

Caractérisation des occurrences de sécheresse dans le bassin hydrologique de la Bia transfrontalier entre la Côte d'Ivoire et le Ghana : contribution des chaînes de Markov

N'Diaye Hermann Meledje¹
Kouakou Lazare Kouassi¹
Yao Alexis N'Go²
Issiaka Savane²

¹ Centre de recherche en écologie
Laboratoire de géologie marine,
sédimentologie et environnement
08 BP 109
Abidjan 09
Côte d'Ivoire
<meledjendiay@yahoo.fr>
<k_lazare@yahoo.fr>

² Université Nangui Abrogoua
Laboratoire de géosciences
et environnement
02 BP 801
Abidjan 02
Côte d'Ivoire
<nyaoalexis@yahoo.fr>
<savanei@yahoo.fr>

Résumé

Cette étude analyse l'occurrence au cours de la période 1901-2009 des sécheresses dans le bassin de la Bia en utilisant des modèles de chaînes de Markov. À partir des données pluviométriques annuelles de six stations (Ayamé, Bianouan, Agnibilékro, Enchi, Buakuc et Sunyani), le test sur les tendances séquentielles avec l'indice standardisé de sécheresse pluviométrique a confirmé l'existence de trois grandes tendances durant le dernier siècle. On observe une période humide de 1901 à 1945, suivie d'une période normale de 1946 à 1970, et une période sèche de 1971 à 2009. Une comparaison de matrices de Markov 1 et 2, entre les trois sous-périodes (1901-1945 ; 1946-1970 ; 1971-2009) et la période totale considérée (1901-2009) montre une modification profonde de la répartition des sécheresses dans les différentes stations. L'étude de la persistance de la sécheresse, en utilisant les chaînes de Markov, a montré que la probabilité d'avoir une année sèche après une année sèche est plus importante à partir de 1970 et est accentuée au centre du bassin. La probabilité d'avoir deux années sèches successives est plus importante au nord qu'au centre du bassin. La probabilité d'avoir trois années sèches successives est sensiblement élevée (entre 0,54 et 0,70) sur tout le bassin. La période de retour d'une sécheresse aussi longue est comprise entre 10 et 30 ans.

Mots clés : Côte d'Ivoire ; chaîne de Markov ; sécheresse ; pluviométrie.

Thèmes : climat ; sols ; eau.

Abstract

Characterization of dry period in the transfrontier Bia watershed in Côte d'Ivoire and Ghana: contribution of Markov chains

This study seeks to analyze the occurrence of dry periods in the Bia River basin from 1901 to 2009 with the use of Markov chains. The analysis of the annual rainfall data from six stations (Ayame, Bianouan, Agnibilekro, Enchi, Buakuc, and Sunyani) through the test of sequential patterns with the standardized drought rainfall index confirmed the existence of three major trends over the last century: a humid period from 1901 to 1945, followed by a normal period from 1946 to 1970 and a dry period from 1971 to 2009. A comparison of order 1 and 2 Markov matrices between the three sub-periods (1901-1945; 1946-1970; 1971-2009) and the total period (1901-2009) shows a profound change in the distribution of droughts in different stations. The study of persistent drought, using Markov chains, showed that the probability of observing a dry year after a dry year was highest from 1970 onward and is accentuated in the center of the basin. Moreover, the probability of two successive dry years is higher in the north and center of the basin. The probability of three successive dry years is substantially higher (between 0.54 and

Tirés à part : NH Meledje

doi: 10.1684/agr.2015.0755

Pour citer cet article : Meledje NDH, Lazare Kouassi K, N'Go YA, Savane I, 2015. Caractérisation des occurrences de sécheresse dans le bassin hydrologique de la Bia transfrontalier entre la Côte d'Ivoire et le Ghana : contribution des chaînes de Markov. *Cah Agric* 24 : 186-97. doi : 10.1684/agr.2015.0755

0.70) throughout the entire basin. The return period of so long a drought is between 10 and 20 years.

Key words: Côte d'Ivoire-Ghana; Markov chain; drought; rainfall.

Subjects: climate; soils; water.

Les phénomènes de sécheresse et de désertification qui ont touché nombre de pays africains au sud du Sahara n'ont pas épargné la Côte d'Ivoire, surtout à partir des années 1970. Ces phénomènes se sont traduits par des perturbations climatiques importantes, notamment par une baisse significative des précipitations (Goula *et al.*, 2006). On a enregistré également la prolongation anormale de la saison sèche (Savane *et al.*, 2001), l'irrégularité et la mauvaise distribution des précipitations, et la baisse sensible de la production hydro-électrique. Jusqu'au début des années 1980, les 3/4 de la consommation d'électricité de la Côte d'Ivoire étaient d'origine hydro-électrique. La grande sécheresse connue en 1980 a entraîné une baisse du niveau des retenues d'eau (Kouassi *et al.*, 2007) et la Côte d'Ivoire a été confrontée à des interruptions intempestives de fourniture d'électricité.

Ces délestages ont été sévèrement ressentis en 2010. Paradoxalement, les crues d'octobre-novembre provoquent des inondations en aval de certains barrages. Cependant, le manque d'études sur les tendances climatiques et les prévisions hydrologiques ne permet pas aux gestionnaires des barrages d'anticiper les problèmes environnementaux. L'exploitation des barrages devient de plus en plus difficile en raison des fluctuations hydroclimatiques qui affectent les ressources (Kouassi, 2007). Au niveau des barrages d'Ayamé, les plus vieux barrages hydro-électriques de la Côte d'Ivoire, les inondations enregistrées en 2010 et en 2011 ont détruit plusieurs plantations en aval des barrages.

Par ailleurs, le déficit hydrique de ces dernières décennies a affecté négativement la production agricole, ainsi que les réserves hydriques superficielles et souterraines. La sécheresse pose donc de nombreux problèmes d'ordre socio-économiques, spécialement à l'agriculture, tels que le révèlent les études de Hind et Mohamed (2009) en Algérie.

Dans ce contexte, il importe de mieux comprendre comment se manifestent l'irrégularité et la distribution des précipitations et d'adopter des mesures préventives (Doudja *et al.*, 2007). Selon Andrew *et al.* (1996), la sécheresse en hydrologie survient quand il y a occurrence à l'échelle régionale de précipitations au-dessous d'un seuil ou de la moyenne se traduisant par un niveau d'approvisionnement anormalement bas des cours d'eau et/ou des réservoirs de surface ou souterrains. Elle devient redoutable quand elle persiste deux ou trois années successives (Benzerti et Habaieb, 2001). C'est pour cela que nous avons choisi d'axer notre étude sur la persistance de la sécheresse sur deux ou trois ans.

L'occurrence des précipitations et la répartition des périodes humides et sèches peuvent être déterminées à l'aide de modèles de chaînes de Markov (Ng et Panu, 2010 ; Pablo et Javier, 2011). Cette étude a pour but de mettre en évidence l'occurrence des sécheresses sur le bassin-versant de la Bia en utilisant les modèles de chaînes de Markov à partir des précipitations annuelles enregistrées de 1901 à 2009 (soit 109 ans).

Matériel et méthodes

Site d'étude

Le bassin de la Bia est un bassin-versant transfrontalier entre la Côte d'Ivoire et le Ghana (*figure 1*). Ce bassin a une superficie d'environ 1 500 km². La rivière Bia alimente le lac du barrage hydro-électrique d'Ayamé 1, le plus vieux barrage de Côte d'Ivoire, construit en 1959.

Le bassin de la Bia appartient au climat équatorial humide, caractérisé par l'importance de la première saison de pluies (mars à juillet) avec un maximum de précipitation en juin (261 mm), et une deuxième saison humide assez forte de septembre à novembre

(136 mm à 159 mm) (Durand et Guiral, 1994). Selon les travaux d'Adjahoun et Guillaumet (1971) et Girard *et al.* (1971), la rivière Bia s'écoulait à cette époque entièrement sous forêt dense avec un débit moyen de 82 m³/s.

Méthodes

Acquisition, analyse et critique des données pluviométriques

Les données utilisées proviennent de la SODEXAM (Société d'exploitation et de développement aéroportuaire, aéronautique et météorologique) en Côte d'Ivoire et du Département des services météorologiques au Ghana.

La zone d'étude compte six stations pluviométriques (Sunyani, Agnibilékro, Buakuc, Bianouan, Enchi, Ayamé) couvrant la période allant de 1901 à 2009 (*figure 2*). Ces données comportent des lacunes (la plus grande lacune est de 8 ans sur une série de 109 ans), qui ont été comblées en utilisant la technique appliquée par Laborde et Mouhous (1998) sur la base d'une analyse en composantes principales. Il s'agit dans une première étape de remplacer chaque valeur inconnue $x(i, j)$ par une valeur correspondant à la variable réduite moyenne, en tenant compte des observations aux autres stations pour cette année j .

Indice de sécheresse

L'indice standardisé de sécheresse pluviométrique (ISSP) est utilisé dans cette étude pour identifier les différentes séquences sèches existantes dans l'ensemble des précipitations mensuelles (109 ans) selon trois étapes (Pita, 2000).

Dans la première étape, les anomalies pluviométriques annuelles de la série sont calculées à partir de l'expression :

$$AP_i = P_i - P_{MED} \quad (1)$$

Où : AP_i = anomalie pluviométrique de chaque mois i

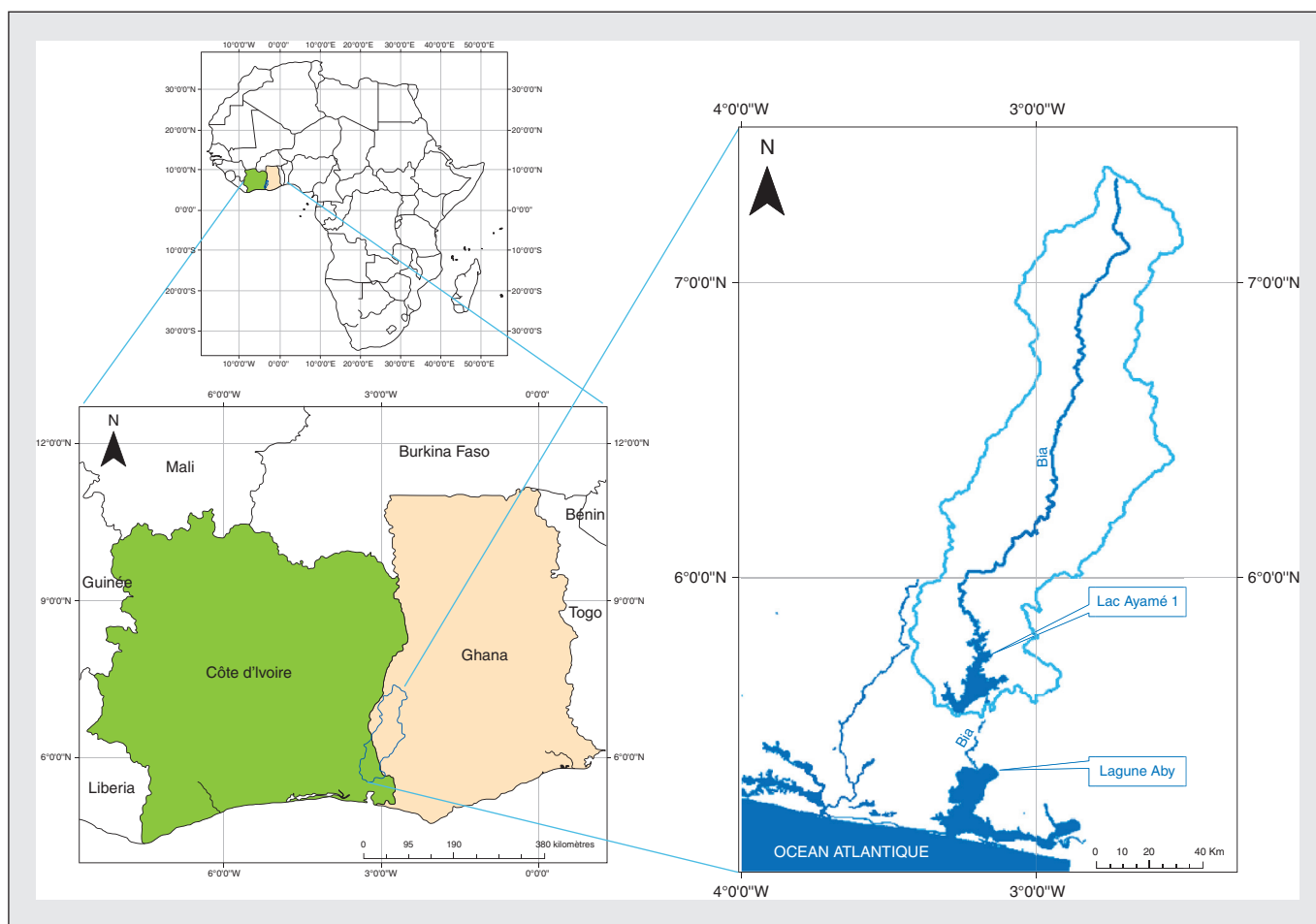


Figure 1. Localisation du bassin-versant de la Bia.

Figure 1. Localization of the Bia watershed.

P_i = valeur de la précipitation du mois i

P_{MED} = précipitation médiane de la série

Dans la deuxième étape, nous accumulons les anomalies pluviométriques mensuelles dès le premier mois de la série. Le calcul se formule comme suit :

$$APA_i = \sum AP_i \quad (2)$$

Depuis $i = AP$ négative jusqu'à $i = AP$ positive

Où :

APA_i = anomalie pluviométrique cumulée du mois i

Finalement, dans la troisième étape, nous obtenons l'indice à partir de la

standardisation des anomalies cumulées au moyen de leur conversion en valeurs z .

$$\begin{aligned} ISSP_i &= ZAPA_i \\ &= APA_i - APA/\sigma APA \end{aligned} \quad (3)$$

Où $ISSP_i$ = indice standardisé de sécheresse pluviométrique du mois i
 $ZAPA_i$ = anomalie pluviométrique cumulée standardisée du mois i
 APA = moyenne des anomalies pluviométriques cumulées de tous les mois de la série

σAPA = écart type des anomalies pluviométriques cumulées de tous les mois de la série

Étude de la persistance de la sécheresse pluviométrique par la méthode de chaîne de Markov

Détermination du seuil de la sécheresse

Pour déterminer le seuil de sécheresse nécessaire à la prévision saisonnière et annuelle, les anomalies pluviométriques mensuelles AP_i décrites dans l'équation (1) ont été ramenées à l'année et décrites comme suit :

$$(AP_i)_{an} = (P_i)_{an} - (P_{MED})_{an} \quad (4)$$

Où : $(AP_i)_{an}$ = anomalie pluviométrique de chaque année i

$(P_i)_{an}$ = valeur de la précipitation de l'année i

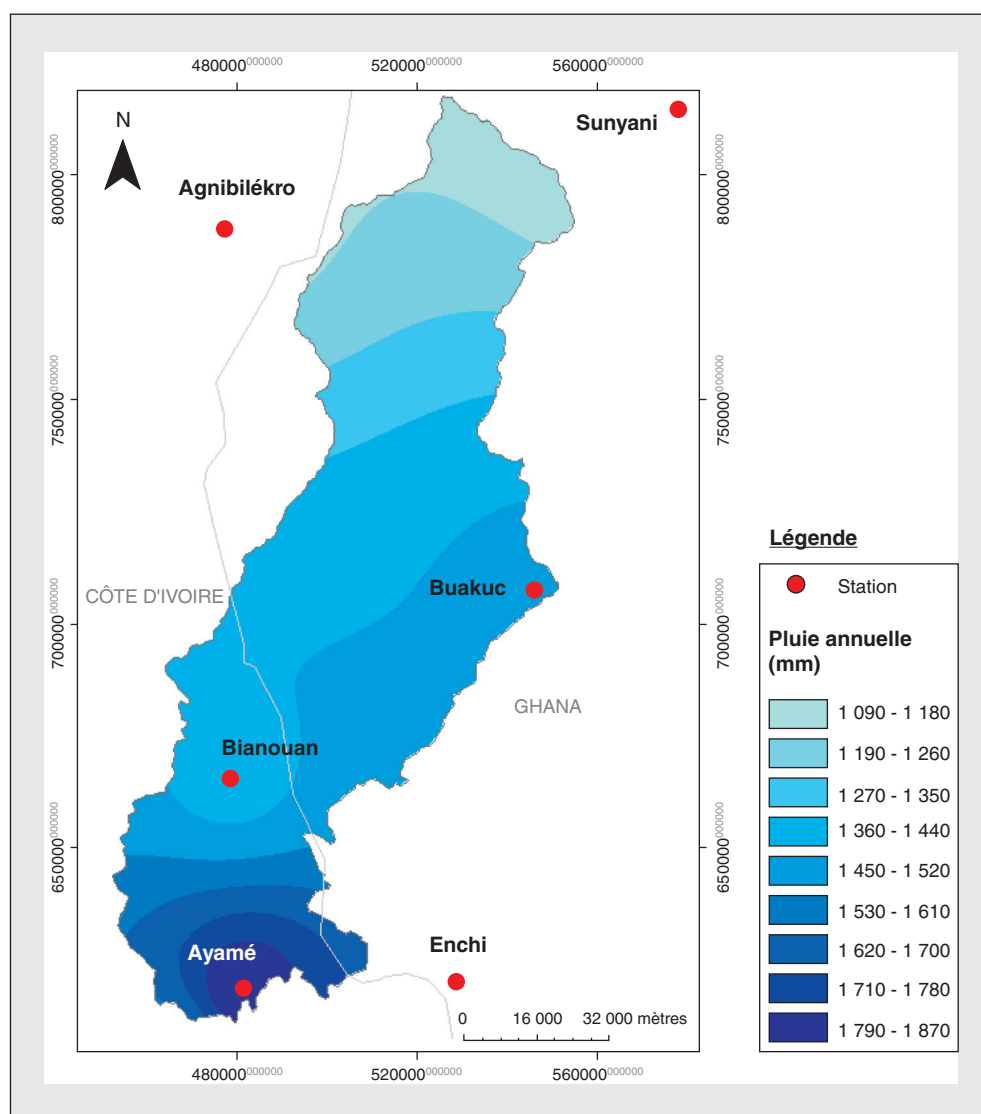


Figure 2. Variation de la pluviométrie annuelle sur le bassin de la Bia (1901 à 2009).

Figure 2. Variation in annual rainfall in the Bia River basin, 1901-2009.

$(P_{MED})_{an}$ = précipitation médiane de la série

$(AP_i)_{an}$ négative = année sèche

$(AP_i)_{an}$ positive = année humide

Présentation de la méthodologie des chaînes de Markov

Plusieurs techniques statistiques permettant d'analyser des données de précipitations collectées par des réseaux de pluviomètres ont été publiées dans la littérature. La technique la plus utilisée reste néanmoins celle basée sur les chaînes de Markov qui a été très largement utilisée pour l'analyse et la modélisation des précipitations (Javier et Lidia, 1999 ; Mark et George, 2003 ; Lazri *et al.*, 2007 ;

Jan *et al.*, 2008 ; Justin, 2008). Nous l'appliquons à l'échelle annuelle pour déterminer la persistance de la sécheresse, calamité qui pose le plus grave problème à l'agriculture (Benzerti et Habaieb, 2001). Le modèle des chaînes de Markov est un modèle stochastique, itératif qui exprime des probabilités conditionnelles de passage de l'état de la veille (année précédente) à l'état de l'année en cours.

Ainsi, l'état de l'année k ne dépend que de l'état de l'année $k-1$ pour le processus de Markov d'ordre 1. Dans le cas de Markov d'ordre 2, l'état de l'année k dépend de l'état de l'année $k-1$ et de l'année $k-2$.

La chaîne de Markov d'ordre 1 est introduite par une probabilité (équation 5) :

$$\Pr\{X_t = j | X_{t-1} = i_{t-1}\} = P_{ij} \text{ avec } P_{ij} = N_{ij}/N_i \quad (5)$$

P_{ij} la probabilité que le processus, dans l'état i , fasse une transition vers l'état j . Nous pouvons déterminer les couples d'années N_{ij} (équation 6) :

$$\begin{cases} N_0 = N_{00} + N_{01} \\ N_1 = N_{10} + N_{11} \\ N = N_0 + N_1 \end{cases} \quad (6)$$

N_0 , N_1 , N constituent respectivement le nombre d'années sèches, humides, et

le nombre total d'années d'observation. N_{01} et N_{10} représentent respectivement le nombre d'années de changement d'état d'une année sèche vers une année humide et d'une année humide vers une année sèche.

Soit P la matrice des probabilités conditionnelles P_{ij} , de sorte que la somme des probabilités conditionnelles de chaque ligne est égale à l'unité (équation 7) :

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} & \cdots \\ P_{10} & P_{11} & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ P_{i1} & p_{i1} & \end{bmatrix} \quad (7)$$

Dans la chaîne de Markov d'ordre 2, la matrice de Markov d'ordre 2 s'écrit comme suit (équation 8 et *tableau 1*) :

$$P_{ijk} = \frac{N_{ijk}}{N_{ij}} \text{ Avec } \sum_{j,k} P_{ijk} = 1 \quad (8)$$

Où P_{ijk} représente la probabilité conditionnelle d'obtenir un doublet de classe (j, k) succédant à un doublet de classe (i, j).

Avec :

Des équations 5 et 7, on obtient la probabilité d'avoir n années sèches consécutives selon la chaîne de Markov de premier ordre (équation 9) et second ordre (équation 10) (Lana et Burgueno, 1989):

$$Q_1(n) = (1 - P_{01})^{n-1} P_{01} \quad n \geq 1 \quad (9)$$

$$Q_2(n) = P_{100} P_{000}^{n-2} P_{001} \quad n \geq 2 \quad (10)$$

L'équation de la période de retour $T(n)$ (temps entre deux sécheresses successives) d'une certaine longueur n serait numérotée, pour Markov 1

(équation 11) et pour Markov 2 (équation 12) (Akyuz *et al.*, 2012) :

$$T(n) = \frac{1}{[(1 - P_{01})^2 P_{00}^{n-1} P]} \quad (11)$$

Avec $p = P(X \leq x_0)$

$$T(n) = \begin{cases} 2 \left(1 + \frac{P_{100}}{P_{001}} \right) / P_{101} & n = 1 \\ 2 \left(1 + \frac{P_{100}}{P_{001}} \right) / (P_{100} P_{000}^{n-2} P_{001}) & n \geq 2 \end{cases} \quad (12)$$

Résultats

Caractéristiques des données pluviométriques du bassin de la Bia

Les pluies annuelles enregistrées sur les six stations de notre zone d'étude connaissent une plus grande variation interannuelle à l'est du bassin qu'à l'ouest.

Sur le plan spatial, la répartition des précipitations est caractérisée par un gradient nord-sud croissant (bien marqué) et un gradient est-ouest décroissant (plus réduit) (*figure 2* et *tableau 2*).

Application de l'indice de sécheresse (ISSP) au bassin de la Bia

L'application de l'indice standardisé de sécheresse a mis en évidence trois phases pluviométriques (*figure 3*) :

– une phase « humide » où la pluviométrie est supérieure à la moyenne de 4 % de 1901 à 1945 ;

– une phase « normale » de 1946 à 1970 où la pluviométrie est sensiblement égale à la moyenne ;

– une phase « sèche » où la pluviométrie est inférieure à la moyenne, qui a commencé fin 1970.

Pour la quasi-totalité des stations, une diminution de la pluviométrie annuelle dans les séries étudiées apparaît à partir de 1970. La baisse la plus importante de la pluviométrie est enregistrée dans la région de Sunyani (32,7 %), suivie des régions d'Agnibilékro et d'Ayamé avec plus de 29 % de diminution des pluies annuelles après la rupture.

Cette série historique de l'indice de sécheresse a guidé les études statistiques qui ont permis d'évaluer les probabilités d'occurrence des sécheresses annuelles par les chaînes de Markov.

Application des chaînes de Markov

Processus de Markov d'ordre 1

En considérant la période 1901-2009 et pour l'ensemble des régions, la probabilité d'avoir une année sèche après une année non sèche ou une année non sèche après une année sèche est relativement faible et inférieure à 50 % (*tableau 3*). En revanche, la probabilité d'avoir deux années non sèches successives ou deux années sèches successives est élevée (56 % en moyenne). L'application du processus de Markov d'ordre 1 pour chaque région suivant les trois tendances pluviométriques de 1901 à 2009 (*tableau 4*) a montré que :

– Durant les périodes 1901-1945 et 1946-1970, la probabilité d'avoir une année sèche ou une année non sèche

Tableau 1. Processus de Markov d'ordre 2.

Table 1. Second-order Markov process.

État au jour k-1 et k-2	État au jour k-1 et k			
	00	01	10	11
00	P_{000}	P_{001}	0	0
01	0	0	P_{010}	P_{011}
10	P_{100}	P_{101}	0	0
11	0	0	P_{110}	P_{111}

Tableau 2. Caractéristiques des précipitations annuelles sur le bassin de la Bia de 1901 à 2009.

Table 2. Characteristics of annual precipitation in the Bia basin from 1901 to 2009.

Paramètres	Stations					
	Sunyani	Agnibilékro	Buakuc	Bianouan	Enchi	Ayamé
Maximum (mm)	1 813	1 853	2 256	2 265	2 313	2 306
Minimum (mm)	686	682	1 015	1 014	1 071	1 120
Médiane (mm)	1 220	1 285	1 466,5	1 432,5	1 523	1 552
Écart type	207,72	204,08	213,29	218,79	228,73	227,15
Moyenne (mm)	1 207,46	1 279,46	1 452,30	1 438,76	1 535,55	1 554,85
Coef de variation	0,17	0,16	0,15	0,15	0,15	0,14
Coef de dissymétrie	-0,060	-0,027	-0,066	0,028	0,055	0,012

après une année sèche est faible (inférieure à 50 %). En revanche, la probabilité d'avoir une année sèche ou une année non sèche après une année non sèche est élevée (supérieure à 50 %).

– Durant la période 1971-2009, nous avons une tendance contraire aux deux périodes précédentes. En effet, la probabilité d'avoir une année sèche ou une année non sèche après une année sèche est élevée (supérieure à 50 %). En revanche, la probabilité d'avoir une année sèche ou une année non sèche après une année non sèche est faible (inférieure à 50 %).

Processus de Markov d'ordre 2

L'application du processus de Markov d'ordre 2 sur toute la série de 1901-2009 montre globalement que la probabilité d'avoir trois années sèches successives est élevée (65 % en moyenne) sur tout le bassin (tableau 5).

Les probabilités pour les sous-périodes 1901-1945, 1945-1970 et 1971-2009 sont données dans le tableau 6 :
– Durant la période 1901-1945, la probabilité d'avoir trois années sèches successives est élevée, 50 % à Agnibilékro et 60 % à Bianouan.

– Durant la période 1946-1970, la probabilité d'avoir trois années sèches successives est relativement faible ; elle est même nulle dans les régions de Sunyani et Buakuc.

– Durant la période 1971-2009, la probabilité d'avoir trois années sèches

successives est élevée sauf à Bianouan (33 %) et Buakuc (0 %).

Analyse de la variabilité spatiale de la sécheresse

Variabilité spatiale de la sécheresse avec la matrice de Markov d'ordre 1

L'évolution des conditions de sécheresse est indiquée sur la figure 4 qui montre la répartition géographique de la sécheresse (années successives sèches) sur le bassin de la Bia. Pour la période 1901-1945, nous observons une faible probabilité d'occurrence de deux années sèches (≤ 46 %) sur tout le bassin-versant.

Sur la période 1946-1970, nous constatons un début de la persistance de la sécheresse, notamment au nord du bassin.

La période 1971-2009 qui a suivi a été sèche sur tout le bassin avec une probabilité de deux années sèches successives évaluée entre 64 % et 77 %.

Variabilité spatiale de la sécheresse avec la matrice de Markov d'ordre 2

La figure 5 présente la variabilité spatiale des probabilités d'avoir trois années sèches successives et leur significativité. Nous constatons que

la sécheresse tend généralement à s'intensifier au fur et à mesure que nous évoluons dans le temps. De 1971 à 2009, le bassin de la Bia a connu une sécheresse particulièrement intense et étendue, caractérisée par la forte probabilité d'occurrence (≥ 70 %) de trois années sèches successives.

Période de retour de la sécheresse

Les périodes de retour de séquences sèches de longueur 1, 2, 3, etc. n années sont estimées à partir des enregistrements (figure 6). Dans l'ensemble, la probabilité d'occurrence d'une sécheresse de durée supérieure ou égale à une année est bien prédite par les modèles de Markov de 1^{er} et 2^e ordre.

La période de retour de la sécheresse sous la forme de deux ou trois années sèches consécutives est comprise entre 10 et 30 ans. Cependant, elle est cinquantenaire par endroits.

Discussion

L'application de l'indice standardisé de sécheresse pluviométrique (ISSP) dans le bassin de la Bia montre une baisse de la pluviométrie autour de 1970 dans toutes les stations et la persistance d'une période sèche de 1970 à 2009. Ces résultats confirment ceux de nombreux chercheurs qui indiquent tous une rupture dans la

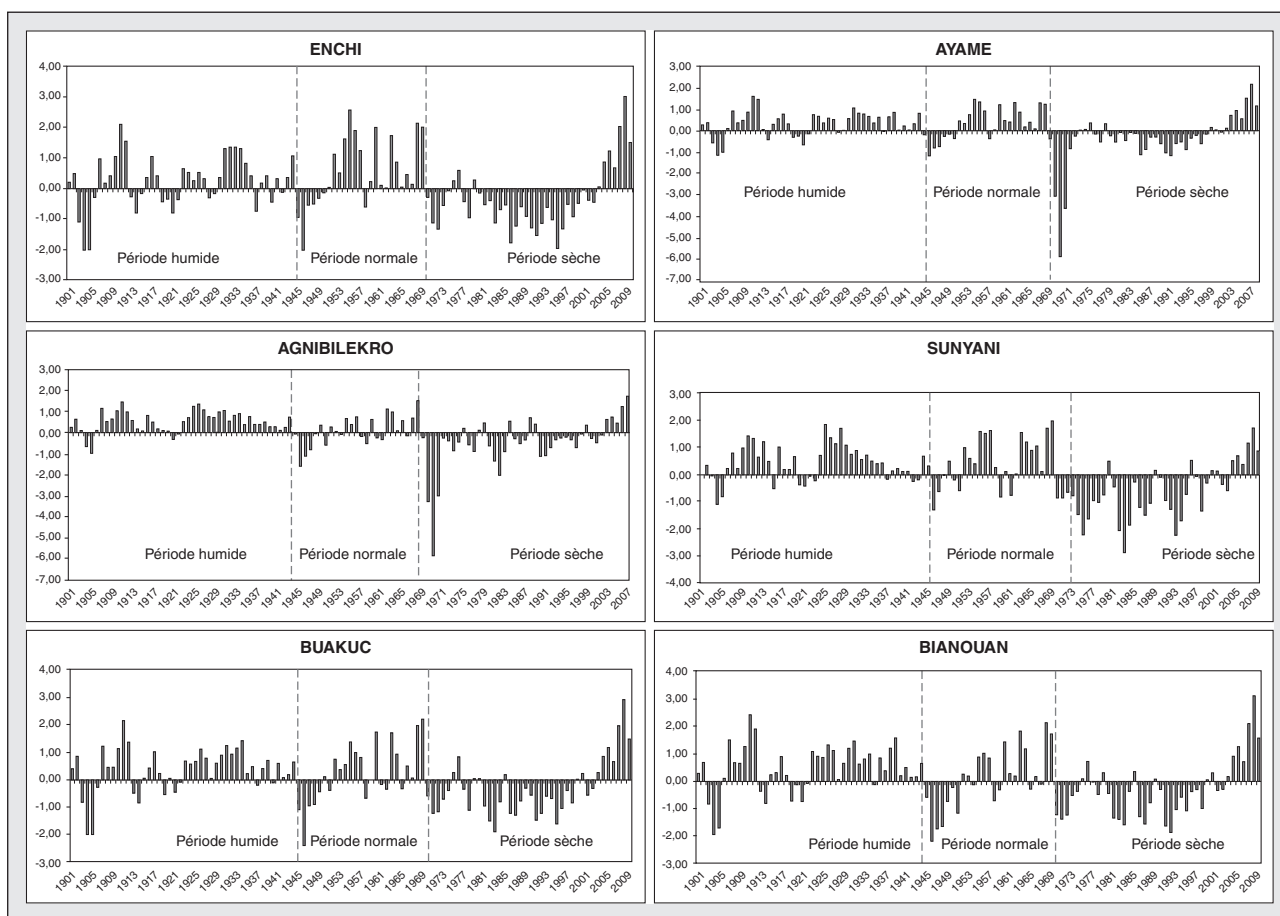


Figure 3. Évolution des indices standardisés de sécheresse des différentes stations sur le bassin de la Bia (1901-2009).

Figure 3. Trends in the standarized drought index at different stations in the Bia River basin, 1901-2009.

Tableau 3. Processus de Markov d'ordre 1 pour chaque station de 1901 à 2009.

Table 3. First order Markov process for each station, 1901-2009.

Station	Probabilité (%)			
	S-S	S-NS	NS-S	NS-NS
Sunyani	0,55	0,45	0,42	0,58
Agnibilékro	0,56	0,44	0,42	0,58
Buakuc	0,50	0,50	0,44	0,56
Bianouan	0,58	0,42	0,46	0,54
Enchi	0,57	0,43	0,42	0,58
Ayamé	0,58	0,42	0,44	0,56

S : année sèche ; NS : année non sèche

Tableau 5. Processus de Markov d'ordre 2 pour chaque station de 1901 à 2009.

Table 5. Second-order Markov process for each station, 1901-2009.

Station	Probabilité (%)			
	S-S-S	S- S-NS	NS-S-S	NS-S-NS
Sunyani	0,70	0,30	0,40	0,60
Agnibilékro	0,68	0,32	0,45	0,55
Buakuc	0,54	0,46	0,50	0,50
Bianouan	0,65	0,35	0,48	0,52
Enchi	0,69	0,31	0,60	0,40
Ayamé	0,67	0,33	0,45	0,55

S : année sèche ; NS : année non sèche

Tableau 6. Processus de Markov d'ordre 2 pour chaque station selon les trois tendances pluviométriques de 1901 à 2009.

Table 6. Second-order Markov process for each station according to the three precipitation trends, 1901-2009.

Station		Probabilités			
		S-S-S	S-S-NS	NS-S-S	NS-S-NS
1901-1945	Sunyani	0,33	0,33	0,27	0,75
	Agnibilékro	0,5	0,6	0,5	0,4
	Buakuc	0,25	0,25	0,3	0,6
	Bianouan	0,6	0,6	0,2	0,7
	Enchi	0,45	0,5	0,5	0,4
	Ayamé	0,43	0,43	0,44	0,44
1946-1970	Sunyani	0	0,5	0,43	0,57
	Agnibilékro	0,5	0,5	0,25	0,75
	Buakuc	0	0	0,25	0,75
	Bianouan	0,33	0,33	0,43	0,57
	Enchi	0,5	0,45	0,25	0,75
	Ayamé	0,5	0,5	0,14	0,86
1971-2009	Sunyani	0,73	0,81	0,6	0,2
	Agnibilékro	0,88	0,1	0,33	0,67
	Buakuc	0	0,67	0,1	0
	Bianouan	0,33	0,72	0,83	0,17
	Enchi	0,5	0,88	0,33	0,67
	Ayamé	0,78	0,78	0,67	0,33

S : année sèche ; NS : année non sèche

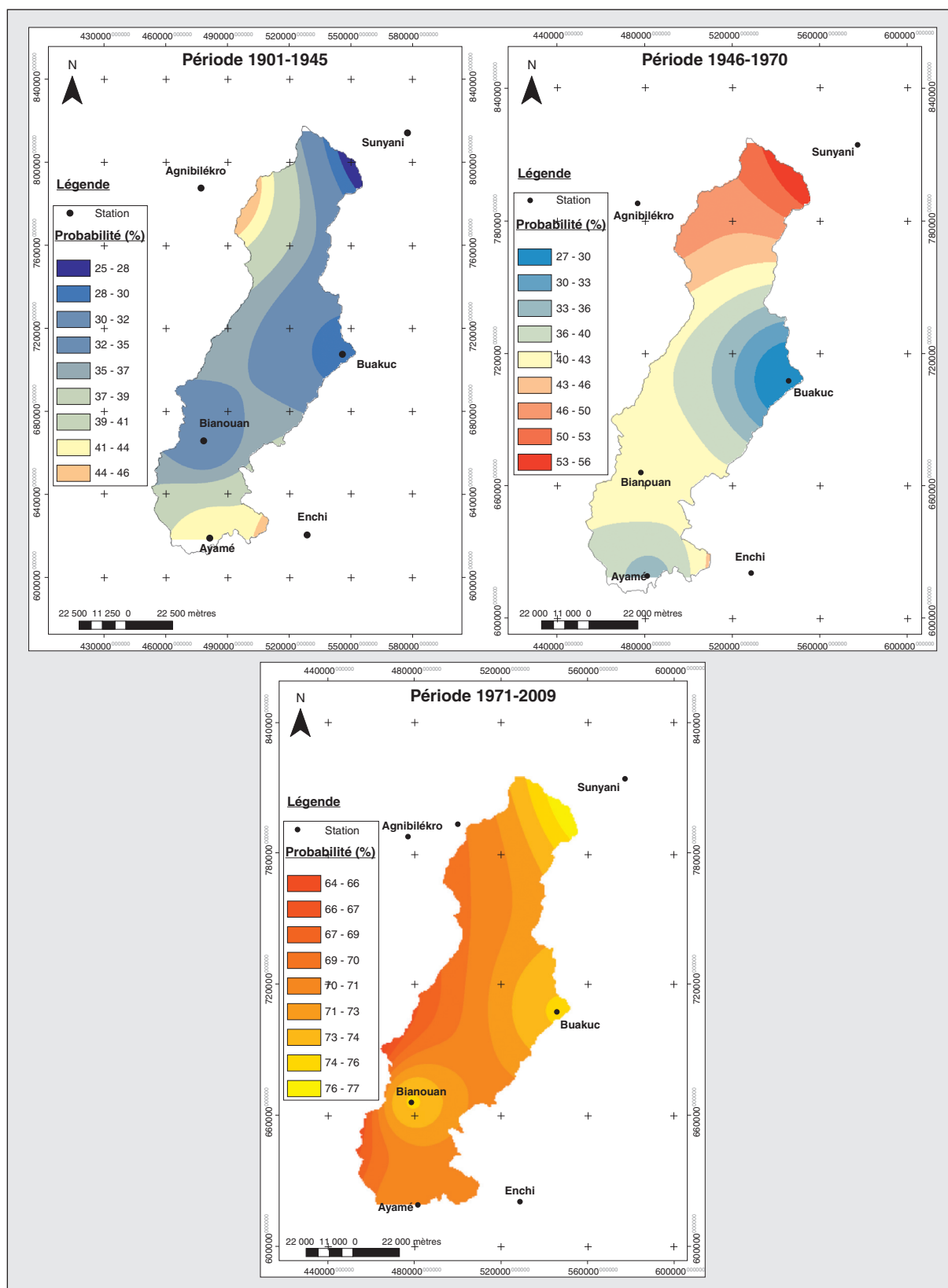


Figure 4. Répartition spatiale des probabilités d'occurrence de deux années sèches successives.

Figure 4. Spatial distribution of the probability of two successive drought years.

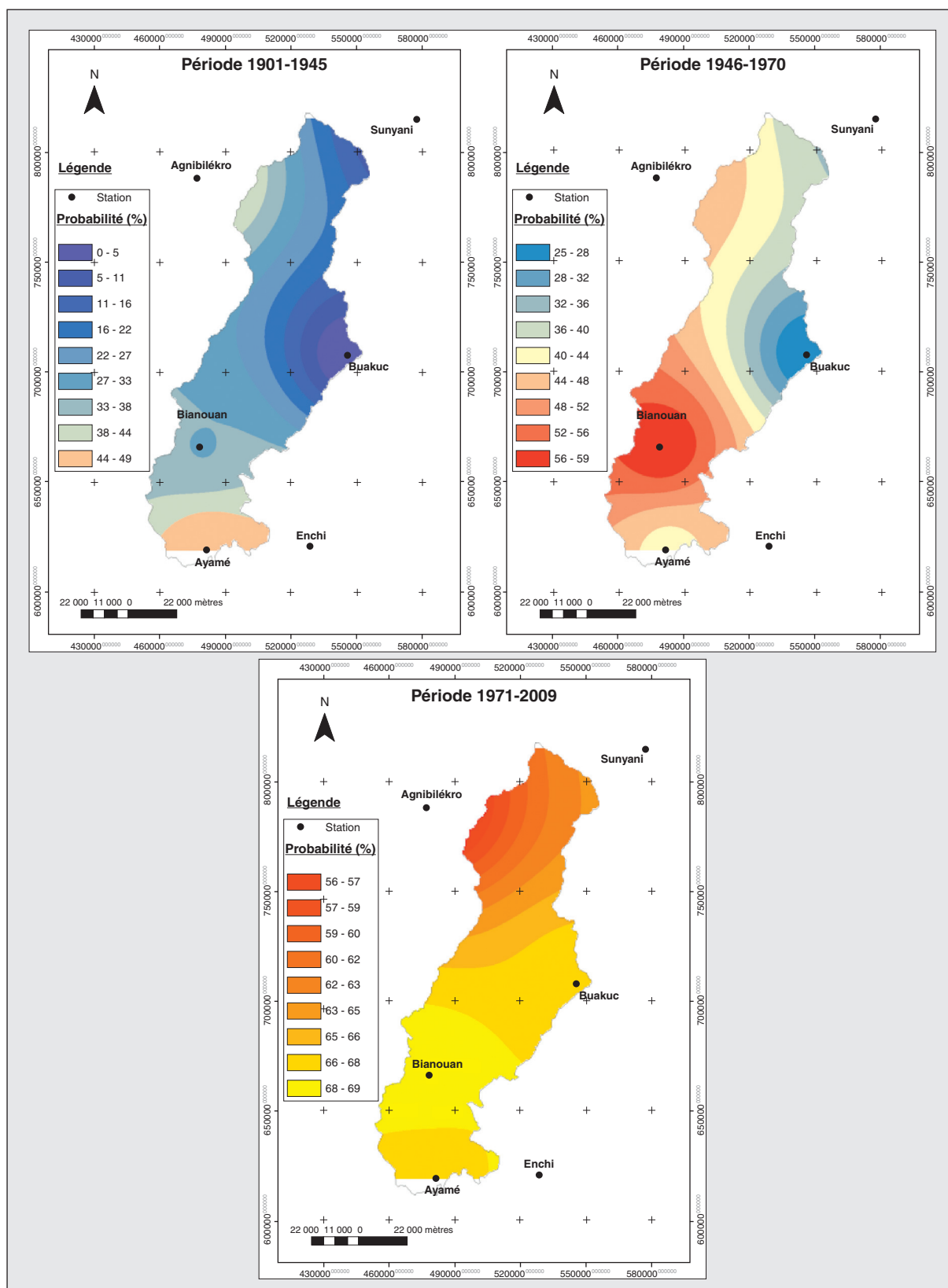


Figure 5. Répartition spatiale des probabilités d'occurrence de trois années sèches successives.

Figure 5. Spatial distribution of the probability of three successive drought years.

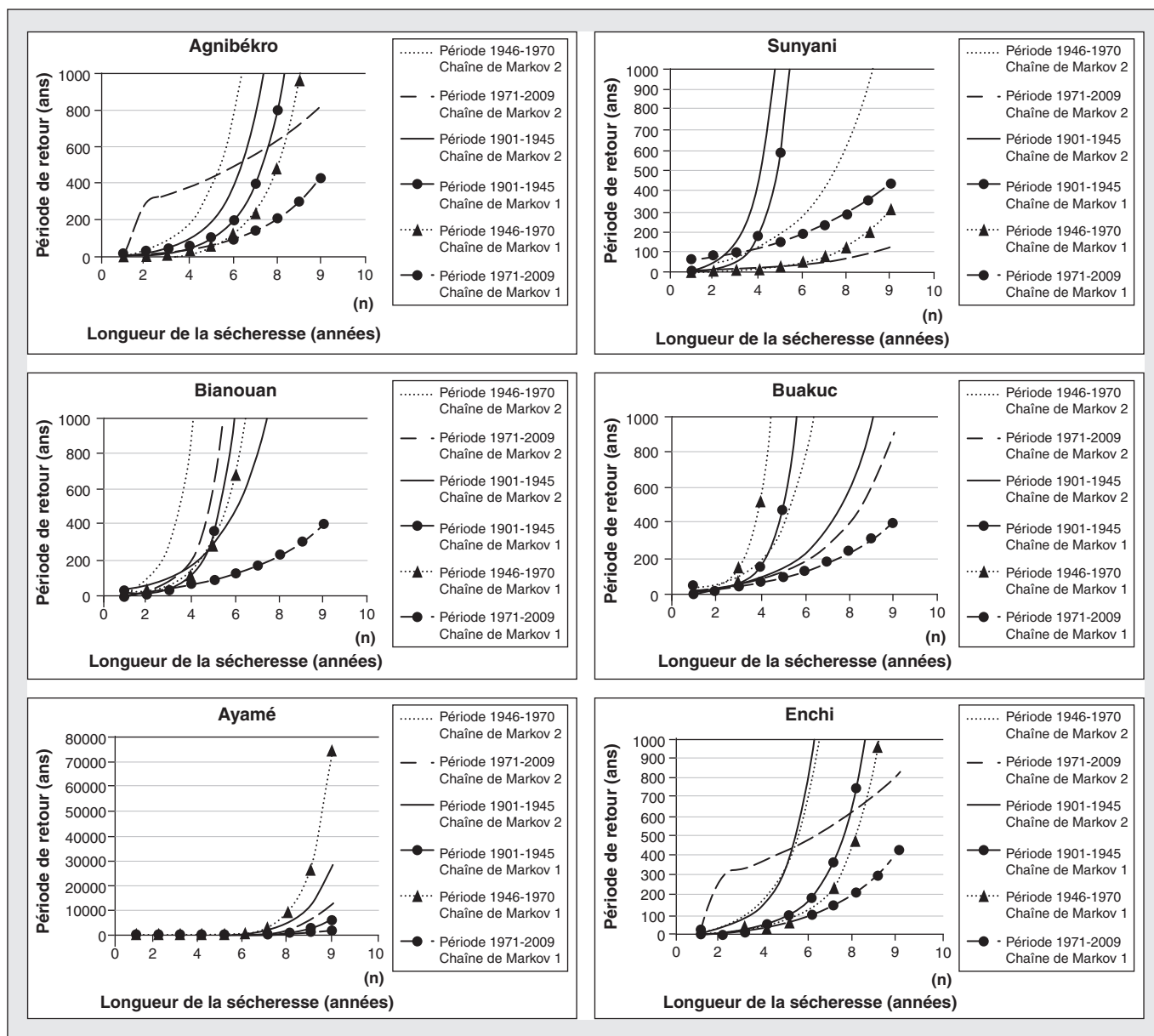


Figure 6. Période de retour de n années de sécheresse des différentes stations de la Bia.

Figure 6. Return period for n drought years at different stations in the Bia River basin.

zone subsaharienne autour de l'année 1970, avec une tendance à la sécheresse après la rupture (Goula *et al.*, 2006 ; Bodian, 2011 ; Noufé *et al.*, 2011). Ces travaux révèlent l'apparition d'un déficit pluviométrique à partir de 1970 et la poursuite de celui-ci durant les décennies 1980-1990 et 1990-2000. Selon Pita (2000), l'indice standardisé de sécheresse pluviométrique permet l'établissement très précis de la durée de la sécheresse et de son intensité.

En effet, l'indice standardisé de sécheresse pluviométrique permet d'estimer correctement la durée et l'intensité de la sécheresse qui sont deux aspects difficiles à établir dans le domaine des indices de sécheresse, en particulier les indices les plus simples et les moins exigeants en données. L'application de l'hypothèse des chaînes de Markov d'ordre 2 a montré que la probabilité d'avoir des années successives de même nature (sèche ou humide) est élevée. Lazri

et al. (2007) ont rapporté que les probabilités à long terme de deuxième ordre donnent, *a priori*, de meilleures approximations que celles de premier ordre. Pour trois années sèches successives, les valeurs de probabilités calculées ($\leq 70\%$) dans notre cas sont moins élevées que celles calculées par Hind et Mohamed (2009) en Algérie ($\leq 81,3\%$). Ceci pourrait s'expliquer par le fait que l'Algérie subit un climat saharien. De plus, la présence de vents dans le

désert accroîtrait encore la sécheresse en permettant le renouvellement d'une masse d'air toujours plus sèche. En ce qui concerne la structure interne des dépendances stochastiques, nous notons, à partir de l'examen des probabilités conditionnelles, que la succession d'états secs s'est accrue durant la sous-période 1971-2009, par rapport à la sous-période précédente. Cette variabilité saisonnière de la pluviométrie a, bien entendu, des conséquences importantes sur les cultures, du fait que l'agriculture dans la zone d'étude est basée sur des systèmes de culture pluviaux tributaires des aléas climatiques (Kanohin, 2012).

Conclusion

Dans le bassin de la Bia, l'application de l'indice standardisé de sécheresse pluviométrique a permis de distinguer trois tendances climatiques de 1901 à 2009 : une période humide de 1901 à 1945, suivie d'une période normale de 1946 à 1970, et une période sèche de 1971 à 2009. Une forte réduction de la pluie est observée dans les années 70 ; « réduction marquée » dans les années 1980, au cours desquelles nous notons une diminution « assez importante » de la pluviométrie annuelle. Cette période déficitaire se caractérise depuis lors par son intensité (-11 % par rapport à la moyenne) et sa durée (39 ans). L'étude de la persistance de la sécheresse avec les chaînes de Markov a montré que la succession de deux à trois années sèches est plus marquée dans le bassin de la Bia.

Les chaînes de Markov 1 et 2 appliquées à un échantillon représentatif de six stations s'avèrent fournir un bon indicateur de la sécheresse à l'échelle régionale. Puisque la persistance des années sèches est notablement supérieure à trois années, la chaîne de Markov de 2^e ordre est plus pertinente que celle de 1^{er} ordre, nous considérons que la probabilité que survienne une année sèche dépend de ce qui est arrivé l'année précédente comme pour la chaîne de Markov de 1^{er} ordre, et même plus

de ce qui est arrivé l'avant-veille. La chaîne de Markov de 1^{er} ordre est utilisée pour montrer la persistance de deux années sèches et celle de 2^e ordre pour l'occurrence de trois années sèches. ■

Références

Adjanohoun E, Guillaumet JL, 1971. La végétation. In: Avenard JM, Eldin M, Girard G, eds. *Le milieu naturel de Côte d'Ivoire*. Paris: ORSTOM;161-2.

Akyuz DE, Bayazit M, Onoz B, 2012. Markov chain models for hydrological drought characteristics. *Journal of Hydrometeorology* 13:298-307.

Andrew W, Sud YC, Rozanov B, 1996. The future of deserts. *Journal of Arid Environments* 32: 75-89.

Benzerti Z, Habaieb H, 2001. Étude de la persistance de la sécheresse en Tunisie par utilisation des chaînes de Markov (1909-1996). *Sécheresse* 12:215-20.

Bodian A, Dacosta H, Dezetter A, 2011. Caractérisation spatio-temporelle du régime pluviométrique du haut bassin du fleuve Sénégal dans un contexte de variabilité climatique. *Physio-Géo - Géographie Physique et Environnement* 5:107-24.

Doudja SG, Nour ED, Abd EMB, 2007. Simulation de la pluviométrie journalière en zone semi-aride par l'analyse en composantes principales. *Sécheresse* 18(2):97-105.

Durand J, Guiral D, 1994. Hydroclimat et hydrochimie. In : Durand JR, Dufour P, Guiral D, Zabi SGF, eds. *Environnement et ressource aquatique de Côte d'Ivoire. Les milieux lagunaires* (Tome 2). Paris: ORSTOM;129-36.

Girard G, Sircoulon J, Toucheboeuf P, 1971. Aperçu sur les régimes hydrologiques. In: Avenard JM, Eldin M, Girard G, eds. *Le milieu naturel de Côte d'Ivoire*. Paris: ORSTOM;109-55.

Goula BTA, Savané I, Konan B, Fadika V, Gnamien KB, 2006. Impact de la variabilité climatique sur les ressources hydriques des bassins de N'Zo et N'Zi en Côte d'Ivoire (Afrique tropicale humide). *Vertigo* 7 (1):1-12.

Hind M, Mohamed M, 2009. Variabilité des précipitations annuelles du Nord-Ouest de l'Algérie. *Sécheresse* 20(1):57-65.

Jan L, Anastassia B, Deliang C, 2008. Modelling precipitation in Sweden using multiple step markov chains and a composite model. *Journal of Hydrology* 363:42-59.

Javier MV, Lidia G, 1999. Regionalization of peninsular Spain based on the length of dry spells. *International Journal of Climatology* 19:537-55.

Justin GM, 2008. Markov chain modeling of sequences of lagged nwp ensemble probability forecasts: an exploration of model properties and decision support applications. *Monthly Weather Review* 136:3655-69.

Kouakou KE, Goula BTA, Savané I, 2007. Impacts de la variabilité climatique sur les ressources en eau de surface en zone tropicale humide : cas du bassin-

versant transfrontalier de la Comoé (Côte d'Ivoire - Burkina Faso). *European Journal of Scientific Research* 16:31-43.

Kanohin O, Saley B, Aké E, Savané I, Djé B, 2012. Variabilité climatique et productions de café et cacao en zone tropicale humide : cas de la région de Daoukro (Centre-Est de la Côte d'Ivoire). *International Journal of Innovation and Applied Studies* 1 (2):194-215.

Kouassi KL, 2007. *Hydrologie, transport solide et modélisation de la sédimentation dans les lacs des barrages hydro-électriques de Côte d'Ivoire : cas du lac de Taabo (Côte d'Ivoire)*. Thèse de doctorat. Côte d'Ivoire: Université d'Abobo-Adjamé.

Kouassi KL, N'Go YA, Gnagne T, Kamagaté B, Méléjé NH, Savané I, 2007. Improvement of the assessment method of the main terms of the hydrological balance of the hydroelectric dam lakes of Côte d'Ivoire in a high hydropluviometric fluctuations context: case of Taabo Lake. *European Journal of Scientific Research* 19:71-84.

Laborde JP, Mouhous N, 1998. *Notice d'installation du logiciel HYDROLAB*. Équipe de gestion et valorisation de l'environnement. France : Université de Nice.

Lana X, Burgueno A, 1989. Daily dry-wet behaviour in Catalonia (NE Spain) from the viewpoint of Markov chains. *International Journal of Climatology* 18:793-815.

Lazri M, Ameer S, Haddad B, 2007. Analyse de données de précipitations par approche markovienne. *Larhyss Journal* 6:7-20.

Mark T, George K, 2003. A hidden Markov model for modelling long-term persistence in multi-site rainfall time series 1. Model calibration using a Bayesian approach. *Journal of Hydrology* 275:12-26.

Ng WW, Panu US, 2010. Comparisons of traditional and novel stochastic models for the generation of daily precipitation occurrences. *Journal of Hydrology* 380:222-36.

Noufé D, Lidon B, Mahé G, Servat E, Brou T, Koli Bi Z, et al., 2011. Variabilité climatique et production de maïs en culture pluviale dans l'Est ivoirien. *Journal des Sciences Hydrologiques* 56(1):152-67.

Pablo FHA, Javier MV, 2011. Regionalization of the probability of wet spells and rainfall persistence in the Basque Country (Northern Spain). *International Journal of Climatology* 32:1909-20.

Pita MF, 2000. Un nouvel indice de sécheresse pour les domaines méditerranéens. Application au bassin du Guadalquivir (sud-ouest de l'Espagne). *Publications de l'Association Internationale de Climatologie* 13:225-34.

Savane I, Coulibaly K, Gion P, 2001. Variabilité climatique et ressources en eaux souterraines dans la région semi-montagneuse de Man. *Sécheresse* 12:231-7.

Sultan B, Servat E, Maley J, Mahé G, 2001. Interrelations entre les forêts tropicales et la variabilité climatique : une synthèse des études récentes. *Sécheresse* 12:221-9.