

Détection et modélisation des sécheresses au Sahel

Proposition d'une nouvelle méthodologie

Stéphane VANNITSEM (1), Gaston DEMARÉE (1)

RÉSUMÉ

Une nouvelle méthodologie statistique, basée sur trois tests différents est décrite. Elle a permis de mettre en évidence et de différencier les trois sécheresses majeures qui se sont produites en Afrique de l'Ouest au cours du XX^e siècle. Les résultats qui en découlent confirment le modèle à 0-dimension, construit par DEMARÉE et NICOLIS (1990), décrivant le comportement des totaux pluviométriques annuels au Sahel.

MOTS-CLÉS: Sécheresse sahélienne — Changement abrupt — Test statistique d'hypothèse — Modélisation dynamique.

ABSTRACT

ASSESSMENT AND MODELLING OF SAHELIAN DROUGHTS: A PROPOSED NEW METHODOLOGY

A new statistical methodology, based upon three different tests is described. This has permitted the assessment and the differentiation of three major droughts that struck West Africa in the 20th century. The findings confirm the 0-dimensional model proposed by DEMARÉE and NICOLIS (1990) which describes the behaviour of the Sahelian annual rainfall amounts.

KEY WORDS: Sahelian drought — Abrupt change — Statistical hypothesis testing — dynamical modelling.

1. INTRODUCTION

Depuis la fin des années soixante, les séries de totaux pluviométriques annuels de la majorité des stations situées dans les régions ouest-africaines présentent un déficit important par rapport aux moyennes établies sur de longues périodes de référence (ALBERGEL *et al.*, 1984-1985; DENNETT *et al.*, 1985; HUTCHINSON, 1985; CHOURET *et al.*, 1986; DEMARÉE and CHADILLY, 1988; DEMARÉE, 1990). Cette sécheresse, installée maintenant depuis plus de vingt ans, perturbe foncièrement toutes les activités humaines (HARE, 1983; Anonyme, 1984; SIRCOULON, 1984/85, 1990).

Dans le but de mettre en évidence ce phénomène, diverses séries régionales ont été élaborées montrant clairement qu'une diminution importante des précipitations annuelles ou saisonnières s'est produite durant ces 20 dernières années (NICHOLSON, 1983; LAMB, 1982, 1983, 1985; FARMER et WIGLEY, 1985; OJO, 1987; LAMB et PEPLER, 1990). Plusieurs analyses spatio-temporelles des pluies au Sahel ont également été effectuées (GREGORY, 1982, 1983; BELTRANDO, 1989).

De nombreux auteurs ont tenté de décrire et de comprendre les mécanismes régissant les pluies dans cette partie du monde (CHARNEY, 1975; TANAKA *et al.*, 1975; KIDSON, 1977; KRAUS, 1977; LAMB, 1978, 1983; LOUGH, 1980; MOTHAN *et al.*, 1980; FOLLAND *et al.*, 1986; NICHOLSON, 1990). Dans cette perspective, JANOWIAK (1988) a décrit différentes caractéristiques associées au comportement des hauteurs de précipitations annuelles au Sahel, et NICHOLSON (1981) distingue cinq types d'anomalies d'écarts par rapport à la moyenne des séries, présentant des configurations spatiales fort différentes.

(1) Section hydrologie, Institut royal météorologique de Belgique, 3, avenue Circulaire, B-1180 Bruxelles.

Dans un article de synthèse récent, DRUYAN (1989) en arrive à la conclusion que, malgré un effort scientifique considérable, une faible proportion des mécanismes affectant les précipitations sahéliennes est bien comprise aujourd'hui et qu'il s'avère nécessaire de tenir compte d'influences à grandes échelles dans ces régions.

Actuellement, la non-stationnarité de ces séries semble bien établie (SNIJDERS, 1983, 1986; CARBONNEL et HUBERT, 1985; HUBERT et CARBONNEL, 1987; CARBONNEL, HUBERT et CHAUCHE, 1987; DEMARÉE et CHADILLY, 1988; HUBERT, CARBONNEL et CHAUCHE, 1989). HUBERT et CARBONNEL (1987) analysent 42 séries provenant de stations recouvrant l'ensemble du Sahel à partir de la procédure de LEE et HEGHINIAN (1977), et ils montrent qu'un changement généralisé de moyenne s'est produit à la fin des années soixante. Cette non-stationnarité semble se traduire plutôt par un changement abrupt de moyenne au sein des séries que par une variation lisse — croissante ou décroissante — des valeurs prises par les événements qui la constituent (DEMARÉE et NICOLIS, 1990). Dans leur article, DEMARÉE et NICOLIS modélisent le comportement des hauteurs de précipitations annuelles à Kaédi (Mauritanie) en utilisant un modèle dynamique non-linéaire contenant deux états stationnaires stables correspondant à l'état pluvieux et à l'état de sécheresse qui y sont observés.

SIRCOULON (1976 a, b) montre, également, que les trois grandes sécheresses météorologiques, caractérisées par des déficits en précipitations qui se sont produites au cours du XX^e siècle, présentent une intensité et une structure spatiale qualitativement différentes. Pour plus de facilité, il a donné à chacune d'entre elles un nom rappelant les périodes pendant lesquelles elles ont sévi: les sécheresses dites de «1913», de «1940» et de «1968». Nous garderons par la suite la nomenclature qu'il a adopté.

La première, bien qu'un manque dramatique de données se soit fait sentir pendant qu'elle sévissait, semble avoir été d'une extension spatiale et d'une intensité très importantes (GROVE, 1973; BERAN et RODIER, 1985). La seconde et la troisième sont beaucoup mieux connues, car le nombre de stations en activité, recouvrant de manière plus homogène le Sahel, y a été considérablement plus grand. Les caractéristiques de la dernière en date, en l'occurrence sa rigueur et son extension spatiale, sont fortement analogues à celles de la sécheresse dite de «1913» (SIRCOULON, 1976 b; BOWDEN *et al.*, 1981). Ce qui conduit, tout naturellement, à supposer qu'elles doivent être du même type, tandis que la seconde, constituée d'années alternées fort sèches et fort pluvieuses, semble avoir été la moins intense des trois. Ceci permet de soupçonner que les sécheresses de «1913» et «1968» correspondent à un régime pluviométrique global radicalement différent de ce qu'on a appelé «régime normal» — et ce pour des raisons humaines et politiques liées à l'abondance relative en pluie de la période 1950-1967 — ou «pluvieux». La sécheresse de «1940» a plutôt dû être la conséquence d'un phénomène de moindre échelle.

Le but de ce travail est de montrer que d'une part, plusieurs sécheresses de types différents peuvent se produire dans les régions sahéliennes et, d'autre part, de valider qualitativement les résultats du modèle stochastique construit par DEMARÉE and NICOLIS (1990). Pour cela, dix séries de hauteurs de précipitations annuelles vont être analysées, en utilisant une nouvelle procédure statistique basée sur trois tests: le test de Mann-Kendall (SNEYERS, 1975), le test de LOMBARD (1988) et celui de PETTITT (1979). La seconde section de ce travail sera consacrée à la présentation des données, la troisième à une description de la méthode statistique utilisée, la quatrième aux résultats obtenus et la cinquième aux conclusions.

2. LES DONNÉES

Les données utilisées proviennent de dix stations de l'Afrique de l'Ouest. Celles-ci ont été choisies car elles possèdent des séries chronologiques parmi les plus longues et les plus complètes de cette région.

Elles se répartissent comme suit: Kaédi est située en Mauritanie, Saint-Louis au Sénégal, Banjul en Gambie, et les stations de Kayes, Tombouctou, Mopti, Ségou, Niore du Sahel, Bougouni et Sikasso au Mali (fig. 1). Les séries de données sont représentées à la figure 2 sous forme d'écart normalisés par rapport à la moyenne de chacune d'elles. Certaines lacunes sont à déplorer au sein de ces différentes séries, et ce notamment lors de la première guerre mondiale, durant laquelle la plupart des stations en Afrique de l'Ouest se sont arrêtées de fonctionner. Cet arrêt est d'autant plus dommageable qu'il recouvre la sécheresse dite de «1913».

La majorité de ces données proviennent des publications de SIRCOULON (1976a) et de CHOURET *et al.* (1986). Elles ont été complétées par les données récentes compilées par l'Agrhymet à Niamey (Niger), ou fournies par l'Asecna à Nouakchott (Mauritanie). Les caractéristiques les concernant sont rassemblées au tableau I.

Nous supposons, par la suite, que l'ensemble de ces séries annuelles ne contient aucune hétérogénéité d'origine humaine, comme par exemple, un changement de position de la station ou bien un changement d'instrument ou bien encore, une modification de la méthode d'observation.

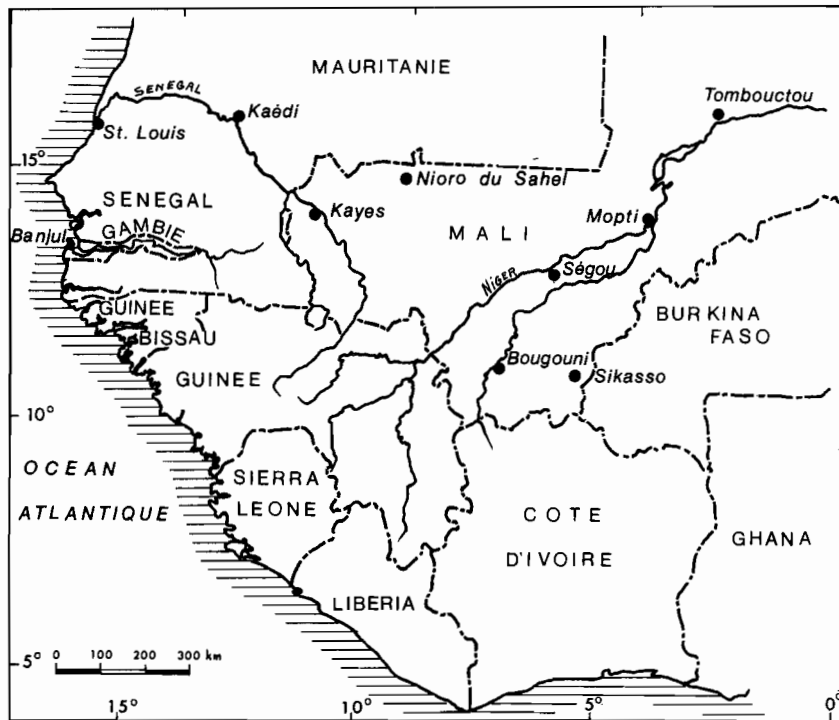


FIG. 1. — Carte de situation des stations d'où proviennent les séries analysées.

TABLEAU I
Ensemble des caractéristiques des stations analysées dans ce travail.

Station	Latitude N	Longitude W	Pays	Période de référence
Banjul	13.28	16.34	Gambie	1886-1988
Bougouni	11.25	7.20	Mali	1921-1988
Kaédi	16.13	13.52	Mauritanie	1905-1988
Kayes	14.26	11.26	Mali	1896-1988
Mopti	14.31	4.06	Mali	1922-1988
Nioro du Sahel	15.14	9.36	Mali	1919-1988
Saint-Louis	16.03	16.27	Sénégal	1854-1988
Ségou	13.24	6.09	Mali	1907-1988
Sikasso	11.21	5.41	Mali	1909-1988
Tombouctou	16.43	3.00	Mali	1897-1988

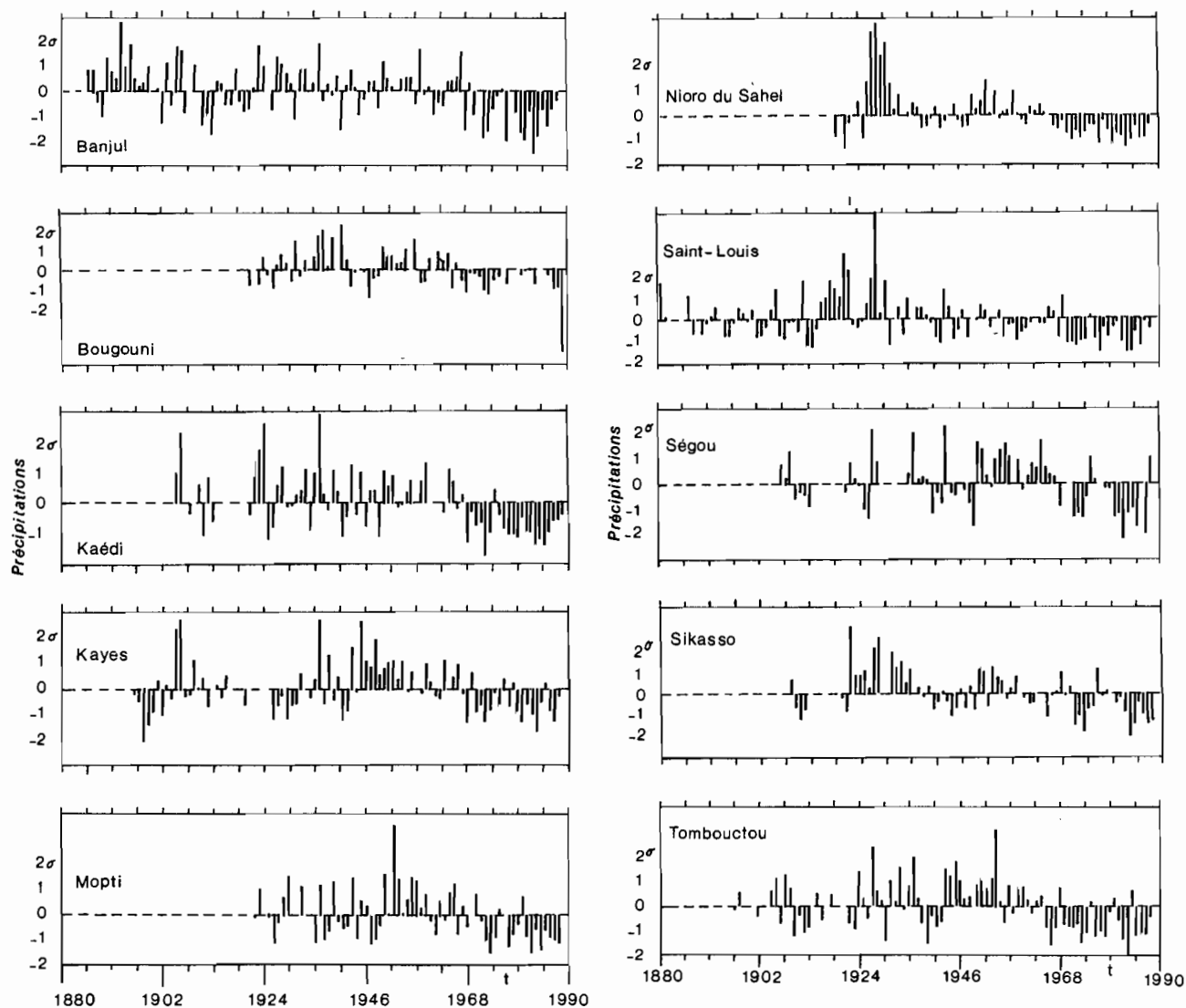


FIG. 2. — Données présentées sous forme d'écart normalisés par rapport à la moyenne pour l'ensemble des séries étudiées.

3. TESTS ET MÉTHODE D'ANALYSE UTILISÉS

La procédure suivie se fonde sur le désir de mettre en évidence la non-stationnarité des séries pluviométriques annuelles abordées; ou en d'autres termes, d'isoler les sécheresses dont les événements proviennent d'une population significativement différente de celle qui régit l'état «pluvieux».

Dans ce but, trois tests ont essentiellement, été utilisés. Le premier, celui de Mann-Kendall, permet de détecter l'existence d'une unique tendance globale au sein de la série analysée. Son utilisation progressive — procédure proposée par SNEYERS (1975) — dans le sens direct et rétrograde, permet de mettre à jour des groupements de petites ou de grandes valeurs, ou bien encore une croissance ou une décroissance des valeurs prises par les événements successifs. Le second, le test de LOMBARD (1988), permet d'évaluer le nombre de changements de moyenne significatifs au sein d'une série. Le troisième, le test de PETTITT (1979), est par contre, capable d'estimer la position d'un changement de moyenne dans une série ou une sous-série, mais sans pouvoir en isoler plus d'un.

Ces trois tests sont non-paramétriques, c'est-à-dire qu'ils ne formulent aucune hypothèse sur la forme de la fonction de distribution des événements qui constituent la série.

LE TEST DE MANN-KENDALL

Soit x_1, \dots, x_T une séquence de données. A chaque x_i est associé un nombre n_i comptabilisant les éléments x_j tel que $i > j$ et $x_i > x_j$.

La statistique s'écrit alors:

$$t = \sum_{i=1}^T n_i \quad (1)$$

Celle-ci, sous l'hypothèse nulle de l'absence de tendance, suit, pour T large, une loi de répartition normale de moyenne et de variance:

$$E(t) = \frac{T(T-1)}{4} \quad (2)$$

$$\text{var}(t) = \frac{T(T-1)(2T+5)}{72} \quad (3)$$

Sa forme réduite est alors:

$$U(t) = \frac{t - E(t)}{\sqrt{\text{var}(t)}} \quad (4)$$

Dès lors, pour des amplitudes importantes de la statistique réduite, l'hypothèse nulle sera rejetée. A cette statistique est associée une probabilité de signification, celle de détecter une tendance alors qu'il n'en existe pas.

L'application progressive du test, décrite par SNEYERS (1975), permet de déterminer de manière détaillée les périodes où des groupes de valeurs supérieures ou inférieures à la moyenne apparaissent.

LE TEST DE LOMBARD

Soit x_1, \dots, x_T une séquence de variables aléatoires indépendantes, dont les fonctions de distribution sont $F(x_1 - m_1), \dots, F(x_T - m_T)$ où m_1, \dots, m_T sont les moyennes des variables. L'hypothèse nulle de ce test est de supposer que les T moyennes sont égales:

$$H_0: m_1 = \dots = m_T \quad (5)$$

Ce test admet différentes hypothèses alternatives, selon qu'un ou plusieurs changements de moyenne apparaissent au sein de la série.

Le point de départ du test est de considérer la série de sommes cumulées des écarts normalisés par rapport à la moyenne de la séquence initiale de données (CUSUM):

$$U_{i,T} = T^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^i \frac{(x_i - \mu_T)}{\sigma_T} \quad (6)$$

où μ_T est la moyenne et σ_T est l'écart-type de la série. On pose $U_{0,T} = 0$.

Cette CUSUM possède une propriété très remarquable: elle présente des augmentations et des diminutions importantes si des changements de moyenne existent dans la série.

Par conséquent, LOMBARD (1988) propose de développer cette CUSUM en série de FOURIER, après en avoir construit une version continue $B_T(y)$ telle que:

$$B_T(y) = U_{i,T} \quad (7)$$

avec $y = t/T$ et $t = 0, \dots, T$.

En tenant compte du fait que $B_T(0) = B_T(1) = 0$, la série de Fourier s'écrit:

$$B_T(y) = 2 \sum_{k=1}^T \frac{Z_{k,T}}{2} \sin \frac{(ky\pi)}{(k\pi)} \quad (8)$$

où,

$$Z_{k,T} = \frac{1}{2^2} k\pi \int_{-\infty}^{+\infty} B_T(u) \sin(ku\pi) du \quad (9)$$

On peut déduire une version discrète de $Z_{k,T}$, pour T large :

$$Z_{k,T} = \left(\frac{2}{T}\right)^{\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^T \cos\left(k\pi \frac{(2i-1)}{2T}\right) \frac{(x_i - \mu_T)}{\sigma_T} \quad (10)$$

Par conséquent, la CUSUM est représentée par une somme de termes sinusoïdaux, dont les coefficients ont chacun une amplitude aléatoire.

Si k transitions, entre deux moyennes différentes, apparaissent au sein de la série, le coefficient de plus grande amplitude sera $Z_{k,T}$. Dès lors, déterminer le nombre de changements de moyenne consiste simplement, à isoler ce coefficient. Mais, il faut encore décider si celui-ci ne possède pas une amplitude compatible avec des valeurs qui pourraient engendrer une série de moyenne constante.

Sous l'hypothèse nulle de l'absence de changements de moyenne, la probabilité pour que le maximum des valeurs des n $Z_{k,T}$ considérés soit plus grand qu'un certain seuil $\Gamma (\geq 0)$, pour T large, est :

$$P(\max_{1 \leq k \leq n} |Z_{k,T}| \geq \Gamma \parallel H_0) = 1 - (2 \text{Fi}(\Gamma) - 1)^n \quad (11)$$

où Fi est la fonction de distribution normale de moyenne 0 et de variance 1. H_0 indique que l'on considère cette probabilité sous l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes.

Dès lors, la décision d'accepter ou de rejeter H_0 dépendra du fait que la probabilité, donnée par l'équation 11, est supérieure ou inférieure à un certain niveau de confiance α choisi *a priori*.

Le nombre n de coefficients doit évidemment être plus petit que T , sous peine de perdre toute signification physique. Le choix de ce dernier est arbitraire et dépend du nombre de changements auquel on s'attend.

Il faut noter que ce test ne permet de détecter que des changements alternés de moyenne. De plus, il n'est pas en mesure de situer ni l'endroit où il a eu lieu, ni d'estimer sa magnitude.

LE TEST DE PETTITT

Le troisième, le test de Pettitt, fournit la possibilité de déterminer l'endroit où se situe un unique changement de population au sein de la série, dans le cas où celui-ci se traduit par une variation de moyenne (PETTITT, 1979; BUSHAND, 1982, 1984).

Soit $x_1, \dots, x_t, \dots, x_T$, une séquence d'événements aléatoires. Celle-ci présente un changement de population en t si l'ensemble des événements x_1, \dots, x_t possèdent une fonction de distribution $F1(x)$ de moyenne significativement différente de celle de $F2(x)$ correspondant à la séquence x_{t+1}, \dots, x_T . Nous cherchons par conséquent, à vérifier l'hypothèse nulle de l'absence de changement de comportement de la variable.

La statistique associée à ce test s'écrit :

$$K_T = \max_{1 < t < T} |U_{t,T}| \quad (12)$$

où,

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=i+1}^T \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (13)$$

sgn est égal à 1 si le signe de la différence entre les deux valeurs mises entre parenthèses est positif, - 1 s'il est négatif et 0 si x_i et x_j sont identiques. Si l'on ne considère qu'un changement dans une direction (positif ou négatif), elle s'écrit :

$$K_T^+ = \max_{1 < t < T} U_{t,T} \quad (14)$$

ou,

$$K_T^- = -\min_{1 < t < T} U_{t,T} \quad (15)$$

Dès lors, K_T^+ et K_T^- seront grand si respectivement, $\langle F1(x) \rangle < \langle F2(x) \rangle$ ou si $\langle F1(x) \rangle > \langle F2(x) \rangle$, où $\langle \rangle$ est la moyenne d'ensemble.

De plus, le test de Pettitt détermine la probabilité approximative de signification associée aux diverses statistiques: probabilité de détecter un changement de moyenne alors qu'il n'y en a pas au sein de la série. Ceci permet donc, à un certain niveau de confiance, d'estimer si un changement de population a effectivement eu lieu. Il est à noter que les seuils critiques approximatifs du test, basés sur l'expression asymptotique de la distribution de Kolmogorov-Smirnov, sont mal adaptés lorsque de petits échantillons (~ 20) sont considérés (SNIJDERS, 1984). Dans cet article, la longueur minimale des séries est de l'ordre de 60. Dès lors l'expression proposée par Pettitt a été maintenue.

MÉTHODOLOGIE

La procédure d'analyse des dix séries de données, utilisant ces trois tests statistiques, se déroulera en trois étapes:

- le test de Mann-Kendall sera d'abord appliqué; il permettra de déterminer si une tendance générale apparaît au sein de celles-ci;
- puisque ce premier test est peu approprié lorsque plusieurs changements apparaissent, le test de Lombard sera utilisé de telle manière à estimer leur nombre;
- ensuite, un découpage judicieux de la série initiale en un certain nombre de sous-séries, égal au nombre de changements, sera effectué. Sur chacune de ces dernières, le test de Pettitt donnera, alors, l'endroit présumé du changement. On procédera à ce découpage, en analysant de manière détaillée la CUSUM.

4. RÉSULTATS

APPLICATION DES TESTS AUX SÉRIES

Le test de Mann-Kendall permet de mettre en évidence une tendance décroissante significative au niveau 5% à la fin de l'ensemble des séries étudiées (tabl. II), à l'exception de celle de Kayes. Ce dernier résultat, en désaccord avec les autres, est dû au fait que les deux changements de moyenne, apparaissant au sein de cette série, se compensent mutuellement au niveau de la statistique du test. Quatre applications directes et rétrogrades du test sur les séries des stations de Banjul, Tombouctou, Kayes et Saint-Louis sont rassemblées à la figure 3. Les lignes horizontales pointillées délimitent les seuils critiques du test au niveau de signification de 5%. On peut également, observer sur ces graphiques des variations importantes positives ou négatives de la statistique indiquant la présence de périodes fort pluvieuses ou fort sèches. Cette caractéristique peut être l'indice de la présence de plusieurs changements de moyenne entre différents états stationnaires.

TABLEAU II
Résultats du test de Mann-Kendall sur l'ensemble des séries.

Station	Statistique du test de Mann-Kendall	Probabilité de signification
Banjul	-4.0863	0.00004
Bougouni	-2.5207	0.01171
Kaédi	-4.3821	0.00001
Kayes	-1.0658	0.28654
Mopti	-2.6453	0.00816
Nioro du Sahel	-4.6098	< 0.00001
Saint-Louis	-3.5343	0.00041
Ségou	-1.9620	0.04977
Sikasso	-3.7426	0.00018
Tombouctou	-2.9417	0.00326

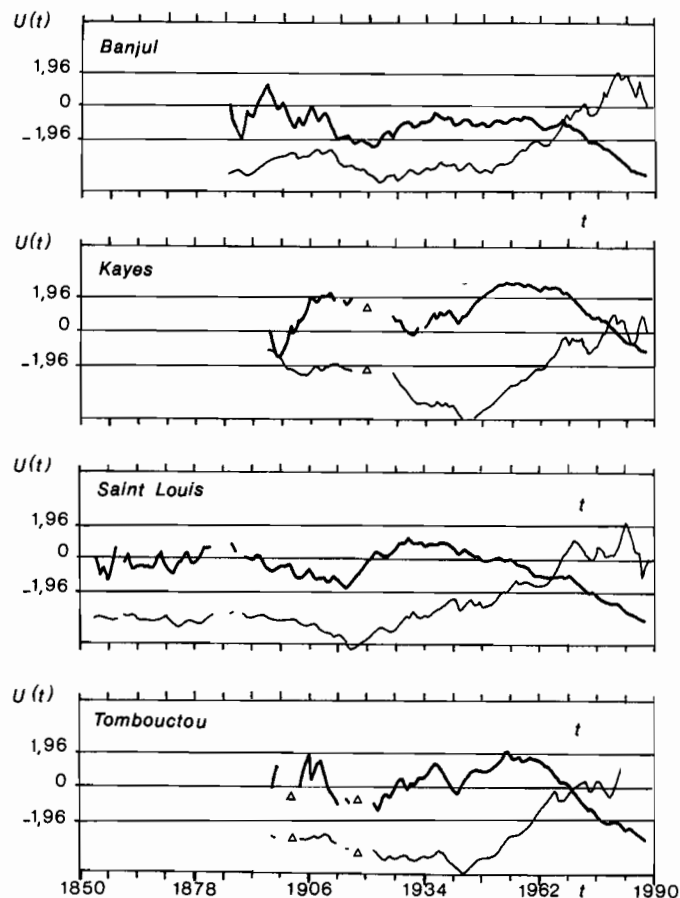


FIG. 3. — Test de tendance de Mann-Kendall appliqué aux séries de Saint-Louis, Tombouctou, Banjul et Kayes.

Dans le but de voir si plusieurs changements apparaissent dans les séries, elles ont été soumises au test de Lombard. Le test a été appliqué deux fois sur chaque série, en prenant un nombre différent de coefficients dans la série de Fourier de la CUSUM: 10 et 30. Le choix de 10 coefficients est suffisant, si on s'attend à observer trois sécheresses au sein des séries étudiées. Mais il est utile d'appliquer le test avec un plus grand nombre de coefficients, de telle manière à vérifier si les modes les plus significatifs n'ont pas été omis. Les conclusions ne changent pas si on utilise 30 coefficients; seul le niveau de confiance associé varie.

Sur l'ensemble des séries, le test donne un ou deux changements significatifs. Les valeurs de la probabilité de signification associée à la statistique sont reprises au tableau III. Les séries de Banjul, Kaédi, Bougouni, Sikasso et Nioro du Sahel semblent ne posséder qu'un unique changement. Tandis que pour celles de Tombouctou, Ségou, Mopti, Kayes et Saint-Louis, le test évalue le nombre de changements à deux.

Ces résultats sont assez surprenants car l'on s'attendrait plutôt à ce que deux ou trois sécheresses apparaissent dans les séries, c'est-à-dire quatre ou cinq changements de moyenne. Ceci peut se comprendre de la manière suivante: le test de Lombard est construit pour détecter des changements de moyenne alternés placés à intervalles de temps relativement réguliers, or les périodes de sécheresses au Sahel ont des durées fort variables, ce qui implique qu'il risque «d'oublier» certaines d'entre elles (VANNITSEM et NICOLIS, 1991).

Selon la méthodologie proposée, les séries, pour lesquelles deux changements ont été décelés, peuvent être coupées en deux sous-séries disjointes bien choisies, de telle manière à pouvoir les faire apparaître. Ce découpage a été effectué en tenant compte du comportement de la CUSUM des séries: chaque extrémum important apparaissant dans la CUSUM peut être l'indice de la présence d'une transition d'un état sec vers un état pluvieux ou l'inverse. Ensuite, ces sous-séries ont été analysées à partir du test de Pettitt.

TABLEAU III
Résultats du test de Lombard sur l'ensemble des séries étudiées.

Station	Nombre estimé de changements (test de Lombard)	Probabilité de signification	
		Nb. de coefficients	
		30	10
Banjul	1	0.0026	0.0009
Bougouni	1	0.2108	0.0760
Kaédi	1	0.0063	0.0021
Kayes	2	0.0244	0.0082
Mopti	2	0.1192	0.0414
Nioro du sahel	1	0.0010	0.0003
Saint-Louis	2	0.0862	0.0296
Ségou	2	0.1898	0.0678
Sikasso	1	0.0230	0.0077
Tombouctou	2	0.0092	0.0031

La figure 4 montre un exemple d'une telle procédure effectuée sur la série de Kayes. Sa CUSUM (fig. 4A) contient six extréma principaux dont cinq fort rapprochés avant 1953 et seulement un après. Dès lors, cette date constitue l'une des possibilités de découpage de la série, permettant d'isoler le dernier changement de moyenne. Les cinq autres extréma, très proches les uns des autres, sont plus difficiles à isoler. L'application du test de Pettitt (fig. 4B) sur la sous-série allant de 1896 à 1953, montre clairement la présence d'un changement en 1931-1932. Sur celle débutant en 1954 et se terminant en 1988 (fig. 4C), le test conclut à l'existence d'un changement en 1967-1968. Sur ces deux figures 4B et 4C, les lignes pointillées correspondent aux seuils de signification de la statistique K_T du test. La probabilité associée à ces seuils est indiquée en ordonnée à droite du graphique. Mais, il est évident au vu du graphique 4B, que la détection aurait pu se produire en 1942-1943. Cette incertitude peut être levée si l'on admet que la sécheresse a dû sévir dans cette région pendant la première guerre mondiale. Par conséquent, 1931-1932 semble être la date du changement la plus vraisemblable.

Le caractère abrupt de ces changements de moyenne se déduit du comportement de la statistique du test de Pettitt: celle-ci présente, sur la majorité des séries, un pic très prononcé indiquant par là que le changement s'est déroulé durant un court laps de temps. Un bon exemple est donné à la figure 4C montrant la forme de la statistique $U_{t,T}$ du test de Pettitt appliqué à la série de Kayes. On peut y observer un pic acéré aux alentours de la date du changement: ceci permet de conclure que la transition vers une fonction de distribution de moyenne inférieure a été abrupte.

Le tableau IV rassemble les valeurs des statistiques K_T du test de Pettitt, associées aux sous-séries envisagées. Les probabilités de signification y sont également incluses.

Pour les stations de Mopti, Ségou et Tombouctou, le premier changement abrupt, allant dans le sens d'un accroissement (+) de la moyenne, est détecté vers la fin des années quarante et le second indicatif d'une décroissance (-) de la moyenne à la fin des années soixante. Tandis que, pour Saint-Louis, le premier (+) se situe aux environs de 1915, et le second (-) à la fin des années soixante.

Sur les autres séries, l'unique changement abrupt (-) décelé par le test de Lombard est, dans la majorité des cas, localisé à la fin des années soixante.

DISCUSSION

Il est clair que, comme l'ont déjà montré, amplement, d'autres travaux (SNIJDERS, 1983, 1986; ALBERGEL *et al.*, 1984-1985; HUBERT et CARBONNEL, 1987; DEMARÉE et CHADILLY, 1988), une décroissance significative des hauteurs de précipitations annuelles s'est produite à la fin des années soixante sur l'ensemble de la région ouest-sahélienne.

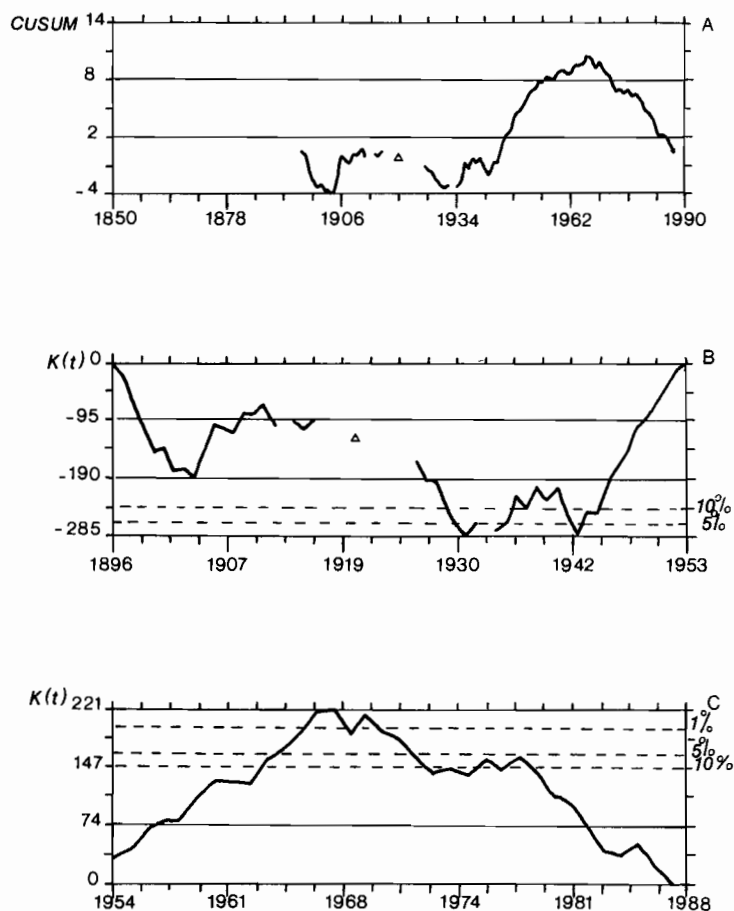


FIG. 4. — Test de Pettitt appliqué aux deux sous-séries de la station de Kayes allant de 1896 à 1953 et de 1954 à 1988. Les lignes pointillées des figures 4B et 4C correspondent aux valeurs de la statistique pour lesquelles la probabilité d'avoir un changement de moyenne est de 10%, 5% et 1%.

Les résultats, obtenus en utilisant la procédure décrite plus haut, sont en bon accord avec ceux obtenus par HUBERT et CARBONNEL (1987) (tabl. V). En effet, pour les séries de Banjul, Bougouni, Niore du Sahel, Saint-Louis et Tombouctou, les années de changement estimées à partir de la méthode de Lee et Heghinian, que ces auteurs ont utilisée, sont identiques à celles obtenues à partir du test de Pettitt. Elles ne diffèrent que d'un an dans le cas de Kayes et Mopti, et de trois à Ségou. En ce qui concerne Sikasso, le test de Pettitt détecte un changement abrupt en 1959-1960, alors que la procédure de Lee et Heghinian le situe en 1935. La première estimation est en meilleur accord avec les résultats obtenus sur les autres séries. Ce résultat est essentiellement dû au fait que les données utilisées dans le présent travail se prolongent au moins jusqu'en 1988, et que la plupart des années qui ont suivi 1984, date à laquelle se termine la majorité des séries utilisées par HUBERT et CARBONNEL, présentent un déficit par rapport à la moyenne de la série.

L'accroissement (fig. 5A) décelé à la fin des années quarante, indicatif de la présence des sécheresses de «1913» et «1940» qui ont précédé, apparaît uniquement, que sur trois des séries étudiées: Tombouctou, Ségou et Mopti. Si l'on se penche sur le graphique de la statistique du test de Pettitt (fig. 5A) construit pour la série de Tombouctou (1897-1954), on constate clairement que deux minima locaux apparaissent sur celui-ci en 1923 et 1942, donnant ainsi une indication qualitative de l'existence de plusieurs périodes pluvieuses et sèches. Statistiquement parlant, il est assez difficile de discerner l'importance de l'une et de l'autre.

Les deux régions de Kayes et de Saint-Louis semblent par contre, avoir subi une augmentation des précipitations plus tôt, révélant ainsi uniquement, la présence de la sécheresse de «1913». La station de Kayes présente, comme nous l'avons déjà constaté, la même particularité que celle de Tombouctou. On décèle, également, la présence de plu-

TABLEAU IV

Application du test de Pettitt sur les séries ou les sous-séries construites dans le but de mettre en évidence les changements de moyenne.

Station	Sous-séries	Endroit du changement (test de Pettitt)	Probabilité de signification	
Banjul	1886-1988	1967-1968	0.00072	-
Bougouni	1921-1990	1964-1965	0.00343	-
Kaédi	1904-1990	1967-1968	0.00001	-
Kayes	1896-1953	1931-1932	0.02668	+
	1954-1988	1967-1968	0.00260	-
Mopti	1922-1959	1949-1950	0.08116	+
	1960-1988	1971-1972	0.01348	-
Nioro du Sahel	1919-1988	1966-1967	0.00001	-
Saint-Louis	1854-1936	1915-1916	0.09574	+
	1937-1988	1969-1970	0.00176	-
Ségou	1907-1957	1949-1950	0.16017	+
	1958-1988	1970-1971	0.01534	-
Sikasso	1909-1988	1959-1960	0.00409	-
Tombouctou	1897-1954	1942-1943	0.07369	+
	1955-1988	1964-1965	0.01638	-

TABLEAU V

Comparaison des années de changement estimées à partir de la méthode de Lee et Heghinian (HUBERT et CARBONNEL, 1987) avec celles qui ont été obtenues en utilisant la méthode proposée dans le présent travail.

Station	Méthode de Hubert et Carbonnel (1987)	Méthode de Vannitsem et Demarée
Banjul	1967	1967-1968
Bougouni	1964	1964-1965
Kaédi	non-étudiée	1967-1968
Kayes	1966	1967-1968
Mopti	1972	1971-1972
Nioro du Sahel	1966	1966-1967
Saint-Louis	1969	1969-1970
Ségou	1967	1970-1971
Sikasso	1935	1959-1960
Tombouctou	1964	1964-1965

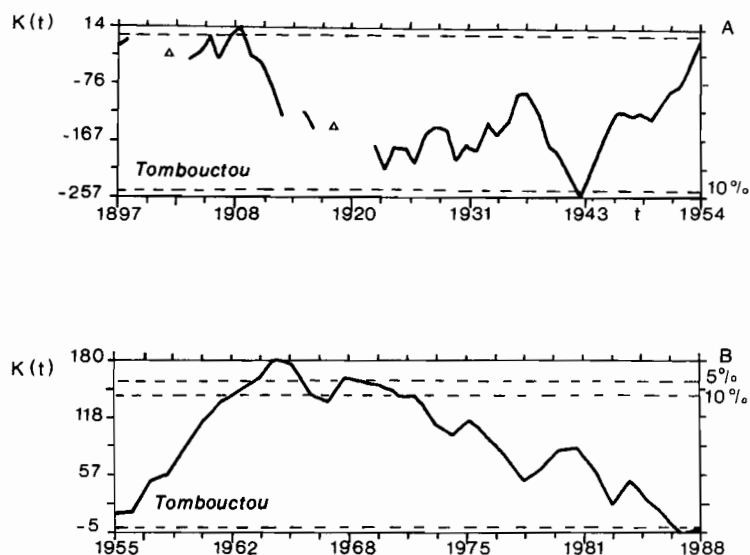


FIG. 5. — Test de Pettitt appliqué aux deux sous-séries de Tombouctou allant de 1887 à 1956 et de 1957 à 1988. Les seuils de probabilité sont définis comme sur les figures 4B et 4C.

sieurs extréma sur le graphique du test de Pettitt (fig. 5A et 5B) permettant de soupçonner plusieurs périodes pluvieuses et sèches. La conclusion du test de Pettitt sur la série de Kayes, fort différente de celle obtenue sur les séries de Tombouctou, Mopti et Ségou, semble dû au fait que, d'une part, la sécheresse de «1940» a été moins importante dans cette région et que, d'autre part, celle dite de «1913» s'est prolongée jusqu'en 1931.

Le cas de la station de Saint-Louis est plus complexe, car au vu du graphique de la CUSUM (fig. 6A), on s'attendrait plutôt à trouver trois changements de moyenne, deux délimitant la sécheresse de «1913» et un à la fin des

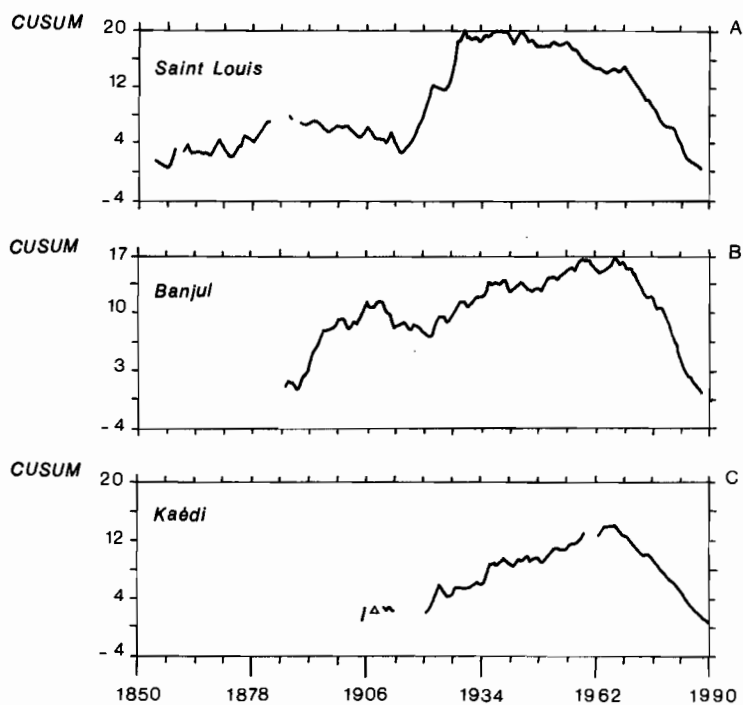


FIG. 6. — Graphiques de la somme cumulée des écarts par rapport à la moyenne des séries de Saint-Louis, Banjul et Kaédi.

années soixante. Or le test de Lombard n'en détecte que deux. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'une période très pluvieuse suit la sécheresse de «1913» (fig. 2), masquant ainsi la présence du premier des deux changements de moyenne situés de part et d'autre de cette dernière.

Alors que pour les stations de Mopti, Ségou et Tombouctou le test de Pettitt met en évidence l'effet cumulé des deux sécheresses, pour les stations de Kayes et Saint-Louis, il ne détecte que la sécheresse de «1913». Ceci semble indiquer que l'extrême ouest de la région étudiée a été peu touchée par celle de «1940». La forme du graphique des sommes cumulées des stations de Banjul et Kaédi (fig. 6B et 6C) confirme ce résultat car aucun extrémum prononcé n'apparaît aux alentours de 1940.

Différentes sécheresses

Les résultats précédents suggèrent, que la sécheresse de «1968» apparaît dans toute la région ouest-sahélienne étudiée. Par contre, celle de «1940» ne semble pas avoir touché l'extrême ouest de cette région.

La première sécheresse, celle de «1913», a été difficile à analyser, car un sérieux manque de données touche la majorité des séries durant cette période. Néanmoins, elle a été détectée sur deux séries: Saint-Louis et Kayes. Cependant, on la retrouve en partie ou en totalité dans la plupart des séries. Celle de Banjul est un exemple représentatif de ces séries dans lesquelles elle apparaît sans avoir pu être détectée. Son existence sur cette dernière est confirmée par les résultats obtenus à partir du test de Lombard. En effet, le troisième coefficient de la série de Fourier de la CUSUM a presque la même magnitude que le premier, qui nous a indiqué la présence d'un unique changement (tabl. VI). Ceci permet de soupçonner que deux autres changements ont eu lieu, mais durant un laps de temps trop court pour être détectés de manière significative. Le test de Lombard garde en mémoire la première sécheresse.

TABLEAU VI

Valeurs des coefficients de la série de Fourier de la CUSUM (test de Lombard) obtenues sur la série de Banjul. La première ligne contient le numéro du coefficient et la seconde la valeur correspondante.

num.	1	2	3	4	5	6	7	8
val.	3.92	-1.80	3.01	0.16	1.35	-0.17	-1.80	-0.68

Cette dernière, caractérisée par une grande extension spatiale, présente donc, une très forte ressemblance avec celle de «1968». Pour l'ensemble de ces stations, on peut observer sa brièveté en comparaison de celle de «1968», comme le montre le résultat du test de Lombard sur la série de Banjul.

La sécheresse de «1940» a été également, de très courte durée. Pour s'en convaincre, il suffit de remarquer que, sur les séries où elle apparaît, le nombre d'années de la décennie 1940, présentant un déficit par rapport à la moyenne, est de l'ordre de cinq.

Confirmation du modèle à deux états stationnaires stables construit par DEMARÉE et NICOLIS (1990)

Ces diverses caractéristiques confirment les résultats du modèle dynamique à 0 dimension (sans dimension d'espace), construit par DEMARÉE et NICOLIS (1990) en partant des données pluviométriques de Kaédi. Ce modèle part du postulat que la variable (les hauteurs de précipitations annuelles) est un processus Markovien dont l'équation d'évolution est la suivante:

$$\frac{dx}{dt} = f(x, \lambda) + F(t) \quad (16)$$

où $f(x, \lambda)$ est la partie déterministe et $F(t)$ la partie stochastique de l'équation, et λ est un ensemble de paramètres dont dépend l'évolution de la variable.

Dans le cas qui nous intéresse de deux populations de moyennes différentes, une fonction $f(x, \lambda)$ cubique suffit. Elle donne en effet, naissance à deux états stationnaires stables. Dès lors, elle se réécrit:

$$\frac{dx}{dt} = -x^3 + \lambda x^2 - \mu x + \nu + F(t) \quad (17)$$

où λ , μ , ν sont des paramètres et $F(t)$ est un bruit blanc tel que:

$$\langle F(t) \rangle = 0 \quad (18)$$

et,

$$\langle F(t)F(t') \rangle = q^2 \delta(t - t') \quad (19)$$

où q^2 est la variance du bruit et $\delta(t - t')$ un delta de Dirac.

La variable t est un temps adimensionnel relié au temps réel t_R par la relation suivante:

$$t_R = \frac{t}{\Phi} \quad (20)$$

Une autre fonction peut être construite à partir de la partie déterministe de l'équation (16):

$$U(x) = - \int^x (f(\zeta), \lambda) d\zeta \quad (21)$$

Cette fonction, dite fonction potentielle, est intéressante, car elle permet de voir rapidement quels sont les états stationnaires stables et instables de l'équation (17): si $U''(x_s) > 0$, x_s est stable et inversement si $U''(x_s) < 0$.

La théorie permet également, d'évaluer les moments du temps de résidence de la variable autour de ses états stationnaires stables a et c (GARDINER, 1985; DEMARÉE et NICOLIS, 1990).

Comme exemple, le modèle a été construit pour la série de Banjul. Connaissant les moyennes des deux périodes, l'une «humide» et l'autre «sèche», allant respectivement de 1886 à 1967 et de 1968 à 1988, il est possible de déduire tous les paramètres du modèle λ , μ , ν et q^2 , et de construire la fonction $U(x)$ (fig. 7).

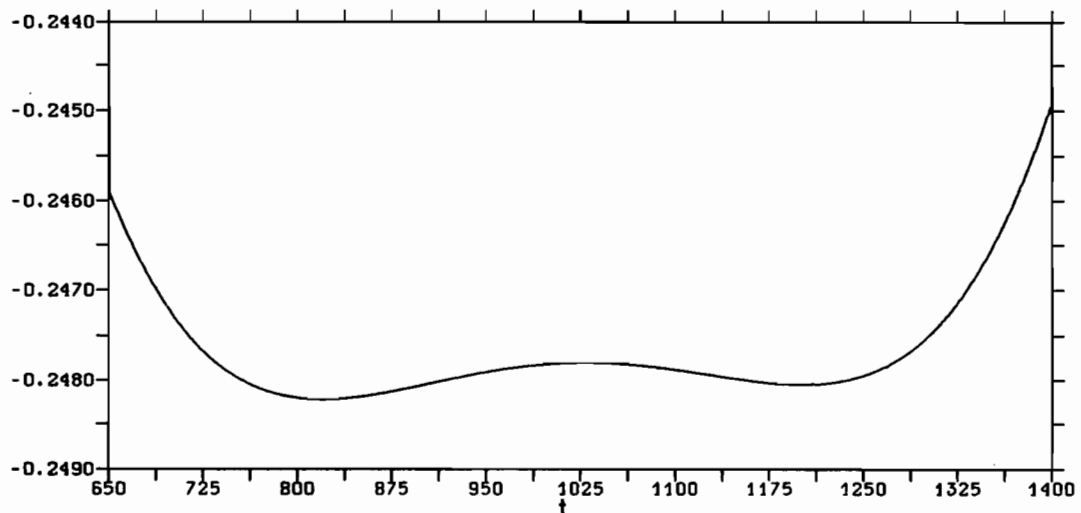


FIG. 7. — Potentiel construit à partir des moyennes et variances des deux états isolés pour la série de la station de Banjul.

Les valeurs des trois premiers moments du temps nécessaire à la variable, partant de a ou de c , pour arriver à l'état intermédiaire instable b sont rassemblés au tableau VII. Ces valeurs sont données, à gauche, en unités adimensionnelles et, à droite, en années. Elles ont été obtenues en estimant la valeur du paramètre Φ qui apparaît dans l'équation (20). En linéarisant l'équation (17) autour de chacun des états d'équilibre, on obtient un temps caractéristique de retour de la variable vers celui-ci égal à:

$$\tau_{x_s} = \frac{1}{\Phi U''(x_s)} \quad (22)$$

où x_s est l'un des états stationnaires stables.

La valeur de τ_{x_s} a été tirée d'une étude effectuée par KRAUS (1977), qui montre que des persistances de l'ordre de 10 ans existent au Sahel. L'estimation de Φ est alors de l'ordre de 1,5. Notons que le temps moyen d'arrivée à l'état b doit encore être multiplié par deux si on désire obtenir le temps moyen de transition de a vers c (= temps moyen de résidence autour de chacun des états stationnaires stables).

TABLEAU VII

Valeurs des trois premiers moments du temps de passage des états stationnaires a et c vers b pour la station de Banjul. T, T2 et T3 sont, respectivement, le temps moyen, l'écart-type et la dissymétrie du temps de transition.

	Moments en unités adimensionnelles	Moments exprimés en années
$T_{a \rightarrow b}$	4.974	3.316
$T2_{a \rightarrow b}$	6.063	4.042
$T3_{a \rightarrow b}$	8.101	5.401
$T_{c \rightarrow b}$	4.034	2.689
$T2_{c \rightarrow b}$	5.333	3.555
$T3_{c \rightarrow b}$	7.288	4.859

Pour Banjul, le temps de passage de a à b (tabl. VII) présente un écart-type du même ordre de grandeur que sa moyenne. Ceci suggère qu'il est sujet à une très grande variabilité. De plus, il apparaît que la variable passe plus de temps autour de l'état «sec», et que par conséquent, celui-ci sera le plus persistant. Ce comportement est tout à fait similaire à celui que DEMARÉE et NICOLIS ont mis en évidence pour Kaédi.

Cette caractéristique est confirmée qualitativement, par les résultats de la section (3a). En effet, il a été démontré que les trois sécheresses de «1913», «1940» et «1968» font partie d'une population significativement différente de celle qui régit l'état dit «pluvieux», et que leur durée est fort variable: les deux premières sont plus courtes que celle de «1968» d'un facteur deux. Ceci nous indique que le temps de persistance des sécheresses est très variable.

5. CONCLUSIONS

SIRCOULON (1976 a, b) a montré que la sécheresse au Sahel pouvait être de différents types. C'est ce que nous avons essayé de confirmer, en utilisant une procédure statistique basée sur trois tests différents. Celle-ci nous a permis d'isoler l'ensemble des sécheresses, qui se sont produites dans cette région depuis le début du siècle. Les résultats obtenus amènent aux conclusions suivantes:

— l'extension spatiale des trois sécheresses est fort différente. La première, de «1913», et la troisième, de «1968» s'étendent à l'ensemble de la région que nous avons étudiée. Tandis que celle de «1940» ne semble pas avoir eu d'influence sur une large bande côtière, où se trouvent les stations de Banjul, Saint-Louis et Kaédi. Les deux sécheresses de «1913» et de «1968», tout à fait comparables du point de vue de leurs caractéristiques spatiales, sont vraisemblablement dues à un changement atmosphérique global affectant l'ensemble du Sahel comme le suggèrent HUBERT et CARBONNEL (1987) pour celle de «1968». Par contre la sécheresse de «1940» semble avoir eu pour origine une perturbation locale n'ayant touché que certaines régions de l'Afrique de l'Ouest. Dès lors, il est clair que les études futures des mécanismes induisant les sécheresses devraient tenir compte de cette différence;

— tout comme dans le cas de la station de Kaédi étudiée par DEMARÉE et NICOLIS (1990), le modèle stochastique indique que les sécheresses que l'on connaît au Sahel, sont des phénomènes aperiodiques récurrents qui en moyenne, sont plus persistants que les périodes fort pluvieuses qui s'y sont déroulées;

— la variabilité de la durée des trois sécheresses, dites de «1913», «1940» et de «1968», permet de valider ce modèle pour lequel le temps de résidence autour des deux états stationnaires stables est fort variable.

La procédure qui a été employée dans ce travail, dont les résultats confirment ceux de HUBERT et CARBONNEL (1987), permet de détecter plusieurs changements de moyenne au sein d'une série et est assez simple à implémenter. Celle-ci pourrait donc, aisément être utilisée sur des séries chronologiques présentant ce même type de comportement.

REMERCIEMENTS

Nous remercions C. NICOLIS de ses précieux conseils lors de la construction du modèle, ainsi que les réviseurs pour leurs remarques constructives. Nous remercions également les services de l'Asecna (Nouakchott, Mauritanie) de

nous avoir fourni les données de la station de Kaédi utilisées dans ce travail. Ce dernier a été effectué dans le cadre du Programme d'Impulsion «Global Change» financé par l'Etat belge - Service du Premier ministre - Programmation de la politique scientifique sous le numéro de contrat GC/34/019.

BIBLIOGRAPHIE

- ALBERGEL (J.), CARBONNEL (J.-P.) et GROUZIS (M.), 1984-1985. — Période climatique au Burkina Faso. Incidences sur les ressources en eau et les productions végétales. *Cah. ORSTOM, sér. Hydrol.*, XXI, 1: 3-19.
- Anonyme, 1984. — Hydrologie, hydraulité et climatologie. Tentative d'explication de l'insuffisance des précipitations en Afrique et dans d'autres régions du monde en 1983. Union des producteurs et distributeurs d'électricité en Afrique. Congrès de Lomé, 4-8 juin 1984, Electricité de France International, 38 p. + 3 p.
- BELTRANDO (G.), 1989. — Variations spatio-temporelles des précipitations sahéliennes de l'Atlantique à l'Ouest du massif éthiopien. *La Météorologie*, VII^e série, 30: 1-8.
- BERAN (M.A.) et RODIER (J.A.), 1985. — Hydrological aspects of droughts. A contribution to the IHP. Unesco-WMO, Paris, 149 p.
- BOWDEN (M.J.) *et al.*, 1981. — The effect of climate fluctuations on human populations: two hypotheses. In «Climate and History. Studies in past climates and their impact on Man» T.M.L. Wigley, M.J. Ingram and G. Farmer (Eds.), Cambridge University Press: 479-513.
- BUSHAND (T.A.), 1982. — Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology*, 58: 11-27.
- BUSHAND (T.A.), 1984. — Tests for detecting a shift in the mean of hydrological time series. *Journal of Hydrology*, 73: 51-69.
- CARBONNEL (J.-P.) et HUBERT (P.), 1985. — Sur la sécheresse au Sahel d'Afrique de l'Ouest. Une rupture climatique dans les séries pluviométriques du Burkina Faso (ex Haute-Volta), *C.R. Acad. Sc. Paris*, t. 301, série II, n° 13: 941-944.
- CARBONNEL (J.-P.), HUBERT (P.) et CHAUCHE (A.), 1987. — Sur l'évolution de la pluviométrie en Afrique de l'Ouest depuis le début du siècle. *C.R. Acad. Sc. Paris*, t. 305, série II: 625-628.
- CHARNEY (J.G.), 1975. — Dynamics of deserts and drought in the Sahel. *Quart. J.R. Met. Soc.*, 101: 193-202.
- CHOURET (A.), BERTHAULT (C.) et PEPIN (Y.), 1986. — Persistance de la sécheresse au Sahel. Etude de stations pluviométriques et hydrologiques de longue durée au Mali. Observations de l'année 1985. Bamako, 81 p.
- DEMARÉE (G.R.), 1990. — An indication of climatic change as seen from the rainfall data of a Mauritanian station. *Theor. Appl. Climatol.*, 42: 139-147.
- DEMARÉE (G.) et CHADILLY (M.S.), 1988. — The Sahelian drought(s) as seen from the rainfall data of a Mauritanian station. In: «Computer methods and water resources, vol. 3 Computational Hydrology». D. Ouazar, C.A. Brebbia and V. de Kosinsky (Eds.) Computational mechanics publications and Springer-Verlag: 15-23.
- DEMARÉE (G.) et NICOLIS (C.), 1990. — Onset of Sahelian drought viewed as a fluctuation induced transition. *Quarterly journal of the royal meteorological society*, 116: 221-238.
- DENNETT (M.D.), ELSTON (J.) et RODGERS (J.A.), 1985. — A reappraisal of rainfall trends in the Sahel. *Journal of Climatology*, 5: 353-361.
- DRUYAN (L.M.), 1989. — Advances in the study of Sub-Saharan drought. *International Journal of Climatology*, 9: 77-90.
- FARMER (G.) et WIGLEY (T.M.L.), 1985. — Climatic trends for tropical Africa. Research report for overseas Development administration. Climatic research unit, University of East Anglia, Norwich, England, 136 p.
- FOLLAND (C.K.), PALMER (T.N.) et PARKER (D.E.), 1986. — Sahel rainfall and worldwide sea temperatures, 1901-85. *Nature*, 320: 602-607.
- GARDINER (C.W.), 1985. — Handbook of stochastic methods for physics, chemistry and the natural sciences, Second edition, Springer-Verlag Berlin, Heidelberg, New York, 422 p.
- GREGORY (S.), 1982. — Spatial patterns of Sahelian annual rainfall, 1961-1980. *Arch. Met. Geoph. Biokl.*, Sér. B, 31: 273-286.
- GREGORY (S.), 1983. — A note on mean seasonal rainfall in the Sahel, 1931-60 and 1961-80. *Geography*, 68: 31-36.
- GROVE (A.T.), 1973. — A note on the remarkably low rainfall of the Sudan zone in 1913. *Savanna*, vol. 2, n° 2: 133-138.
- HARE (F.K.), 1983. — Climate and desertification: A revised analysis. WCP-44, WMO/UNEP, 149 p.
- HUTCHINSON (P.), 1985. — Rainfall analysis of the Sahelian drought in the Gambia. *Journal of Climatology*, 5: 665-672.
- HUBERT (P.) et CARBONNEL (J.-P.), 1987. — Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest. *Journal of Hydrology*, 95: 165-183.
- HUBERT (P.), CARBONNEL (J.-P.) et CHAUCHE (A.), 1989. — Segmentation des séries hydrométriques - Application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest. *Journal of Hydrology*, 110: 349-367.
- JANOWIAK (J.E.), 1988. — An investigation of interannual rainfall variability in Africa. *Journal of Climate*, 1, 3: 240-255.
- KATZ (R.W.), 1978. — Persistence of Subtropical African droughts. *Mon. Weather. Rev.*, 106: 1017-1021.
- KIDSON (J.W.), 1977. — African rainfall and its relation to the upper air circulation. *Quart. J.R. Met. Soc.*, 103: 441-456.
- KRAUS (E.B.), 1977. — Subtropical droughts and cross-equatorial energy transports. *Monthly Weather Review*, 105: 1009-1018.
- LAMB (P.J.), 1978. — Large-scale tropical atlantic surface circulation patterns associated with subsaharan weather anomalies. *Tellus*, 30: 240-251.
- LAMB (P.J.), 1982. — Persistence of subsaharan drought. *Nature*, 299: 46-48.
- LAMB (P.J.), 1983. — Sub-Saharan rainfall update for 1982: continued drought. *Journal of Climatology*, vol. 3: 419-422.

- LAMB (P.J.), 1985. — Rainfall in Subsaharan West Africa during 1941-83. *Zeitschrift für Gletscherkunde und Glazialgeologie*, 21: 131-139.
- LAMB (P.J.) et PEPPLER (R.A.), 1990. — West Africa. Chapter 7 in «ENSO Teleconnections linking worldwide climate anomalies: Scientific basis and societal impact» M.H. Glantz, R.W. Katz and N. Nicholls (Eds.), Cambridge University Press.
- LEE (A.F.S.) et HEGHINIAN (S.M.), 1977. — A shift of the mean level in a sequence of independant random variables. A Bayesian approach. *Technometrics*, 19, 4: 503-506.
- LOMBARD (F.), 1988. — Detecting change points by Fourier analysis. *Technometrics*, 30, 3: 305-310.
- LOUGH (J.M.), 1980. — West African rainfall variations and tropical Atlantic sea surface temperatures. *Climate Monitor*, 9: 150-157.
- MOTHA (R.P.), LEDUC (S.K.), STEYAERT (L.T.), SAKAMOTO (C.M.) et STROMMEN (N.D.), 1980. — Precipitation patterns in West Africa. *Monthly weather review*, 108: 1567-1578.
- NICHOLSON (S.E.), 1981. — Rainfall and atmospheric circulation during drought periods and wetter years in West Africa. *Monthly weather review*, 109: 2191-2208.
- NICHOLSON (S.E.), 1983. — Sub-Saharan rainfall in the years 1976-80: evidence of continued drought. *Monthly weather review*, 111: 1646-1654.
- NICHOLSON (S.E.), 1990. — African drought: characteristics, causal theories and global teleconnections. In: «Understanding climate change» A. Berger, R.E. Dickinson, J.W. Kidson (Eds.); *Geophysical Monograph* 52, IUGG, vol. 7: 79-100.
- NICOLIS (C.) et NICOLIS (G.), 1981. — Stochastic aspects of climatic transitions — Additive fluctuations. *Tellus*, 33: 225-234.
- OJO (O.), 1987. — Rainfall trends in West Africa, 1901-1985. In: «The influence of climate change and climate variability on the hydrologic regime and water resources». *Proceedings of the Vancouver Symposium*, August 1987, IAHS Publ. n° 168: 37-43.
- PETTITT (A.N.), 1979. — A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Statist.*, 28, 2: 126-135.
- SIRCOULON (J.), 1976a. — Les données hydropluviométriques de la sécheresse récente en Afrique intertropicale. Comparaison avec les sécheresses «1913» et «1940». *Cah. ORSTOM, Sér. Hydrol.*, Vol. XII, 2: 75-174.
- SIRCOULON (J.), 1976b. — La récente sécheresse des régions sahéliennes. *La Houille Blanche*, 6/7: 537-548.
- SIRCOULON (J.), 1984/85. — La sécheresse en Afrique de l'Ouest. Comparaison des années 1982-1984 avec les années 1972-1973. *Cah. ORSTOM, sér. Hydrol.*, vol. XXI, n° 4, 75-86.
- SIRCOULON (J.), 1990. — Impact possible des changements climatiques à venir sur les ressources en eau des régions arides et semi-arides. Comportement des cours d'eau tropicaux, des rivières et des lacs en zone sahélienne. WCAP-12, WMO/TD-n° 380, Genève 87 p.
- SNEYERS (R.), 1975. — Sur l'analyse statistique des séries d'observations. *Note Technique*, n° 143, OMM-n° 415, Genève, 192 p.
- SNIJDERS (T.A.B.), 1983. — A study of the variability in space and time of Upper Volta rainfall. II International meeting on statistical climatology, September 26-30, 1983, Lisboa, 3.5.1-3.5.7.
- SNIJDERS (T.A.B.), 1984. — Antithetic variates for Monte-Carlo estimation of probabilities. *Statistica Neerlandica*, 38: 55-73.
- SNIJDERS (T.A.B.), 1986. — Interstation correlations and nonstationarity of Burkina Faso rainfall. *Journal of climate and applied meteorology*, 25: 524-531.
- TANAKA (M.), WEARE (B.C.), NAVATO (A.R.) et NEWELL (R.E.), 1975. — Recent African rainfall patterns. *Nature*, 235: 201-203.
- VANNITSEM (S.) et NICOLIS (C.), 1991. — Detecting climatic transitions: statistical and dynamical aspects. *Beiträge zur Physik der Atmosphäre*, 64: 245-254.

Vannitsem S., Demarée G. (1991).

Détection et modélisation des sécheresses au Sahel.

Hydrologie Continentale, 6 (2), 155-171.

ISSN 0246-1528