

Impact de la variabilité climatique sur la production du maïs et de l'igname en Zones Centre et Nord de la Côte d'Ivoire

D. NOUFE¹, Z. A. KOUADIO², G. E. SORO¹, T. P. WAYOU¹, B. T. A. GOULA¹, I. SAVANE¹

¹Laboratoire GéoSciences et Environnement (LGE), UFR-SGE Université Nangui-Abrogoua
02 BP 801 Abidjan 02, Côte d'Ivoire E-mail : dnoufe@hotmail.com

²Université Jean Lorougnon Guédé, BP 150 Daloa, Côte d'Ivoire

Soumis le : 19 / 12 / 2014

Accepté le : 02 / 01 / 2016

RESUME

En Côte d'Ivoire, les perturbations pluviométriques impactent la production agricole en agriculture pluviale conventionnelle. C'est donc dans ce contexte que cette étude est menée, afin d'analyser les variations climatiques et leurs incidences sur les tendances de productions du maïs et de l'igname en zones Centre et Nord du pays. L'application des tests de stationnarité aux données pluviométriques stationnelles a permis de déterminer des années de ruptures : 1982 pour Odienné, 1980 pour Katiola, 1966 pour Séguéla et 1970 pour Korhogo ; toutefois, on note une absence de rupture au niveau de Bondoukou. Les déficits pluviométriques calculés dans ces stations oscillent entre 13 % et 22 %. Pourtant, les corrélations linéaires établies entre les rendements du maïs et de l'igname d'une part, et la durée des saisons culturales d'autre part, ont montré qu'il n'existe pas de relation linéaires explicites entre ces deux variables. En effet, la seule connaissance du régime pluviométrique ne suffit pas à expliquer les rendements agricoles ; car un rendement faible peut aussi bien résulter de conditions hydriques déficitaires qu'excédentaires.

Mots-clés : Variabilité climatique, production agricole, zones centre et nord, Côte d'Ivoire.

ABSTRACT

CLIMATE VARIABILITY IMPACT ON CORN AND YAM PRODUCTION IN THE CENTRAL AND NORTHERN AREAS OF CÔTE D'IVOIRE

In Ivory Coast, rainfall disturbances hinder real-time development of these rainfed especially in central and northern areas. This study was conducted to analyze climate changes and their impact on trends in maize and yam production in the below mentioned areas. The application of the statistical tests in the pluviometric data of the study area allowed clearing the years of breaks. It is about 1982 for Odienné, 1980 for Katiola, 1966 for Séguéla and 1970 for Korhogo. No break was detected in the station of Bondoukou. The pluviometric deficits calculated for that purpose oscillate between 13 % and 22 %. The linear correlations established between the agricultural yields and the duration of the cultural seasons over the period 1984 in 2000 show that there is no significant relation. Indeed, the only knowledge of rainfall conditions is not enough to explain crop yields : a low yield can result as well from hydric conditions overdrawn as positive.

Keywords : climatic variability, agricultural production, central and northern areas, Côte d'Ivoire.

INTRODUCTION

Depuis plusieurs décennies, les questions relatives au changement et variabilité climatiques préoccupent les communautés scientifiques et les décideurs politiques, en raison de leurs effets dommageables sur les écosystèmes et les activités humaines. Ce risque est amplifié par les perturbations climatiques que connaît la planète dans son ensemble (Janicot *et al.*, 2001). Les implications de ces variations climatiques sur les ressources en eau sont particulièrement fortes et touchent de nombreux secteurs d'activité tels que l'agriculture et l'élevage (Ardoin, 2004). En Afrique de l'Ouest, la situation synoptique se présente à travers des phénomènes tels que les sécheresses récurrentes, les perturbations des régimes pluviométriques et les déficits pluviométriques de l'ordre de 20 % à 30 % (Bricquet *et al.*, 1997 ; Paturel *et al.*, 2003 ; cités par Noufé *et al.*, 2011).

En effet, en Côte d'Ivoire où la production agricole est assurée à près de 80 % par une agriculture pluviale (Noufé, 2012 ; MINAGRI, 2007), la situation devient de plus en plus préoccupante, surtout dans les communautés rurales où l'essentiel des revenus des ménages provient des activités agricoles. Dans une zone d'économie de plantation ancienne telle que l'Est ivoirien (Noufé *et al.*, 2011), la dégradation des conditions pluviométriques depuis des décennies a engendré des conditions hydriques « limites ». Ainsi, même les cultures pérennes telles que le cacaoyer et le caféier (parfois plantés à grand renfort d'intrants), ne sont pas à l'abri de cette dégradation du potentiel hydrique de production (Ruf, 1995 ; Freud *et al.*, 2000). Quant aux zones savanicoles, bassins traditionnels de production du maïs et de l'igname, mais sujettes à des

saisons sèches souvent prolongées, le risque de mauvaises récoltes reste également assez élevé. Mais, la variabilité climatique n'est pas simplement caractérisée par l'unique variation des totaux pluviométriques même si celle-ci constitue souvent la manifestation la plus sensible (Servat *et al.*, 1997). Ce phénomène concerne aussi bien le changement dans la fréquence pluviométrique, l'arrêt des pluies pendant les saisons humides, que la sévérité des saisons sèches. Ces irrégularités pluviométriques ont pour corollaire la variabilité des dates de démarrage, de fin et de durée des saisons pluvieuses, associées à une plus grande occurrence des déficits hydriques (Noufé *et al.*, 2015). La présente étude se propose d'évaluer l'ampleur des irrégularités pluviométriques et leurs impacts sur les productions du maïs et de l'igname dans le Centre et le Nord de la Côte d'Ivoire. Spécifiquement, elle vise à déterminer l'impact des variations du climat sur la durée des saisons culturales et sur la production agricole des deux spéculations retenues.

MATERIEL ET METHODES

LOCALISATION DE LA ZONE D'ETUDE

La zone d'étude regroupe cinq départements (Odienné, Katiola, Séguéla Korhogo et Bondoukou,) situés dans le Nord-Ouest, Centre-Nord et Nord-Est ivoirien. Elle est précisément comprise entre les latitudes 7°65 et 11°11 Nord et les longitudes 8°18 et 1°88 Ouest (Figure 1). Ces départements subissent globalement les influences des climats tropicaux de transition (Odienné, Korhogo Katiola, Séguéla) et équatoriaux de transition atténuée (Bondoukou).

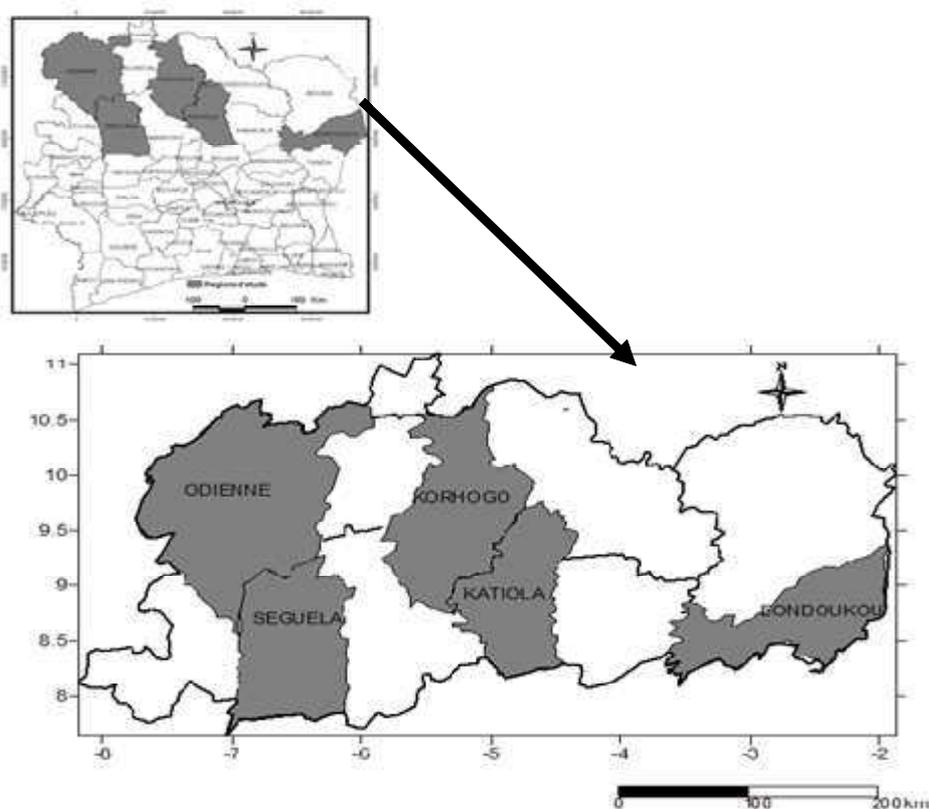


Figure 1 : Localisation de la zone étudiée en Côte d'Ivoire.

Location of study area in Côte d'Ivoire.

CYCLE CULTURAL DU MAÏS ET DE L'IGNAME EN CÔTE D'IVOIRE

En termes de travaux agricoles, les démarrages des opérations culturales sont quasiment identiques dans l'ensemble de la zone retenue.

Ainsi, concernant l'igname (*Dioscorea*), les buttes sont généralement confectionnées en novembre et en mars. Le «planting» des variétés précoce (*D. cayenensis-rotundata*) est réalisé trois mois avant les pluies (décembre à mars), et jusqu'en juin pour les variétés tardives (*D. Cayenensis s.s.*). Toutefois, en raison de l'irrégularité des dates de démarrage et de fin des saisons de pluies, la confection des buttes démarre de plus en plus tard, entre avril et mai, de sorte que le «planting» se poursuit souvent jusqu'en juillet (Ndabalishye, 1995 ; Noufé, 2012). Dans ces conditions, les récoltes se déroulent entre novembre et janvier ; car si les variétés précoces sont moins exigeantes en eau (8 mois de pluie), les variétés tardives associées à des cycles végétatifs d'environ 350 jours, nécessitent une longue saison pluvieuse (9 mois de pluie au moins).

Quant au maïs (*Zea mays*), les variétés cultivées dans la zone étudiée se réduisent essentiellement à deux écotypes : l'écotype blanc (de 110 à 120 jours) et le maïs rouge (variété précoce de 90 à 100 jours) (Noufé, 2012). Dans les régions à une seule saison de culture telles que Korhogo, Séguéla et Katiola, la durée du cycle végétatif du maïs doit nécessairement être adaptée à la longueur de l'hivernage ; c'est notamment le cas de l'écotype blanc, une variété tardive semée dès les premières pluies de mai. Elle est suivie peu après par le maïs rouge qui est récolté en même temps que l'igname hâtive, entre juillet à août (Ndabalishye, 1995). Toutefois, du fait de la possibilité d'obtenir des variétés à cycle végétatif abrégé telles que le maïs rouge, la maïsiculture pluviale présente de plus en plus un intérêt agronomique dans les régions à deux saisons de culture telles que celle de Bondoukou qui présentent une possibilité de conduite en double. L'écotype blanc en revanche très sensible au stress hydrique, est de moins en moins pratiqué dans cette zone (Noufé, 2012), en raison du rétrécissement des saisons culturales, depuis les années 1970.

DONNEES D'ANALYSE

Données climatiques

Les données climatiques utilisées sont la pluviométrie et l'évapotranspiration potentielle (ETP) des stations de la zone étudiée. Les données pluviométriques dérivent essentiellement de la Direction de la Météorologie Nationale (DMN). Toutefois, elles ont été corrigées et implémentées à Hydro Sciences Montpellier (HSM) sur le site SIEREM (Boyer *et al.*, 2006). Ces données qui couvrent les périodes allant de 1950 à 2000, ont subi un nombre important de vérification et critique, permettant ainsi d'en assurer une meilleure qualité. Quant aux données mensuelles d'évapotranspiration potentielle (ETP), elles proviennent principalement de la base de données du Climatic Research Unit (CRU), University of East Anglia (UK). Elles ont été transformées en données journalières, suivant la méthode de L'homme et Monteny (1982). Ces périodes n'excèdent pas l'an 2000 pour cause d'événements sociopolitiques survenus en Côte d'Ivoire, à partir de septembre 2002 ; ces graves événements ont donc rendu inopérantes les opérations de collecte de données dans ces régions.

Données agricoles

Les données descriptives de productions agricoles brutes et de superficies totales cultivées (maïs et igname) issues des annuaires statistiques de l'ex Ministère de l'Agriculture et de la production Animale (MINAGRA), ont été utilisées. celles-ci couvrent essentiellement la période s'étendant de 1950 à 2000. Les rendements agricoles (quantité produite à l'hectare) dérivent donc de la production totale rapportée à la superficie totale emblavée.

APPROCHES METHODOLOGIQUES

Détermination des écarts standards de la pluviométrie moyenne annuelle

L'analyse de la variabilité pluviométrique annuelle porte sur la détermination des écarts standards de la pluviométrie moyenne annuelle ou « indices de Nicholson » (rapport de l'écart à la moyenne pluviométrique sur l'écart type) ; l'objectif est de montrer les périodes de déficits et d'excédents pluviométriques à l'échelle annuelle. Aussi, la méthode de calcul de l'indice

de Nicholson, a-t-elle été couplée avec celle dite de « filtre passe-bas de Hanning d'ordre 2 » en vue d'atténuer les fortes variations pluviométriques saisonnières.

En effet, pour chaque « série » pluviométrique annuelle, cet indice est déterminé par l'équation suivante (Nicholson, 1980) :

$$y = \frac{(X_t - m)}{\sigma_x} \dots \dots \dots (2.1)$$

Où :

y : indice centré réduit des hauteurs pluviométriques annuelles ;

X_t : module annuel de la variable pluviométrique enregistrée au cours de l'année t ;

m : moyenne annuelle de la variable pluviométrique sur la période d'étude ;

σ_x : écart type de la série pluviométrique sur la période d'étude donnée.

Quant à la méthode dite de « filtre passe-bas non récursif de Hanning d'ordre 2 », elle permet de mettre davantage en évidence la fluctuation pluviométrique inter-annuelle. Les fortes variations saisonnières sont atténuées par pondération des totaux pluviométriques annuels au moyen des équations recommandées (Tyson *et al.*, 1975). Selon cette méthode, chaque terme de la série est calculé de la manière suivante :

$$X_{(t)} = 0,06X_{(t-2)} + 0,25X_{(t-1)} + 0,38X_{(t)} + 0,25X_{(t+1)} + 0,06X_{(t+2)} \dots \dots \dots (2.2)$$

$$\text{Pour } 3 \leq t \leq (n - 2)$$

et où :

$X_{(t)}$ = le total pluviométrique pondéré du terme t ;

$X_{(t-2)}$ et $X_{(t-1)}$ = les totaux pluviométriques observés de deux termes qui précèdent immédiatement le terme t ;

$X_{(t+2)}$ et $X_{(t+1)}$ = les totaux pluviométriques observés de deux termes qui suivent immédiatement le terme t .

Les totaux pluviométriques pondérés des deux premiers [$X_{(n-1)}$, $X_{(n)}$] et des deux derniers termes de la série, sont calculés au moyen des expressions suivantes (n étant la taille de la série) :

$$X_1, 0,54X_1 + 0,46X_2 \dots \dots \dots (2.3)$$

$$X_2 = 0,25X_1 + 0,5X_2 + 0,25X_3 \dots \dots \dots (2.4)$$

$$X_{(n-1)} = 0,25X_{(n-2)} + 0,05X_{(n-1)} + 0,25X_n \dots \dots \dots (2.5)$$

$$X_n = 0,4X_n + 0,46X_{(n-1)} \dots \dots \dots (2.6)$$

Les indices centrés réduits des hauteurs pluviométriques annuelles pondérées obtenues sont calculés pour mieux distinguer les périodes de déficit et d'excédent pluviométriques :

$$y' = \frac{(X_t' - m')}{\sigma_x'} \dots \dots \dots (2.7)$$

où :

y' : indice centré réduit des hauteurs pluviométriques annuelles pondérées ;

m' : moyenne de la série des moyennes pondérées ;

σ_x' : écart type de la série des moyennes mobiles pondérées.

Vérification de la stationnarité des séries pluviométriques

Nous avons eu recours à un ensemble de méthodes de détection de rupture (s) des séries pluviométriques annuelles : le test de Pettitt (1979), la méthode statistique de U de Buishand (1984), la procédure Bayésienne de Lee et Heghinian (1977) et la procédure de segmentation de Hubert *et al.* (1998).

En effet, une «rupture» se définit par un changement dans la loi de probabilité des variables aléatoires dont les réalisations successives définissent les séries chronologiques étudiées (Lubès *et al.*, 1998). Si les trois premières méthodes permettent de détecter un changement dans la moyenne de la variable traitée dans la série, seule la procédure de segmentation permet d'en déceler plus d'une.

Pour l'application de ces tests, nous avons eu recours au programme de calcul « *Khronostat* », mis au point par HydroSciences Montpellier (HSM), et disponible sur le site SIEREM (Boyer *et al.*, 2006).

Dans le cas présent, nous ne retenons que la date de rupture détectée par la majorité des tests.

Par ailleurs, pour les séries présentant une rupture, les déficits pluviométriques (%) sont calculés de part et d'autre de la date

présumée de rupture, par l'équation :

$$V = \frac{\bar{x}_i}{\bar{x}_j} - 1 \dots \dots \dots (2.8)$$

Où :

\bar{x}_i : moyenne sur la période après la rupture ;

\bar{x}_j : moyenne sur la période avant la rupture.

Détermination de la durée des saisons culturales

La saison culturale (SC) ou saison de pluie potentiellement utile est définie comme la suite des décades consécutives pour lesquelles la valeur de la capacité d'évapotranspiration d'un couvert végétal (CEcv en mm/jours) est significativement supérieure ou égale à 50 % de l'évapotranspiration de référence (ETP) de la période considérée (Eldin, 1989 ; Morel, 2004 ; Noufé *et al.*, 2011). Ce seuil est à rapprocher des valeurs du rapport ETRM/ETP considérées en début et fin de cycle de culture, et utilisées en tant qu'indices de satisfaction des besoins en eau des cultures en conditions naturelles non irriguées ; ETRM est considérée ici comme l'évapotranspiration réelle maximale d'une culture donnée.

Ainsi, le besoin en eau optimum d'une culture donnée ou l'évapotranspiration maximale (ETRM) s'obtient par le produit de l'ETP et du coefficient cultural (kc) de cette culture ; ce qui revient algébriquement à ETRM = Kc x ETP. Cette valeur est divisée en trois phases : pré-humide, humide, et post-humide. Ainsi, pour chaque station et pour chaque période considérée de part et d'autre de la date présumée de rupture, la durée de la ou des SC a été déterminée à la fréquence de 80 % (durée atteinte ou dépassée 8 années sur 10) ; ce qui suppose théoriquement que l'agriculteur accepte une perte partielle ou totale de sa récolte 2 années sur 10 (20 %) (Eldin, 1989).

La caractérisation des saisons culturales dans les stations retenues s'appuie donc sur l'approche ci-dessus déclinée, en permettant ainsi de comparer la pluie (P) à l'évapotranspiration potentielle (ETP) mensuelle. Pour un mois donné, si les pluies (apport d'eau) sont supérieures à l'ETP (la demande en eau), cela voudra dire que les cultures ne manqueront pas d'eau. De la même manière, le rapport ETP/2 représente un besoin hydrique moyen qui permet à un couvert végétal de démarrer son cycle végétatif et de le terminer dans

les conditions optimales. En fin de compte, le bilan climatique calculé traduit le rythme des excédents ou des déficits en eau à l'échelle mensuelle ; car il exprime la différence entre les totaux pluviométriques (P) et la valeur de l'évapotranspiration (ETP), constituant soit le déficit, soit l'excès d'eau disponible pour la recharge de la nappe et pour l'écoulement (Cocheme et Franquin, 1969).

Ces auteurs conçoivent la formule du bilan climatique (BC) comme suit :

$$BC = P - ETP \dots \dots \dots (2,9)$$

Avec :

BC : bilan climatique (mm) ;

P : pluviométrie totale en (mm) ;

ETP : évapotranspiration potentielle (mm).

Ainsi, si :

$P - ETP < 0$, BC est déficitaire ;

$P - ETP > 0$, BC est excédentaire ;

$P - ETP = 0$, BC est équilibré.

Analyse comparée des productions agricoles et variabilité climatique

Une approche par régression linéaire simple a été faite afin de déterminer l'impact du climat sur les productions agricoles. Elle a essentiellement consisté à comparer les rendements agricoles observés aux durées des saisons culturales.

En effet, un coefficient de corrélation $-1 < (r) < 1$ signifie que lorsque les variables explicatives (durées des saisons culturales) ont tendance à croître, les variables expliquées (rendements agricoles) augmentent elles aussi réciproquement ; autrement dit, (r) tend donc vers la valeur maximale (+1), et inversement.

RESULTATS

VARIABILITE SPATIO-TEMPORELLE DE LA PLUVIOMETRIE

Les échelles annuelle et mensuelle (Figures 2 et 3) mettent successivement en évidence une variabilité spatio-temporelle des pluies.

La fluctuation interannuelle de la pluviométrie montre deux périodes bien marquées (Figure 2) : une période à pluviométrie excédentaire observée sur les périodes 1950-1980 pour la station d'Odienné, 1950-1969 pour Séguéla et Katiola, et 1950-1970 pour Korhogo. En revanche, à l'exception de Séguéla qui présente une ébauche de retour de la période humide depuis 1994, les périodes 1981-2000 (Odienné), 1970-1993 (Séguéla), 1970-2000 (Katiola), et 1971-2000 (Korhogo), sont caractérisées par une pluviométrie déficitaire, correspondant à une longue période de récession pluviométrique. Toutefois, Bondoukou où les tests de stationnarité n'ont pas détecté de rupture, les séries pluviométriques de la période considérée (1950-2000) sont restées stationnaire ; autrement dit, la période est globalement humide. Le bilan climatique calculé en combinant les précipitations mensuelles à l'ETP et la $\frac{1}{2}$ ETP à l'échelle stationnelle, traduit le rythme mensuel des excédents et des déficits en eau (Figure 3). Ce diagramme a donc permis de préciser les cycles des saisons climatiques moyens qui rythment la vie agricole dans cette zone. Ainsi, à Bondoukou en régime bimodal, la grande saison climatique s'étend de mars à juin (environ 4 mois), avec une transition humide assez marquée en juillet-août, séparée d'une

petite saison humide d'environ 2 mois (septembre-octobre) ; celle-ci précède une grande saison sèche de 5 mois (décembre-mars). A Odienné et Séguéla en régime unimodal cependant, l'unique saison climatique part de mai à octobre (soit 6 mois), avec un maximum centré

sur août ; à Korhogo et Katiola, elle s'étend d'avril à octobre (soit 7 mois), avec un maximum centré sur août et septembre, respectivement ; ce qui est un avantage pour les agriculteurs qui peuvent travailler 6 à 7 mois dans l'année, en pratiquant une gamme variée de cultures possibles.

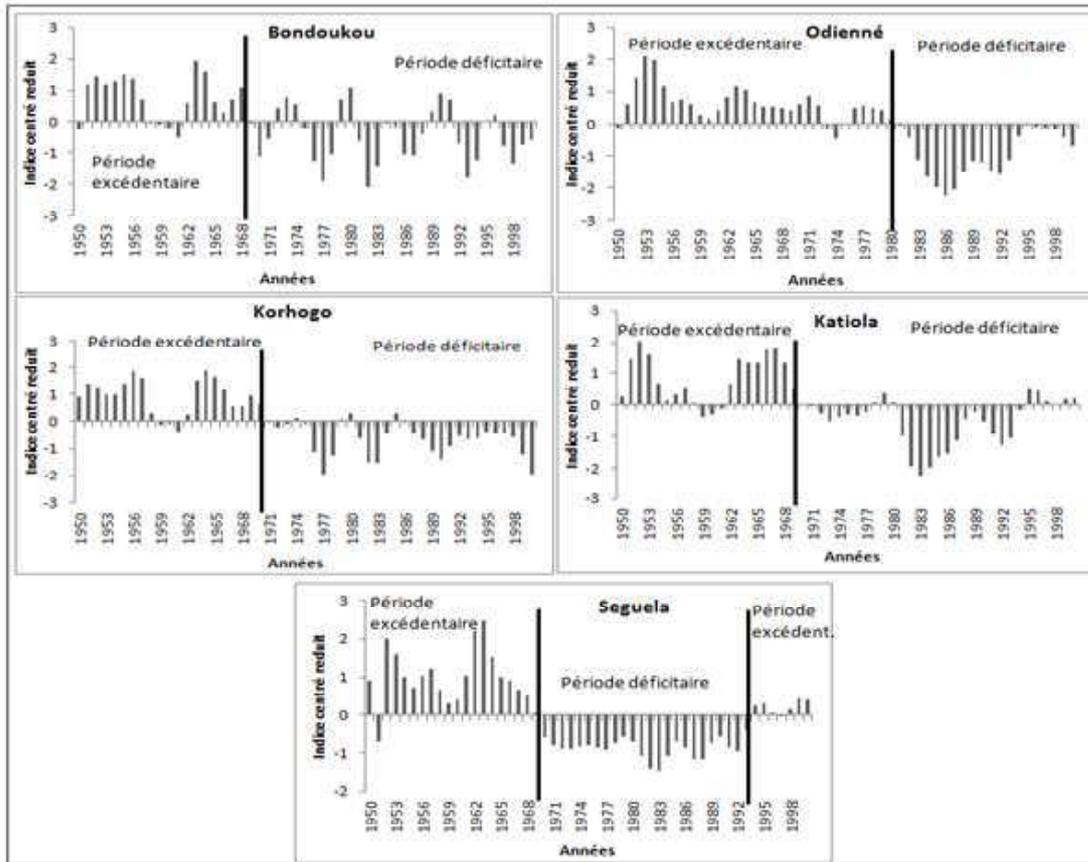


Figure 2 : Ecart standards de la pluviométrie moyenne annuelle et indices centrés réduits des stations de la zone étudiée.

Standard deviations of the mean annual rainfall and centered reduced indices in the study area.

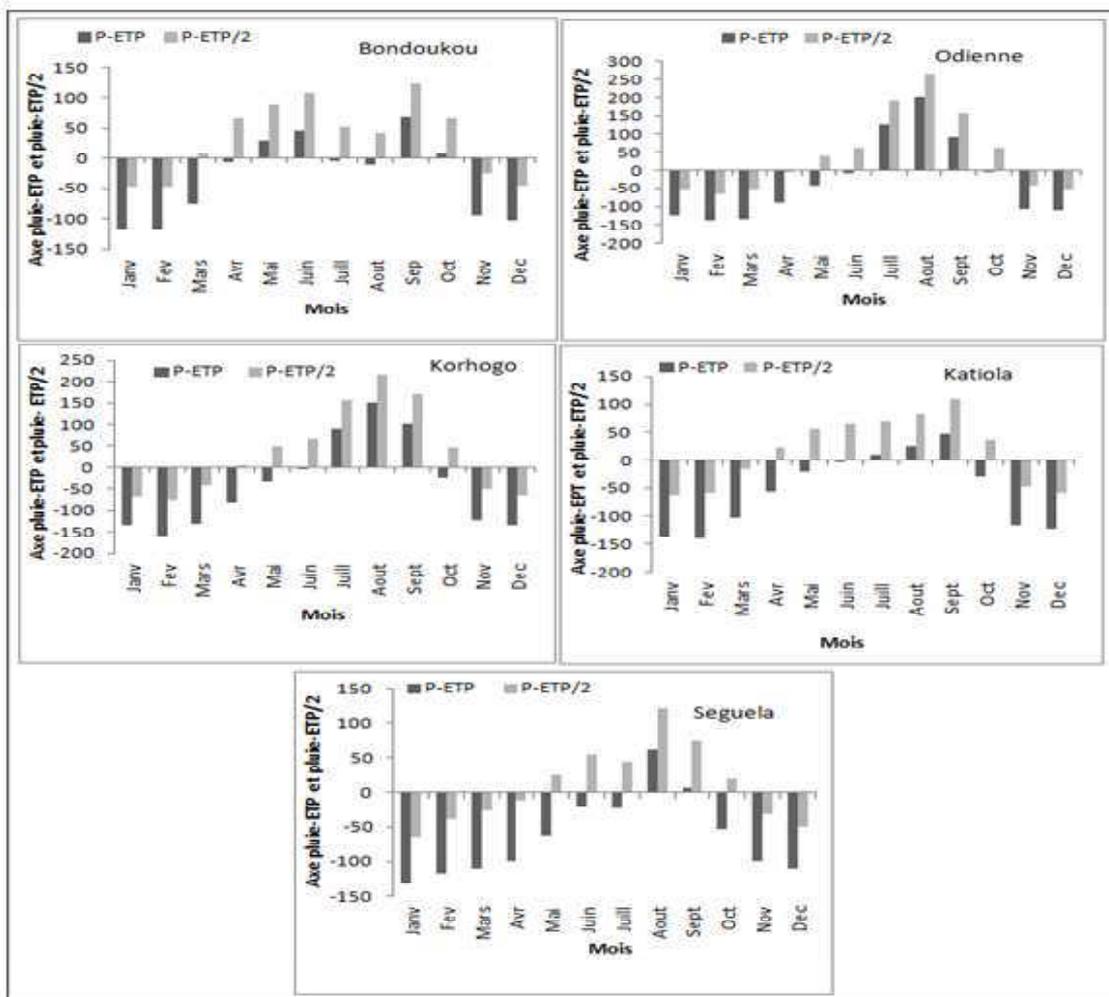


Figure 3 : Bilan climatique par localité de la zone étudiée, après les dates de rupture.

Climate balance by locality of the study area, after breaking dates.

ANALYSE DES RUPTURES ET VARIATIONS SPATIO-TEMPORELLES DES ABATS PLUVIOMETRIQUES (EN POURCENTAGE)

L'application du test de Pettitt (1979), de la méthode statistique de U de Buishand (1984) et de la procédure Bayésienne de Lee

et Heghinian (1977) ont permis d'identifier des années de rupture dans les séries de pluie de Katiola, Séguéla, Odienné et Korhogo (Tableau 1). Les déficits pluviométriques calculés indiquent que les plus importants ont été enregistrés à Odienné (20 %) et à Séguéla (22 %).

Tableau 1 : Années de rupture détectées dans les séries des différentes stations.

Years of breaking dates detected in rainfall series of different stations.

Stations	Année de rupture	Moyenne avant rupture	Moyenne après rupture	Ecart moyen consécutif
Odienné	1982	1593,0	1270,5	-20 (%)
Korhogo	1970	1405,1	1220,0	-13 (%)
Katiola	1980	1174,8	968,8	-18 (%)
Séguéla	1966	1418,7	1108,5	-22 (%)
Bondoukou				pas de rupture

DETERMINATION DE LA LONGUEUR DES PERIODES OU SAISONS CULTURALES

Les saisons culturales définies après les dates de rupture (Tableau 2) sont décrites au niveau de chaque station comme suit :

une première saison culturale détectée à Bondoukou s'étend de la fin de la 3^{ème} décennie de mars à la fin de la 3^{ème} décennie de juin (soit environ 117 jours) ; puis la seconde saison culturale part du début de la 3^{ème} décennie d'août à la fin de la 3^{ème} décennie d'octobre (85 jours environ). Ainsi, pour ce qui est de la première saison culturale (la maïsiculture pluviale en second cycle n'étant pratiquement plus possible quelle que soit la variété), les semis en premier cycle pourraient donc s'étendre du début de la 1^{ère} décennie d'avril au début de la 1^{ère} décennie de mai.

Toutefois, en dépit du caractère disparate de la pluviométrie dans le secteur nord de la zone étudiée, les stations concernées sont dans leur ensemble assez caractéristiques des climats tropicaux à régime unimodal. Ainsi, à Odienné et Séguéla, l'unique saison culturale démarre et prend fin pratiquement aux mêmes dates :

du début de la 1^{ère} décennie de mai à la fin de la 3^{ème} décennie d'octobre, avec un maximum centré sur août (soit environ 184 jours). La période probable de semis s'étend ici du début de la 2^{ème} décennie de mai, à la fin de la seconde décennie de juin.

A Korhogo et Katiola en revanche, l'unique saison culturale s'étend de la fin de la 2^{ème} décennie du mois d'avril, à la fin de la 3^{ème} décennie d'octobre (soit environ 187 jours environ), avec un maximum centré sur août et septembre, respectivement. La période probable de semis s'étend (ici) du début de la 2^{ème} décennie du mois de mai, à la fin de la 2^{ème} décennie de juin.

Ainsi, malgré la dégradation généralisée des conditions pluviométriques, suite aux décrochages des années 1970, la durée des saisons culturales reste partout assez compatible avec les cycles culturaux des principales spéculations. Toutefois, la réduction de la seconde saison culturale qui n'atteint plus 90 jours à Bondoukou (Tableau 2), semble de moins en moins compatible avec une possibilité de conduite en double culture du maïs.

Tableau 2 : Probabilités d'apparition des dates de début et de fin des saisons culturales (SC), avant et après les dates de rupture.

Occurrence of onset and end dates of cropping seasons before and after breaking dates.

STATIONS	Périodes	20 %		80 %	
		Début	Fin	Début	Fin
Unique SC en régime unimodal					
Korhogo	1950-1969	5-avr.	31-oct.	9-avr.	15-nov.
	1981-2000	15-avr.	21-oct.	27-avr.	31-oct.
Katiola	1950-1980	2-avr.	23-oct.	6-avr.	17-nov.
	1981-2000	12-avr.	28-oct.	25-avr.	10-nov.
Odienné	1950-1982	4-avr.	18-nov.	7-avr.	2-nov.
	1983-2000	6-avr.	4-nov.	1-mai	31-oct.
Séguéla	1950-1966	5-avr.	29-nov.	7-mai	19-nov.
	1967-2000	15-avr.	31-oct.	9-mai	27-oct.
1 ^{ère} SC en régime bimodal					
Bondoukou	1950-2000	14-mar.	2-août.	26-avr.	20-août.
	2 nd SC en régime bimodal				
	1950-2000	16-août.	14-nov.	05-sept	30-nov.

RELATIONS ENTRE EVOLUTION DES RENDEMENTS AGRICOLES ET DUREE DES SAISONS CULTURALES

Les coefficients des corrélation linéaires établies entre les rendements agricoles (quantité de produit récoltée à l'hectare) et la durée des saisons culturales, après les dates de rupture (Tableau 3), ont permis d'avoir des corrélations au seuil de confiance de 95 %. Mais contre toute

attente, ces corrélations paraissent à la fois assez faibles et très hétérogènes dans le temps, d'un département à l'autre, et d'une culture à l'autre. Aussi, en tenant compte du caractère extensif des pratiques culturales généralement en vigueur dans l'ensemble de la zone étudiée, convient-il de calculer les régressions simples entre l'évolution des productions totales et celle des superficies totales emblavées correspondantes, en vue d'en juger.

Tableau 3 : Coefficient de regression entre rendements agricoles et durées des saisons culturales, après les années de rupture.

Regression coefficient between yields and lengths of cropping seasons, after dates.

Départements	Rendements agricoles	Saisons culturales	
		1ère saison humide	2ère saison humide
Bondoukou	Maïs	0,37	0,18
	Igname	0,67	0,26
Korhogo	Maïs	0,32	
	Igname	0,07	
Katiola	Maïs	0,16	
	Igname	0,17	
Odienné	Maïs	0,24	
	Igname	0,26	
Séguéla	Maïs	0,03	
	Igname	0,25	

EVOLUTION COMPAREE ENTRE SUPERFICIE TOTALE EMBLAVEE ET PRODUCTION AGRICOLE CORRESPONDANTE

Evolution comparée des superficies cultivées et des productions de maïs

L'évolution des superficies totales cultivées (Sup.) et celle de leur production (Prod.) en terme de quantité totale de maïs produit (Figure 4), sont fortement corrélées sur la période 1970 - 2000, avec des coefficients de corrélation de 0,84 à Bondoukou, 0,60 à Odienné, 0,47 à Katiola, 0,30 à Korhogo et 0,24 à Séguéla.

Evolution comparée des superficies emblavées et des productions d'igname

La Figure 5 présente l'évolution des superficies totales cultivées (Sup.) et des quantités totales (Prod.) d'igname produite dans les cinq départements étudiés. Sur la période 1970 -2000, l'évolution de la production est très fortement corrélée à celle des superficies emblavées, avec des coefficients de corrélation de 0,92 à Bondoukou, 0,74 à Korhogo, 0,70 à Séguéla, 0,56 à Odienné et 0,14 à Katiola.

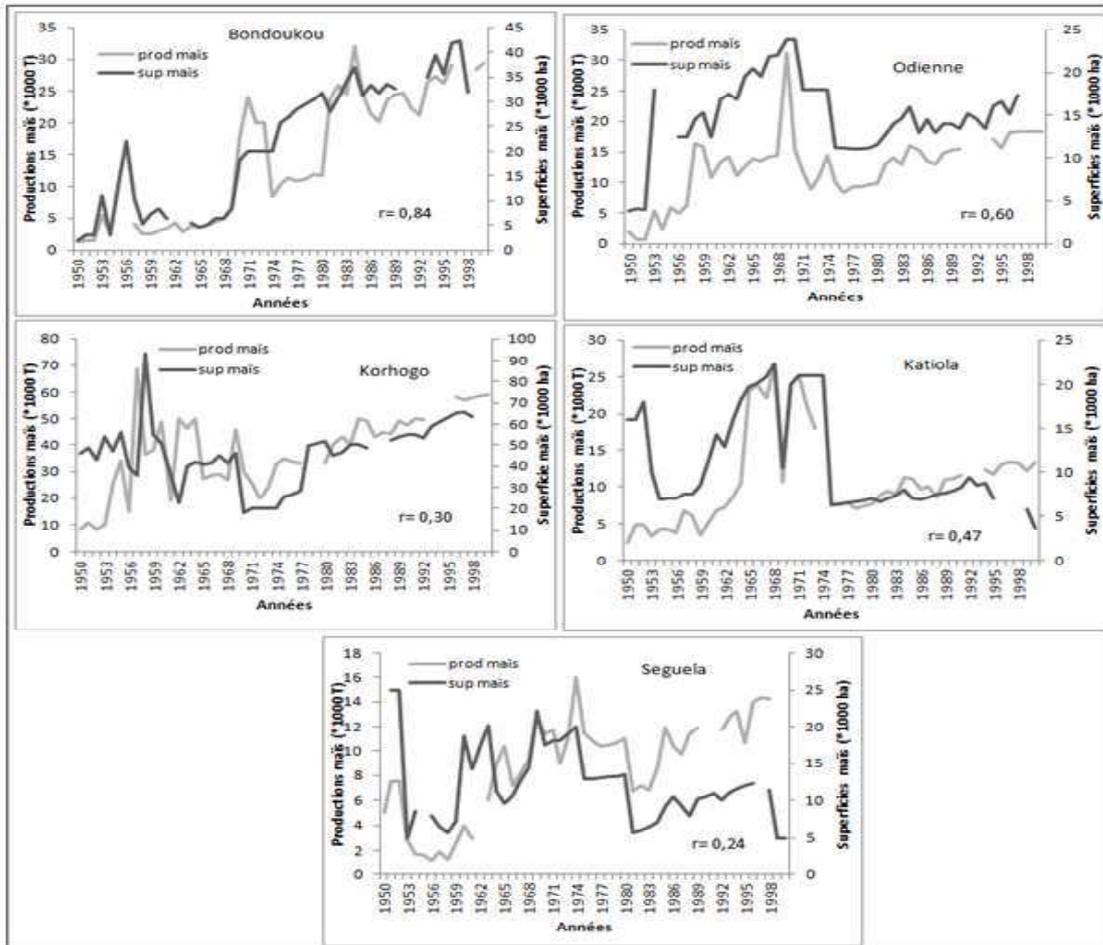


Figure 4 : Relation entre superficies emblavées et productions de maïs, après les dates de rupture.

Relation ship between planted acreage and corn production, after break dates.

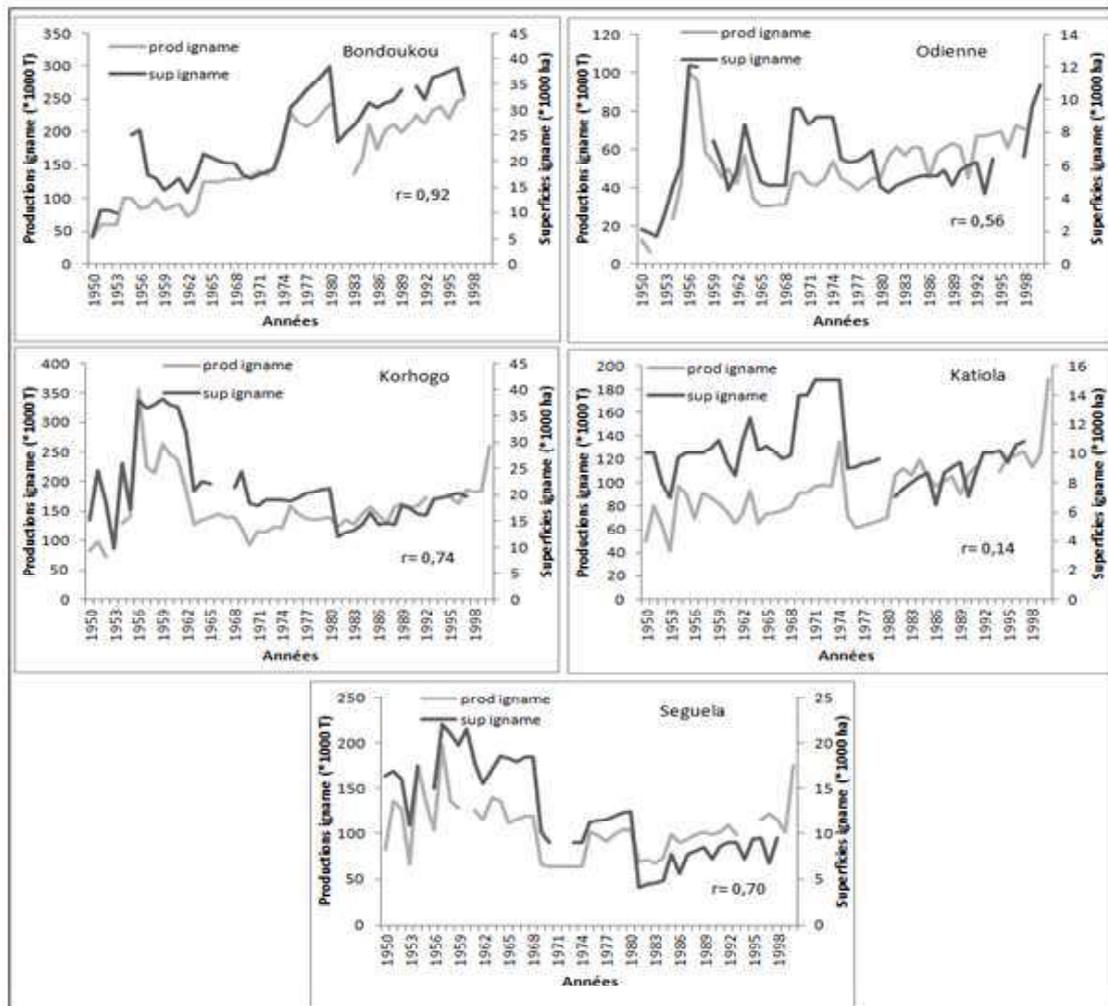


Figure 5 : Relations entre superficies emblavées et productions d'igname, après les dates de rupture.

Relation ship between planted acreage and yam production, after break dates.

DISCUSSION

Les résultats des méthodes statistiques (tests de rupture, indices climatiques, etc.) s'accordent sur la réalité d'une baisse de la pluviométrie dans la zone étudiée. Ces approches ont permis de détecter des années de rupture à Ségoula (1966), à Katiola (1980), à Odienné (1982) et à Korhogo (1970). Ces résultats s'insèrent globalement dans la grande tendance des ruptures observées en Afrique de l'Ouest (Servat *et al.*, 1998 ; Lubès-Niel *et al.*, 1998 ; Ardoin, 2004) et en Côte d'Ivoire en particulier (Brou, 2005 ; Brou *et al.*, 1998, Noufé *et al.*, 2011), et qui se situerait autour de 1970. Mais cette date n'est à considérer qu'à titre indicatif, car dans le Nord ivoirien par exemple, à l'exception de Korhogo, le décrochage est soit antérieur, soit postérieur

à cette date. Par ailleurs, les déficits consécutifs de Ségoula (22 %) et Odienné (20 %), et ceux de Katiola (18 %) et Korhogo (13 %) ainsi considérés par paire, sont du même ordre de grandeur. Ces résultats confirment et complètent ceux obtenus par Brou, (2005). Ces analyses illustrent l'hétérogénéité de la dégradation des conditions pluviométriques dans la zone étudiée. Ces variations impactent par conséquent, la durée des saisons culturales (Tableau 2).

Ainsi, en vue de ce prémunir généralement des risques de faux départs et des risques d'enherbement, les deux variétés de maïs précoce (90 à 100 jours) et tardive (de 110 à 120 jours), et celles de l'igname, sont globalement semées et plantées dès les décades qui suivent le démarrage des saisons culturales. En effet, les dates d'installation des pluies et la durée des saisons

humides sont essentielles en agriculture pluviale (Balme, 2004) ; car elles déterminent les dates de semis et les périodes pendant lesquelles les cultures bénéficient d'une quantité d'eau suffisante pour leur développement. Toutefois, la garantie d'une bonne production est aussi tributaire des conditions liées à une bonne articulation des opérations culturales (défriche-brûlis, travail du sol, plantation ou semis, sarclage ou entretien, fertilisation ou non, usages ou non de variétés améliorées, etc.). Koné (1991) et Noufé *et al.* (2011) ont montré à cet effet, que la seule connaissance du régime pluviométrique ne suffit pas à expliquer le rendement d'une culture telle que le maïs pluvial, un rendement faible pouvant aussi bien résulter de conditions hydriques déficitaires qu'excédentaires.

En considération de tout ce qui précède, les coefficients de corrélations obtenus entre la durée des saisons culturales et les rendements agricoles observés, sont dans l'ensemble faibles et non significatifs au seuil de confiance 95 %. En effet, ces résultats paraissent aussi surprenants, surtout pour des cultures pluviales dont on s'attend à ce que les rendements soient davantage sensibles à l'offre climatique en eau. Plusieurs raisons expliquent cette situation : d'abord la nature contestable des statistiques agricoles produites par le MINAGRI ; car en dépit de leur relative fiabilité, ces données ne tiennent compte ni de l'hétérogénéité des sols, ni de l'usage de variétés composites, ni des dates optimales de semis, encore moins des coefficients culturaux (k_c) qui traduisent le niveau des besoins en eau des cultures ; ensuite, la pluie brute ne permet pas toujours de rendre compte de la réponse à l'eau des plantes ; dans une approche agro climatologique proprement dite, ce sont surtout les flux du continuum sol-plante-atmosphère qu'il convient de renseigner, si l'on veut bien comprendre les interactions complexes entre climat et agriculture (Reyniers et Forest, 1990) ; enfin, le caractère extensif des systèmes culturaux qui, contrairement à la rationalité technique qui préconise la production par unité de surface, se traduit malheureusement ici par une logique qui maximise la production par unité de temps

(Noufé *et al.*, 2011). Ainsi, les régressions calculées entre l'évolution des superficies cultivées et la production agricole brute traduit bien ce caractère extensif des systèmes de culture en vigueur dans cette zone, ces deux variables étant fortement corrélées dans l'ensemble. Il y a donc tout lieu de considérer que la combinaison des conditions ci-dessus évoquées, gomme partiellement l'effet de la variabilité pluviométrique, surtout que la relation pluie-rendement n'est pas toujours linéaire et explicite.

CONCLUSION

Au bilan, la présente étude a permis de mettre en évidence une forte variabilité des précipitations, celle-ci caractérisée par une succession des années déficitaires et des années excédentaires. Les périodes humides et sèches ont ainsi été déterminées, en vue d'apprécier l'offre pluviométrique par rapport aux besoins en eau des cultures.

L'évaluation des conséquences de cette dégradation pluviométrique sur la production du maïs et de l'igname a également consisté à déterminer les dates de démarrage, de fin et la durée des saisons culturales, avant et après les dates présumées de rupture. Les résultats acquis sur cette base ont été confrontés aux rendements observés sur ces deux périodes. Ces régressions linéaires ont montré que les modifications des conditions climatiques ne suffisent pas à expliquer la dynamique d'ensemble de l'igname et du maïs dans la zone. Autrement dit, la durée des saisons culturales, en dépit de la dégradation avérée des conditions pluviométriques, ne constitue pas un facteur limitatif majeur pour la production du maïs et de l'igname dans cette zone du pays. En effet, malgré ces conditions, les superficies emblavées aussi bien en igname qu'en maïs ont continué de s'accroître, tant en années déficitaires qu'excédentaires. Et ce, d'autant plus que ces tendances obéissent plutôt à une logique de culture qui essaie de maximiser le rendement par unité de temps ; c'est-à-dire par journée de travail consenti et non par unité de surface, comme le recommande la vulgarisation en milieu paysan.

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier les deux référés anonymes dont les commentaires avisés ont nettement contribué à l'amélioration de cette étude.

REFERENCES

- Ardoin B. S., 2004. Variabilité hydroclimatique et impact sur les ressources en eau de grands bassins hydrographiques en zone soudano-sahélienne. Thèse de Doctorat de l'Université de Montpellier II (France), 330 p.
- Balme D. M., 2004. Analyse du régime pluviométrique sahélien dans une perspective hydrologique et agronomique. Etude de l'impact de sa variabilité sur la culture du mil. Thèse de doctorat. Institut National Polytechnique de Grenoble (France), 163 p.
- Boyer J. F., Dieulin C., Rouche N., Crès A., Servat E., Paturel J. E., Mahé, G. 2006. SIEREM : an environmental information system for water resources. In : Water Resource Variability : Hydrological Impacts. Proc. of the 5th FRIEND World Conference, La Havana, Cuba, IAHS Publ. 308 : pp 19 - 25.
- Bricquet J. P., Bamba F., Mahé G., Touré M., Olivry J. C., 1997. Evolution récente des ressources en eau de l'Afrique atlantique. *Rev. Sci. Eau*, 3 : pp : 321 - 337.
- Brou Y. T., 2005. Climat, mutations socio-économiques et paysages en Côte d'Ivoire. Mémoire de synthèse des activités scientifiques (H. D. R.). Université des Sciences et Technologies de Lille (USTL) (France), 226 p.
- Brou T. Y., Servat E., Paturel J. E. 1998. Contribution à l'analyse des interrelations entre activités humaines et variabilité climatique : cas du sud forestier ivoirien. Académie des sciences/ Elsevier, Paris, t.327, série II a : pp : 833 - 838.
- Buishand T. A. 1984. Tests for detecting a shift in the mean of hydrological time series. *J. Hydrol.* 58 : pp : 51- 69.
- Cocheme J., Franquin P. 1969. Une étude d'agro climatologie de l'Afrique sèche au Sud du Sahara en Afrique Occidentale, 87p.
- Eldin M., 1989. Analyse et prise en compte des risques climatiques pour la production végétale In : Le risque en agriculture. Dynamique des systèmes agraires. Orstom, collection à travers champs. Paris : pp. 47 - 63.
- Freud E., Petithuguenin P., Richard J. 2000. Les champs du cacao : un déficit de compétition Afrique-Asie. Edition Karthala-CIRAD, 216 p.
- Hubert P., Servat E., Paturel J. E., Kouamé B., Bendjoudi H., Carbonel J. P., Lubès-Niel, H. 1998. La procédure de segmentation, dix ans après. In : Water Resources Variability in Africa during the XXth Century (Servat E., Hughes D., Fritsch J.- M., Hulme M., eds), 267 - 273. Wallingford : IAHS Press, IAHS Publ. 252 : pp : 267- 273.
- Janicot S, Trzaska S., Pocard I., 2001. Summer Sahel-ENSO teleconnection and decadal time scale SST variations. *Climate Dyn.*, 18 : pp : 303 - 320.
- Koné D., 1991. Caractérisation du risque climatique de la culture du maïs en zone centre Côte d'Ivoire. IAHS Publ. 199 : pp : 515 - 521.
- Lee A. F. S., Heghinian S. M. 1977. A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables a Bayesian approach. *Technometrics* 19(4) : pp : 503 - 506.
- Lubes-Niel H., Masson J. M., Paturel J. E., Servat E., 1998. Variabilité climatique et statistique. Etude par simulation de la puissance et de la robustesse de quelques tests utilisés pour vérifier l'homogénéité de chroniques. *Rev. Sci. Eau*, 3 : pp : 383 - 408.
- MINAGRI 2007. Annuaire des statistiques Agricoles. 42 p.
- Lhomme J. P., Monteny B. 1982. Une méthode d'analyse agro climatique pour le calage des cycles culturaux en zone intertropicale. *Agron. Trop.*, 36(4) : pp : 35 - 40.
- Morel R., 2004. Le climat et l'implantation des hommes : le cas de la Côte d'Ivoire. *Annales A IC*, 1 : pp : 117-132.
- Ndabalishye I., 1995. Agriculture Vivrière Ouest-Africaine à travers le Cas de la Côte d'Ivoire. Monographie. IDESSA., Bouaké br. 383 p.

- Nicholson, S. E., 1980. The nature of rainfall fluctuations in subtropical West Africa. *MWR* : 108 : pp 473 - 487.
- Noufé D., Lidon B., Mahe G., Servat E., Brou Y. T., Koli B. Z., Chaléard J. L. 2011. Variabilité climatique et production de maïs en culture pluviale dans l'Est ivoirien. *Hydrol. Sci. J.*, 56 (1) : pp : 152 - 167.
- Noufé D. 2012. Changement climatique et agriculture : cas de l'Est ivoirien. Saarbrücken (Paf), <http://www.presses.academiques.com> ISBN-13 : 978-3-8381-8929 -1, 516 p.
- Noufé D., Mahé G., Kamagaté B., Servat E., Goula Bi Tié A., Savané I. 2015. Climate change impact on agricultural production : the case of Comoe River basin in Côte d'Ivoire. *hydrologie. Sci j.* 60 (11), 1972 - 1983.
- Pettitt A. N., 1979. Anon-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Statist.*, 28 (2) : pp : 126 - 135.
- Reyniers F. N., Forest F. 1990. La pluie n'est pas le seul remède à la sécheresse en Afrique. *Sécheresse* 1 : pp : 36 - 9.
- Ruf F. 1995. Booms et crises du cacao : les vertiges de l'or brun. Ministère de la Coopération, CIRAD-SAR et KARTHALA, 455 p.
- Servat E., Paturel J. E., Lubès-Niel H., Kouamé B., Ouédraogo M., Masson J. M. 1997. Climatic variability in humid Africa along the Gulf of Guinea. Part I : detailed analysis of the phenomenon in Côte d'Ivoire. *Hydrology. Sci. J.*, 191 : pp : 1 - 15.
- Servat E., Paturel J. E., Kouamé B., Travaglio M., Ouédraogo M., Boyer J. F., Lubès-Niel H., H. Fristch J. M., Masson J. M., Marieu B. 1998. Identification, caractérisation et conséquences d'une variabilité hydrologique en Afrique de l'Ouest et Centrale. In *Water Resources Variability in Africa during the XXth Century* (ed. by E. Servat, D. Hughes, J. M. Fritsch M. Hulme) (Proc. Abidjan'98 Conference), IAHS Publ., 252 : pp : 323 - 337.
- Tyson P. D., Dyer, T. G. J, and Mametse, M. N., 1975. Secular changes in South African rainfall : 1880 to 1972. *QJR. Meteorol Soc.*, 101 : pp : 817- 833.