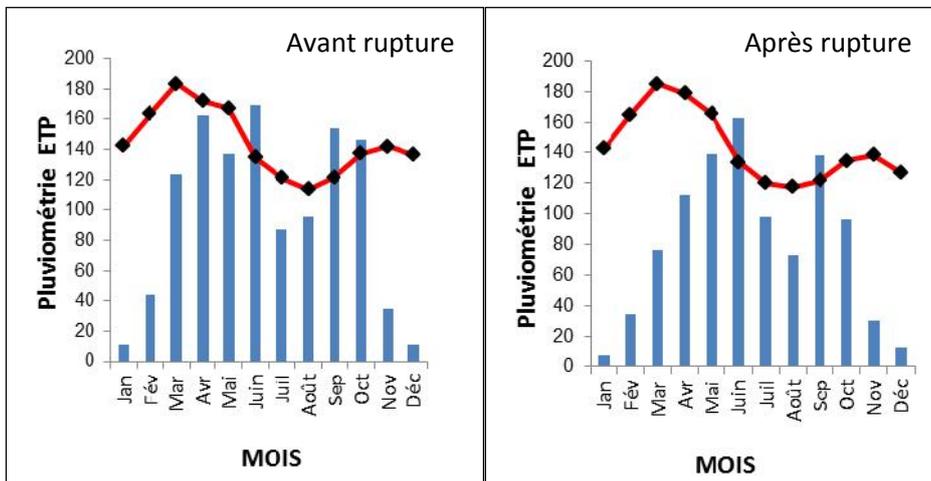


Figure 5 : Evolution saisonnière de la pluie et de l'ETP avant et après rupture à M'Bahiakro.

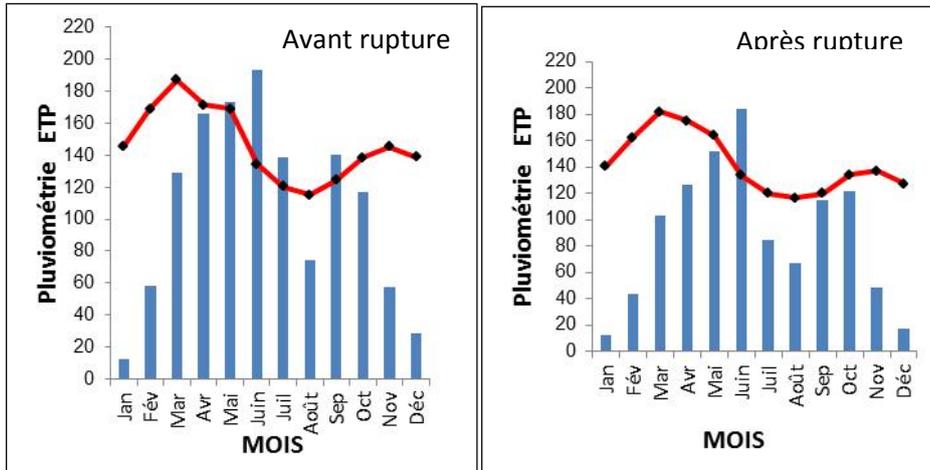


Figure 6: Evolution saisonnière de la pluie et de l'ETP avant et après rupture à Dimbokro.

Variabilité interannuelle de la lame d'eau infiltrée du mois de Juin

Les figures 7, 8 et 9 montrent la variation de l'infiltration du mois de juin selon l'étude des variables centrées réduites et pondérées dans les trois stations.

Variabilité climatique et son impact sur les ressources en eaux souterraines : Cas des stations de Bocanda et de Dimbokro au centre-est de la côte d'Ivoire (Afrique de l'Ouest)

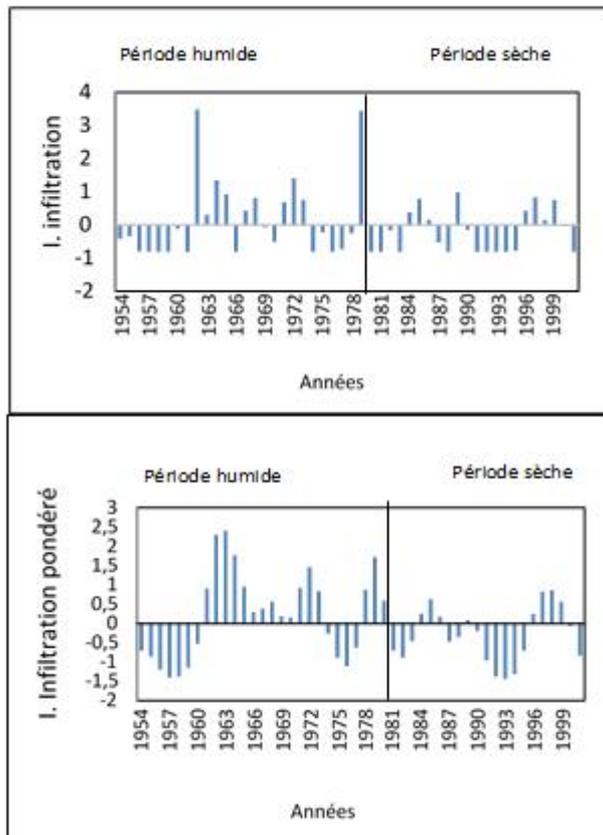
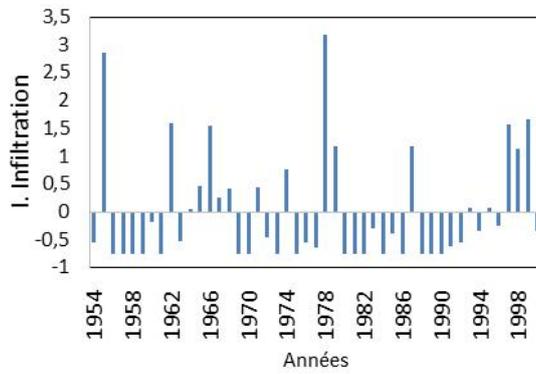


Figure 7: Indice de l'infiltration centrée réduite et pondérée dans la station de Bocanda



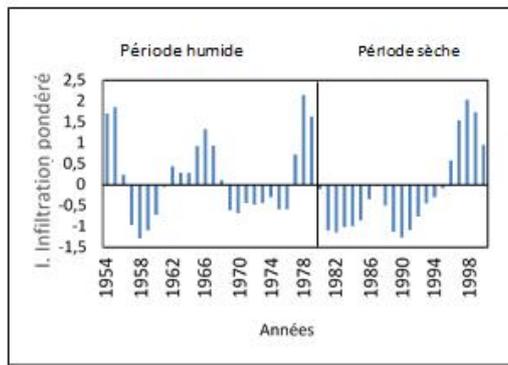


Figure 8: Indice de l'infiltration centrée réduite et pondérée dans la station de M'bahiakro

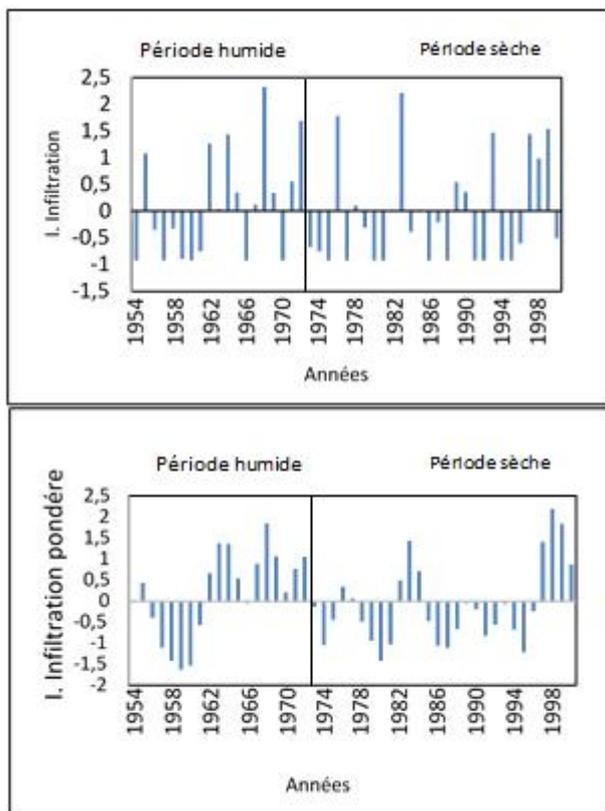


Figure 9: Indice de l'infiltration centrée réduite et pondérée dans la station de Dimbokro

Variabilité climatique et son impact sur les ressources en eaux souterraines : Cas des stations de Bocanda et de Dimbokro au centre-est de la côte d'Ivoire (Afrique de l'Ouest)

L'analyse des graphes de ces figures montrent que la variation interannuelle de l'infiltration du mois de Juin entre 1954 et 2000 dans les trois stations, divise la période d'observation en période humide, normale et sèche. En effet, la période excédentaire est caractérisée par des infiltrations grandes à moyennes et la période déficitaire où les infiltrations sont faibles, irrégulières ou inexistantes. La période déficitaire commence à partir de 1981 à Bocanda et à M'Bahiakro. Cette période a été précoce à Dimbokro, c'est-à-dire, elle a débuté en 1973. Ces résultats sont l'une des conséquences de la baisse de la pluviométrie survenu en 1975 à Bocanda, M'Bahiakro et 1968 à Dimbokro. La baisse de l'infiltration précoce à Dimbokro s'explique par une baisse pluviométrique depuis 1968. Elle est précoce par rapport aux deux autres stations. Ainsi, l'absence continue de la pluviométrie et d'une température toujours constante a entraîné une réduction de l'infiltration dans la zone d'étude.

Variation de la moyenne entre période excédentaire et période déficitaire

Le tableau 6 montre les caractéristiques et le déficit des périodes excédentaires et déficitaires. L'analyse du tableau montre que l'infiltration a baissé de 19 à 33% dans la zone d'étude. Cette baisse de l'infiltration est plus importante à Bocanda (33%), et plus faible à Dimbokro et à M'Bahiakro avec respectivement 19 et 25%. De façon générale, l'infiltration décroît du nord vers le sud avec une accentuation au centre, dans le bassin de Bocanda.

Tableau 6 : Caractéristiques et déficits de l'infiltration avant et après rupture

Stations	Avant rupture			Après rupture			Déficit (%)
	Max	min	moy	Max	min	moy	
Bocanda	227,97	0	49,81	94,59	0	33,44	33
M'bahiakro	284,65	0	60,34	174,53	0	45,54	25
Dimbokro	230,49	0	73,95	222,79	0	59,9	19

Ces résultats confirment ceux de l'étude saisonnière de la pluviométrie avant et après rupture. En effet, les écarts des pluies du mois de juin évoluent dans le même ordre. Bocanda présente le plus grand écart puis M'Bahiakro et Dimbokro. Cette situation est l'origine de la variabilité du déficit de l'infiltration dans la zone d'étude.

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 obtenus par Kanohin et al. (2009) qui ont travaillé dans la même zone sur la série pluviométrique de Daoukro (1956-2005). Cette absence de rupture significative a été observée également à Abengourou par Brou et al. (1998). Certaines stations du pays n'ont pas connu de rupture dans les séries pluviométriques de 1950 à 1999. Il s'agit de la station de Tabou située sur le littoral dans le sud-ouest, ainsi que la majorité des stations d'Abengourou, Agnibilékro, Bondoukou, Aboisso à l'Est du pays (Brou, 2005). 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 pas de variation du niveau des précipitations dans le temps, mais que cette variation, si elle existe, reste peu significative (Lubès et al., 1994). Par ailleurs, le déficit pluviométrique dans cette station est de même ordre de grandeur que les stations de Dimbokro et de M'Bahiakro. C'est le cas en Tunisie centrale entre 1976 et 1989, où Kingumbi et al., (2000) ont mis en évidence une baisse significative des précipitations annuelles sans rupture de stationnarité.

La baisse de la pluviométrie dans cette zone est en accord avec plusieurs travaux menés en Côte d'Ivoire. Ainsi, Brou (2005) a trouvé la même année de rupture (1975) pour M'Bahiakro; Goula et al. (2006) et Kouassi (2007) ont relevé la même période de rupture (1969) à Dimbokro. 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 (Hubert et Carbonnel, 1987; Hubert et al., 1989; Mahé et Olivry, 1995; Paturol et al., 1997; Servat et al., 1999; Goula et al., 2006). 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 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 la baisse de la lame d'eau infiltrée. En effet, les résultats du bilan hydrologique mettent en évidence une baisse de la pluviométrie dont la conséquence est le déficit hydrique important dans la zone d'étude. Cette situation qui est due à une évapotranspiration très importante dans la région. Ce résultat a été aussi observé

dans la région des lacs (Soro, 2010). En effet, comme Koita (2010), la recharge des nappes souterraines qui était comblée par les pluies saisonnières sur trois mois dans la zone d'étude est réduite à un ou deux mois. Ainsi, toute la région du N'zi appelée autrefois la "boucle du Cacao" dans les années 70, a perdu ce qualificatif, à cause de la baisse de la pluviométrie dans cette région. La boucle du cacao s'est déplacée maintenant à l'ouest du pays. En effet, cette zone est caractérisée par d'abondantes pluies pouvant atteindre 1 000 à 2 500 mm/an (Lasm 2000). La région Ouest de la Côte d'Ivoire est caractérisée par des reliefs élevés, c'est la zone des montagnes, elle est favorisée par une importante précipitation. En effet, les montagnes favorisent l'ascension verticale de la mousson à l'origine de la création de grandes masses nuageuses au-dessus des montagnes.

CONCLUSION

Cette étude a permis de détecter la présence de ruptures dans les séries chronologiques de pluies, enregistrées dans le Centre-est de la Côte d'Ivoire. Ces ruptures sont caractérisées par une tendance à la baisse de la pluviométrie à partir de 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 important à M'Bahiakro. Cette baisse pluviométrique a entraîné une réduction de la lame d'eau infiltrée à l'origine du déficit agricole après les années 70.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ADOU A. (1970). Reconnaissance hydrogéologique dans la Région de Dimbokro. Projet Mammouth, SODEMI, Côte d'Ivoire.
- AKA A. A., SERVAT E., PATUREL J. E., KOUAME B. (1996). Analyse de la variabilité temporelle des écoulements en Côte d'Ivoire: Approche statistique et caractérisation des phénomènes. Journal des sciences hydrologiques, Vol. 41, N° 6, 959-970.
- ARDOIN S., LUBÈS-NIEL H., SERVAT E., DEZETTER A., BOYER J.F. (2003). Analyse de la persistance de la sécheresse en Afrique de l'Ouest: caractérisation de la situation de la décennie 1990. IAHS Publication, n°278, 223-228.
- ARDOIN B. S. (2004). 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, 330p.
- ASSANI A. (1999). 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, Vol.4, N°10, 245-252.

- BIGOT S., BROU Y. T., OSZWAID J., DIEDHIOU A. (2005). Facteurs de la variabilité pluviométrique en Côte d'Ivoire et relations avec certaines modifications environnementales, *Sécheresse*, Vol.16, N°1, 5-13.
- BRAUMER J. S. (1997). Sen's method in environmental pollution, *Environnement sampling & monitoring primer*.
- BROU Y T. (2005). Climat, mutations socio-économiques et paysages en Côte d'Ivoire. Mémoire d'Habilitation à Diriger des Recherches, Université des Sciences et Techniques de Lille, France, 212p.
- BROU T., SERVAT E., ET PATUREL J.E. (1998). "Activités humaines et variabilité climatique: cas du sud forestier ivoirien", *IAHS*, 252, 365-373.
- BROU Y. T. (1997). 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, 211p.
- DELANY F. (1965). Mission hydrogéologique des régions à substratum schisteux (Côte d'Ivoire), Rapport de mission SODEMI, Côte d'Ivoire.
- GOULA B T A., SAVANE I., KONAN B., FADIKA, V., KOUADIO G. B. (2006). 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*, 7, 1-12.
- HUBERT P., BENDJOUDI H. (1996). Introduction à l'étude des longues séries pluviométriques. XII^{ème} Journées hydrologiques de l'ORSTOM, Montpellier, France, 10-11 oct. 1996.
- HUBERT P., CARBONEL J.P. (1987). Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest, *Journal de l'hydrologie*, 95, 165-183.
- HUBERT P., CARBONEL J.P., CHAUCHE A. (1989). Segmentation des séries hydrométéorologiques. Application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest, *Journal de l'hydrologie*, 110, 349-367.
- KANOIN F., SALEY M.B., SAVANÉ I. (2009). 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*, Vol.26, N°2, 209-222.
- KENDALL M.G. (1975), RANK CORRELATION METHODS, CHARLES GRIFFIN, LONDON LETTENMAIER D.P. (1988). Multivariate Nonparametric Tests for Trend in Water Quality, *Water Resources Bulletin*, 24, 505-512
- KINGUMBI A. (2006). 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, 199p.
- KINGUMBI A., BERGAOUI Z., BOURGES J., HUBERT P., KALLED R. (2000). Étude de l'évolution des séries pluviométriques de la Tunisie centrale, *Documents Techniques en Hydrologie*, 51 ("Hydrologie des Régions Méditerranéennes" Actes du Séminaire de Montpellier, 2000), UNESCO, Paris, 341-345.

- KOITA M. (2010) 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 de l'Université de Montpellier, 220p.
- KOUASSI A. M. (2007). 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, 210p.
- LAMB P. J. (1982). Persistence of Sub-Saharan drought. *Nature* 299, September, 46-47.
- LUBES-NIEL H., MASSON J. M., PATUREL J. E., SERVAT E. (1998). 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, 383-408.
- LUBÈS-NIEL H., MASSON J. M., SERVAT E., PATUREL J. E., KOUAMÉ B., BOYER J. F. (1994). Caractérisation de fluctuations dans une série chronologique par application de tests statistiques - Etude bibliographique. ORSTOM, FRIEND AOC, Programme ICCARE, N° 3, 21p.
- MAILLARY J. C. (1964). Notice explicative des cartes hydrogéologiques d'Abengourou et Dimbokro (1/200 000).
- MANN H. B. (1945). Nonparametric Tests against Trend, *Econometrical*, n°13, 245-259.
- NICHOLSON S. E. (1994). Recent rainfall fluctuations in Africa and their relationship to past conditions over the continent, *The Holocene*, Vol.4, N°2, 121-131.
- OUEDRAOGO M. (2001). 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, 257p.
- PATUREL J. E., SERVAT E., DELATTRE M. O. (1998). 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*, Vol.43, N°3, 937- 945.
- PETTITT A N. (1979). A non-parametric approach to the change-point problem, *Appl. Statist.*, Vol.28, N°2, 126-135.
- SAVANE I., COULIBALY K. M., GION P. (2003). Etude comparative de trois méthodes de calcul du coefficient de tarissement des cours d'eau, *Sécheresse*, Vol.14, N°1, 37-42.
- SAVANE I., COULIBALY K. M., GIOAN P. (2001). Variabilité climatique et ressources en eaux souterraines dans la région semi-montagneuse de Man, *Sécheresse*, Vol.12 ; N°4, 231-237.

- SERVAT E., PATUREL J. E., KOUAME B., TRAVAGLIO M., OUEDRAOGO M., BOYER J. F., LUBES-NIEL H., FRITSCH J. M., MASSON J.M., MARIEU B. (1998). Identification, caractérisation et conséquences d'une variabilité hydrologique en Afrique de l'Ouest et centrale. IAHS Publication, 252, 323-337.
- SORO G. (2010). Évaluation quantitative et qualitative des ressources en eau souterraines dans la région des lacs (centre de la Côte d'Ivoire) : hydrogéologie et hydrochimie des aquifères discontinus du district de Yamoussoukro et du département de Tiebissou, Thèse de Doctorat de l'Université de Cocody-Abidjan, Côte d'Ivoire, 250 p.