

*Pluviométrie
en Afrique de l'Ouest
soudano-sahélienne*

Remise en cause de la
stationnarité des séries

INTRODUCTION

Sans doute n'est-il pas nécessaire de rappeler l'importance de l'eau pour la vie, la santé et les activités humaines. Primordiale dans les régions soudano-sahéliennes de l'Afrique de l'Ouest, où l'eau constitue un facteur limitant du développement, cette importance ne peut que s'accroître par la priorité désormais reconnue à l'agriculture comme base du développement par de nombreux pays africains. Or l'eau disponible, susceptible de devenir ressource, provient des précipitations, et celles-ci sont mal connues.

Cette méconnaissance est d'abord due à la rareté des données d'observation disponibles. Les réseaux météorologiques officiels, aux niveaux régional et national, sont peu denses. Récentes pour beaucoup d'entre elles, de nombreuses stations présentent des lacunes dans leurs observations. L'information issue de réseaux locaux, implantés autour d'un centre de recherche ou pour une étude spécifique, est généralement peu accessible et/ou limitée quant à sa durée. Si l'on considère la surface d'un pluviomètre, 400 cm², et une densité - exceptionnelle en Afrique - de mise en place de 1 pour 100 km², le rapport d'échantillonnage n'est que de l'ordre de 10⁻⁸. Cet appareil, le plus répandu, n'est l'objet, en général, que d'un relevé quotidien. Les pluviographes, qui permettent une meilleure résolution temporelle, demeurent rares. La fenêtre d'observation est donc extrêmement étroite.

On dispose depuis quelques années de mesures satellitaires qui échantillonnent de façon quasi instantanée des champs géophysiques sur des zones infiniment plus vastes (environ 25 km² pour Meteosat). Le champ des flux de précipitation leur est malheureusement inaccessible et il est difficile d'établir les formules empiriques qui permettraient d'estimer précisément les précipitations à partir d'autres champs, comme la température radiative du sommet des nuages, en l'absence d'une bonne connaissance des données au sol. En la matière, l'outil satellitaire pose autant de questions qu'il en résout.

Devant ces difficultés une attention toute particulière a été portée à l'étude des séries pluviométriques de longue durée observées en un lieu donné. On s'abstrait ainsi, dans un premier temps, du difficile problème de la variabilité spatiale du phénomène pluie.

Nous présentons ici une nouvelle méthodologie d'étude de ces séries et les résultats auxquels elle conduit.

L'approche proposée n'a pas la prétention de fournir une clé pour expliquer et prévoir la pluviométrie soudano-sahélienne mais seulement les éléments qui permettent de la décrire avec plus de rigueur à partir des outils mathématiques les mieux adaptés à sa nature.

NOTIONS DE PERSISTANCE

Sans précédent depuis le début du siècle, la sécheresse subie depuis bientôt vingt ans par l'Afrique de l'Ouest met en relief une des principales caractéristiques des séries météorologiques annuelles : la persistance (BRUNET-MORET et ROCHE, 1975). Cette dernière se traduit souvent par le rejet fréquent de l'hypothèse d'indépendance, par des coefficients d'autocorrélation souvent significatifs et par des coefficients de Hurst élevés (HURST, 1950).

Si le phénomène pluie s'exprimait dans le temps sous forme d'une suite stationnaire, distribuée normalement et dont les réalisations successives étaient indépendantes, la probabilité d'obtenir 20 réalisations consécutives inférieures à la moyenne (ce qui est le cas, depuis 1970, pour beaucoup de stations sahélo-soudaniennes) serait de l'ordre de 10^{-6} ! On se trouve là devant une incompatibilité entre les hypothèses classiques de stationnarité et d'indépendance des séries météorologiques d'une part, et la réalité des données de terrain d'autre part. Mais il en est souvent ainsi en hydrologie.

Pour tenter de rendre compte de ce phénomène de persistance, nous tenterons donc d'ajuster aux séries de pluviométries annuelles d'Afrique de l'Ouest une structure stochastique, en testant tout d'abord les hypothèses de stationnarité et d'indépendance de ces séries.

STATIONNARITÉ DES SÉRIES

La stationnarité des séries hydrométéorologiques a beaucoup préoccupé les chercheurs (BERNIER, 1977). BUSHAND (1982, 1984) a étudié et comparé plusieurs méthodes qui permettent de tester l'homogénéité des séries chronologiques. Nous utiliserons ici une méthode bayésienne (BLANCHET *et al.*, 1971), plus précisément celle décrite par LEE et HEGHINIAN (1977) dont une application en hydrologie de surface a été réalisée par BRUNEAU et RASSAM (1983). Le principe de la procédure de LEE et HEGHINIAN a été décrit précédemment (HUBERT et CARBONNEL, 1987). Nous l'avons appliquée à 42 séries pluviométriques réparties sur toute l'Afrique de l'Ouest entre 10° et 20° de latitude nord et entre 15° de longitude est et 17° de longitude ouest (fig. 1).

La plupart des séries pluviométriques étudiées présentent une probabilité maximale de rupture de stationnarité très nette vers la fin de la décennie 1960. Nous avons tenté une synthèse de l'ensemble des résultats du test pour les 42 stations, traduite par l'histogramme tracé en bas de la figure 2. Elle nous amène à situer la probabilité maximale de rupture de l'ensemble des séries soudano-sahéliennes étudiées au niveau de la transition 1969-1970*.

La procédure définie par LEE et HEGHINIAN suppose que les variances des 2 sous-séries obtenues par partition de la série initiale sont égales. Nous avons testé cette hypothèse chaque fois qu'un maximum de probabilité de rupture apparaissait. Les résultats du test d'égalité des variances des sous-séries (test F) sont indiqués sur la figure 2.

*On remarquera que, si l'on ne prend en compte que les stations purement sahéennes, on obtient le même résultat.

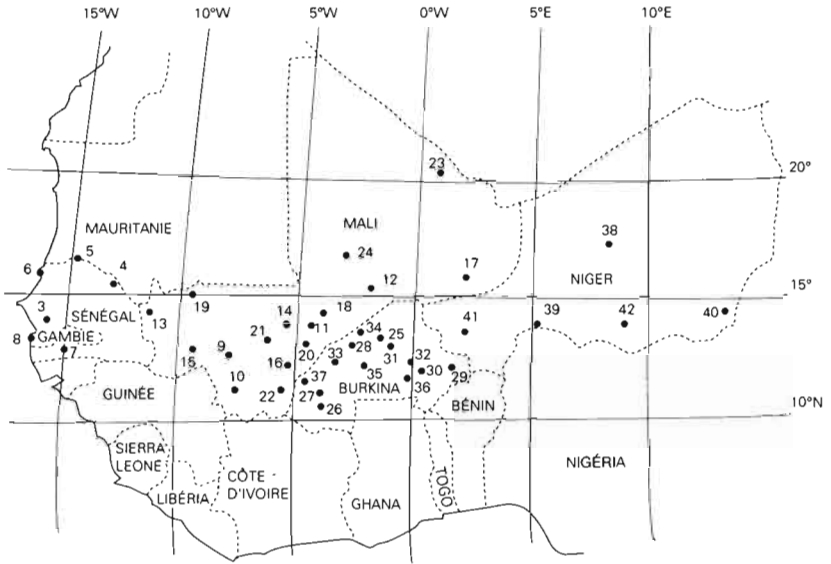


FIGURE 1 - Localisation des stations étudiées et présentées à la figure 2.

Sur les 42 séries étudiées, 35 ont un maximum de probabilité de rupture non situé à une extrémité de la série et c'est seulement pour 3 de ces séries que le test F est négatif.

À l'issue de cette étude, l'hypothèse de non-stationnarité des séries pluviométriques soudano-sahéliennes nous semble acceptable. On peut donc considérer que les séries pluviométriques étudiées ne sont pas homogènes. Elles sont constituées de 2 sous-séries homogènes, la seconde, à partir des années soixante-dix, étant plus courte et de moyenne sensiblement plus faible que la première. La superposition de ces 2 échantillons de populations différentes conduit à un échantillon global qui doit présenter une asymétrie positive.

SEGMENTATION DES SÉRIES

La mise en évidence de l'hétérogénéité des séries pluviométriques d'Afrique de l'Ouest a permis d'observer que certaines rares séries présentaient une double rupture de stationnarité. Cette observation nous a amenés à envisager la modélisation de ces séries dans une optique de segmentation. Pour ce faire, nous avons développé un algorithme original (HUBERT *et al.*, 1989) que nous ne reprendrons pas ici.

33 stations pluviométriques, réparties au Sénégal (10), au Mali (9), au Burkina Faso (5) et au Niger (9), ont été testées tant pour leur série de hauteurs annuelles de pluie que pour leur série de nombre annuel de jours de pluie. La longueur de ces séries varie

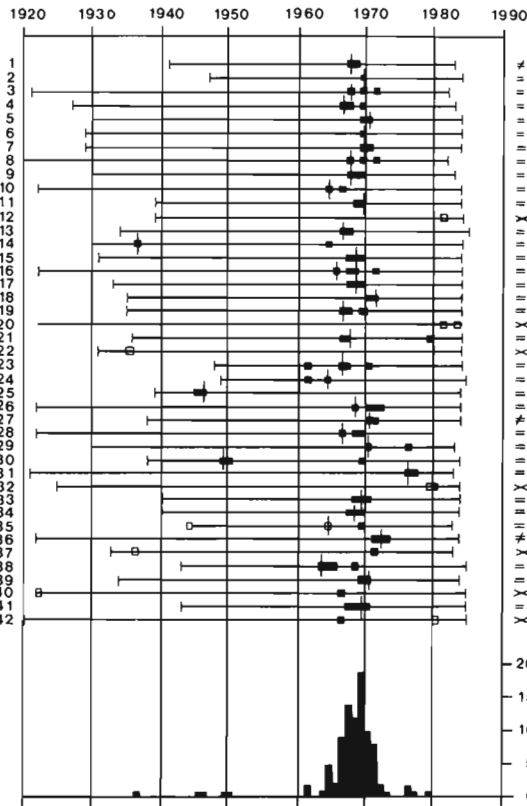


FIGURE 2 - Tentative de synthèse de la procédure de LEE et HEGHINIEN appliquée à 42 séries pluviométriques annuelles d'Afrique de l'Ouest. Une ligne est consacrée à chacune des stations. Nous avons repéré, par un trait plein horizontal, la durée de la série pluviométrique étudiée. Un carré noir marque toute transition entre deux années, pour laquelle la probabilité de rupture est supérieure à 10 %, à condition que cette transition soit à plus de cinq années de l'extrémité des séries, ceci afin d'éliminer des effets de bord indésirables (une telle probabilité est cependant indiquée par un carré blanc). La transition à laquelle est associée la probabilité maximale de rupture est soulignée par un trait vertical. Nous avons ensuite sommé verticalement, c'est-à-dire pour chaque transition, le nombre de carrés noirs; on obtient ainsi l'histogramme tracé au bas de la figure. Les résultats du test F sur l'égalité des variances des sous-séries délimitées par le test précédent sont reportés sur la partie droite de la figure. $\Omega = 5 \Omega$ signifie que les variances sont égales au niveau de signification 5 % ; $\Omega = 1 \Omega$ signifie que les variances sont égales seulement au niveau de signification 1 % ; Ω ; 1Ω signifie que les variances sont différentes au niveau de signification 1 % ; $\Omega \times \Omega$ signifie enfin que le test n'a pas été effectué (probabilité maximale de rupture à une extrémité de la série).

de 36 à 63 ans (moyenne : 49 ans), elles débutent entre 1921 et 1947 et se terminent entre 1972 et 1984. La procédure de segmentation a été appliquée à ces séries avec un niveau de signification du test de Scheffé égal à 0,01.

La figure 3 présente les résultats obtenus. Chaque rupture mise en évidence est repérée par un astérisque. Cet astérisque est porté sur la ligne de l'année n si la rupture est repérée entre l'année n et l'année n + 1 ; à gauche s'il s'agit d'une diminution de moyenne, à droite s'il s'agit d'une augmentation de moyenne.

2 ruptures s'imposent : l'une positive, entre 1950 et 1951, qui correspond à la fin de la période sèche 1940-1945, l'autre négative, entre 1968 et 1969. Si la première, discrète pour la hauteur annuelle des précipitations, se trouve bien mise en évidence dans les séries de nombres de jours de pluie, la seconde apparaît nettement sur les deux paramètres climatiques étudiés.

On notera que ces 2 ruptures majeures s'étalent en réalité sur plusieurs années :

- de 1950 à 1952 et de 1949 à 1955, pour la première ;
- de 1964 à 1971 (les hauteurs) et de 1968 à 1971 (les nombres de jours de pluies annuels), pour la seconde.

En outre, on observe quelques signaux positifs de ruptures pendant les années trente et les années quarante mais leur niveau très modeste ne permet pas de les interpréter.

1921		1921	
1922		1922	
1923		1923	
1924		1924	
1925		1925	
1926		1926	
1927		1927	*
1928		1928	
1929		1929	
1930		1930	
1931		1931	
1932	*	1932	
1933		1933	
1934		1934	
1935	*	1935	**
1936	*	1936	
* 1937		1937	
* 1938		1938	
1939		1939	*
1940		1940	
1941		1941	
* 1942		1942	*
1943		1943	**
1944		1944	
1945		1945	**
1946		1946	
1947		* 1947	
1948		1948	
1949		1949	**
1950	***	1950	*****
1951	*	1951	*
1952	*	1952	*
1953		1953	*
* 1954		* 1954	**
* 1955	*	1955	*
* 1956		1956	
1957		1957	
* 1958		* 1958	
1959		* 1959	
* 1960		1960	
1961		1961	*
1962		1962	
1963		1963	
* 1964		1964	
** 1965		* 1965	
1966		1966	
*** 1967		1967	
***** 1968		***** 1968	
*** 1969		*** 1969	
**** 1970		**** 1970	
* 1971		* 1971	
1972		1972	
1973		* 1973	
1974		1974	
1975		1975	
1976		1976	
1977		1977	
1978		1978	
1979		1979	
1980		** 1980	
1981		1981	
1982		1982	
1983		1983	
1984		1984	

FIGURE 3 - Synthèse des résultats de la procédure de segmentation appliquée aux séries pluviométriques annuelles (à gauche) et aux séries de nombre annuel de jours de pluies (à droite) ; le niveau de signification du test de Scheffé étant choisi égal à 0,01.

Les quelques signaux négatifs situés dans les années cinquante peuvent sans doute être interprétés comme précurseurs de l'importante rupture de 1968-69 (CHAOUICHE, 1988).

Ces 2 ruptures se retrouvent au niveau des débits moyens annuels des deux principaux fleuves ouest-africains, le Niger et le Sénégal (HUBERT *et al.*, 1989). De plus, sur ces séries pour lesquelles nous disposons de mesures depuis le début du siècle, 2 ruptures antérieures à 1950, respectivement positive et négative, apparaissent en 1923-24 et 1932-33.

L'analyse des séries pluviométriques, pourtant sujettes à des aléas locaux, tout comme celle des séries de débits, qui intègrent les facteurs climatiques sur de vastes surfaces, permet de décrire leur évolution, en tant que succession de séquences climatiques contrastées, qui constituent autant de phases climatiques statistiquement distinctes.

Ces séquences sont longues de 9 à 19 ans et plus ; il n'est donc pas question de parler d'évolution cyclique du climat. De plus, elles s'inscrivent sur une tendance similaire et générale d'aridification puisque les phases relativement sèches ou humides ne sont pas, au cours de ce siècle tout du moins, remontées au niveau atteint par les précédentes phases relativement sèches ou humides.

La modélisation d'un tel comportement peut alors être envisagée comme la superposition de 3 processus aléatoires :

- l'un concernerait la longueur des segments ;
- le suivant, le niveau moyen de ces segments ;
- le dernier, enfin, représenterait un bruit autour de ce niveau moyen.

Malheureusement, le matériel statistique à notre disposition est bien limité pour aller plus avant dans la modélisation de ces processus stochastiques, en particulier de celui qui concerne la longueur des segments.

La tendance générale à l'aridification mise en évidence semble bien s'inscrire dans la logique de l'évolution générale du climat ouest-africain depuis la fin de la dernière période humide importante ; datée à environ - 4000 BP, celle-ci a été observée depuis le début du XVIII^e siècle, en particulier à travers les variations de niveau du lac Tchad (MALEY, 1981). Mais nous venons de voir que cette aridification n'est pas un processus continu. En fait, il semble nécessaire de considérer que le bilan énergétique global, qui définit le climat avec ses modalités régionales, ne peut être en équilibre qu'autour de certains états discrets dont on retrouverait la trace au niveau des paramètres climatiques.

PARAMÈTRES DESCRIPTIFS DE L'ÉVOLUTION CLIMATIQUE RÉCENTE

L'évolution climatique récente se concrétise également par des changements au cours du déroulement de la saison pluvieuse. Ceux-ci intéressent aussi bien la répartition temporelle des pluies que les quantités de pluies apportées à différentes échelles de temps. Nous présentons ici les principaux paramètres évolutifs étudiés jusqu'alors.

FRACTIONS PLUVIOMÉTRIQUES

En vue de caractériser avec davantage de précision la tendance générale de l'évolution climatique, les hauteurs de pluies journalières ont été réparties en 3 classes (CARBONNEL, 1983) :

- P1 = somme des pluies journalières inférieures à 20 mm ;
- P2 = somme des pluies journalières comprises entre 20 et 40 mm ;
- P3 = somme des pluies journalières supérieures à 40 mm.

L'étude de l'évolution temporelle de ces différentes fractions sur l'ensemble des stations du Burkina Faso (ALBERGEL *et al.*, 1984) a montré une bonne relation entre P3 et la pluie annuelle, donc une cofluctuation de ces 2 variables, et une relative constance de la variable P1, que nous avons appelée «bruit de fond» de la mousson.

Il apparaît donc que le passage de la phase humide, antérieure à 1968, à la phase sèche actuelle se fait par une diminution significative des pluies supérieures à 40 mm.

Cependant, les pluies maximales semblent échapper à cette règle. En effet, il a été montré (ALBERGEL, 1987) que la probabilité d'occurrence des précipitations maximales à chaque station prise individuellement est équivalente dans les 2 périodes.

Sur un plan météorologique, ces résultats tendraient donc à prouver que la phase sèche actuelle se caractérise par une moindre production des épisodes convectifs res-

ponsables de la majorité de la pluviométrie intertropicale, sans affecter cependant les épisodes extrêmes, lesquels procéderaient de situations météorologiques différentes.

RÉPARTITION TEMPORELLE DES PLUIES DURANT LA SAISON PLUVIEUSE

On sait que, plus encore que la hauteur totale annuelle des précipitations, la répartition des pluies est le principal facteur limitant de l'agriculture intertropicale. Si les nouvelles variétés de mil à cycle court - 90 jours - permettent *a priori* une meilleure utilisation des ressources en eau, ces dernières doivent-elles encore assurer le développement normal du cycle végétatif pendant trois mois consécutifs.

Une première tentative de description de la forme de la saison pluvieuse s'est intéressée aux coefficients de forme (asymétrie et aplatissement) des histogrammes décennaires des pluies (GALLE, 1985). Aucune conclusion valable pour l'ensemble de l'Afrique de l'Ouest n'a pu être obtenue. MOREL (1986), cependant, a pu montrer pour 10 stations ouest-africaines qu'il existait, à l'échelle mensuelle, un net fléchissement des pluies d'août et, selon les stations, des pluies de juin et/ou de septembre.

Si nous appelons « médiane décennale d'une sous-série, relative à la *j*ème décennie », la médiane de la série des $x(i, l)$ où $l = j$ et i varie entre les limites de la sous-série

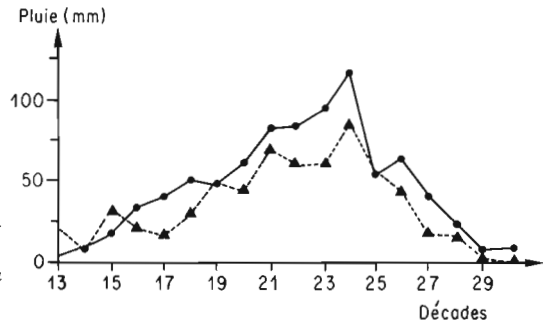


FIGURE 4 - Médianes décennales des sous-séries 1950-1967 (en trait continu) et 1968-1980 (en trait discontinu) pour la station de Dedougou (Burkina Faso).

considérée, pour la station de Dedougou, par exemple, en considérant les 2 sous-séries délimitées par la procédure de segmentation, l'évolution des médianes décennales relatives aux décades comprises entre le 1^{er} mai (décade 13) et le 31 octobre (décade 30) est représentée sur la figure 4.

La comparaison des 2 graphiques montre que certaines décades ont des médianes décennales très proches (décades de mai, juillet, octobre) ; d'autres en revanche (des mois de juin, août, septembre) présentent de forts contrastes d'une phase stationnaire à la suivante.

Ce phénomène, observé de façon systématique pour la quasi-totalité des stations considérées, suggère qu'une saison des pluies peut être caractérisée par certaines décades bien définies.

Ce résultat a fait rechercher de façon systématique des ruptures de stationnarité dans les séries de hauteurs relatives à des intervalles de temps qui couvrent 1, 2 ou 3 décades consécutives, comprises entre les 13^e et 30^e décades (CHAOUCHE, 1988). La procédure de segmentation, précédemment utilisée, à laquelle est attaché un niveau

de signification, a été appliquée à ces séries. Elle ne montre pas de signal de rupture net à l'exception des séries mensuelles des pluies de septembre. La grande variabilité interannuelle des hauteurs décennales, bidécennales ou mensuelles, peut être invoquée pour expliquer ce résultat négatif. La hauteur de pluie a été remplacée par une variable plus robuste, le rang de ces hauteurs décennales et la même procédure de segmentation lui a été appliquée (fig. 5). Parmi ces séries, celles qui fournissent les signaux de rupture les plus nets sont relatives :

- à la décennie 24 (20-31 août), laquelle présente une rupture positive, en 1950, et une rupture négative, entre 1964 et 1972 ;
- aux décennies 17, 18, 25 et 28, qui présentent une seule rupture négative de stationnarité entre 1967 et 1973.

La même procédure, appliquée aux séries des rangs des hauteurs bidécennales, fait apparaître des ruptures de stationnarité significatives pour les groupements de décennies suivants : 17 et 18 (11-30 juin), 22 et 23 (1^{er}-20 août), 23 et 24 (11-31 août) et 27 et 28 (21 septembre-10 octobre).

Pour les séries des rangs des hauteurs mensuelles, les signaux de rupture les plus nets sont relatifs :

- aux mois de juin (saut négatif entre 1966 et 1971 et saut positif, moins prononcé, en 1952-53) ;
- d'août (saut négatif de 1959-60 et, surtout, saut négatif entre 1966 et 1972) ;
- de septembre (saut positif en 1950 et saut négatif entre 1967 et 1972).

La segmentation des séries des rangs des nombres mensuels de jours de pluie présente les mêmes ruptures, positives en 1950 et négatives entre 1966 et 1971.

Ainsi, le passage d'une phase climatique définie par la segmentation des séries climatiques annuelles à une autre se fait bien avec une modification de leur répartition temporelle. Ce changement n'est pas constant au cours du déroulement de la saison des pluies. 5 décennies (17, 18, 24, 25 et 28) sont particulièrement touchées et semblent en premier lieu responsables de l'évolution de la structure de la saison pluvieuse.

C'est donc la deuxième moitié de la mousson, principalement, qui est affectée. Le nombre de situations météorologiques de caractère convectif (lignes de grains) diminue, ainsi que leur productivité, mais ce phénomène se fait notablement sentir durant les mois de juin, août et septembre, pour l'essentiel.

DURÉE DES ÉPISODES PLUVIEUX ET DES ÉPISODES SECS AU SEIN DE LA SAISON DES PLUIES

Les données pluviométriques dont on dispose sont majoritairement composées de données journalières (type météorologie 8 h-18 h), il est alors impossible de définir le nombre et la durée des épisodes pluvieux réels. En revanche, il est permis de définir des séquences de jours pluvieux et de jours secs successifs. C'est ce que nous avons réalisé pour une station synoptique - celle de Ouagadougou-Aéro - entre le 1^{er} mai et le 31 octobre, pour les années 1952 à 1986 (l'année 1977, incomplète, n'est pas prise en compte). Dans cet intervalle de temps et pour chaque année, nous avons calculé le nombre de séquences de jours pluvieux et de jours secs consécutifs de n jours (n variant de 1 à plus de 7 jours) (tabl. I).

De part et d'autre de la rupture de stationnarité de la série des hauteurs annuelles en 1968-69, la durée moyenne des épisodes pluvieux passe de $1,80 \pm 0,3$ à $1,55 \pm 0,16$ jours. Cette différence est significative au sens du test de Student (n. s. = 0,5 %). Cependant, le nombre d'épisodes pluvieux de chaque année est relativement constant :

- pour la période 1952-1968 : $39,8 \pm 3,4$;
- pour la période 1969-1986 : $40,5 \pm 2,7$.

1927	1927	1927	1927	1927 **	1927
1928	1928	1928	1928	1928	1928
1929	1929	1929	1929	1929	1929
1930	1930	1930	1930	1930	1930
1931	1931	1931	1931	1931	1931
1932	1932	1932	1932	1932	1932
1933	1933	1933	1933	1933	1933
* 1934	1934	1934	1934	1934	1934 *
1935	1935 *	1935	1935	1935 **	1935 **
1936	1936	1936	1936	1936	1936
1937	1937	1937	* 1937	1937 *	1937
1938	1938	1938	1938	1938	1938
1939	1939	1939	1939	1939	1939
* 1940	1940	1940	1940	1940	1940
1941	1941	1941	1941	1941	1941 *
1942	* 1942	1942	1942	1942 *	1942
* 1943	1943	1943	* 1943	1943 *	1943 **
1944	1944	1944	1944	1944	1944
1945	1945	1945	1945	1945	1945
1946	1946	1946	1946	1946	1946 *
1947	1947	1947	1947 *	1947	* 1947
1948	1948	1948	1948 *****	* 1948	1948
1949	1949	1949	1949	1949	1949
1950	1950 *	1950 *	1950	1950	1950 *****
1951	* 1951	1951	1951	1951 *	1951
1952	* 1952	1952	1952 ***	1952	1952 *
1953	1953	1953	1953 ***	1953	1953
1954	1954	1954	1954	1954 ***	1954
1955	1955	1955	1955	1955	1955 *
1956	1956	1956	1956	1956	1956
1957	1957	1957	1957	1957 *	1957
1958	1958	1958	1958	1958	1958
1959	** 1959	1959	1959	1959	1959
1960	1960	1960	1960	1960	1960
1961	1961	1961	1961	1961	* 1961
1962	* 1962	* 1962	1962	1962	1962
1963	1963	1963	1963	1963	1963
1964	1964	1964	1964 *	* 1964	1964
1965	1965	1965	1965	* 1965	1965
* 1966	**** 1966	1966	1966	* 1966	* 1966
* 1967	* 1967	1967	1967	1967	1967
*** 1968	***** 1968	** 1968	* 1968	** 1968	***** 1968
** 1969	* 1969	*** 1969	*** 1969	* 1969	** 1969
** 1970	* 1970	**** 1970	** 1970	* 1970	** 1970
1971	* 1971	*** 1971	1971	1971	1971
1972	** 1972	* 1972	1972	*** 1972	1972
1973	1973	1973	1973	1973	1973
** 1974	1974	1974	1974	* 1974	1974
1975	** 1975	1975	1975	** 1975	1975
1976	* 1976	* 1976	1976	* 1976	1976
1977	1977	1977	1977	1977	1977
1978	1978	* 1978	1978	1978	1978
1979	** 1979	* 1979	1979	1979	1979
1980	1980	* 1980	1980	1980	* 1980
1981	1981	1981	* 1981	1981	1981
1982	1982	1982	1982	1982	1982
1983	1983	1983	1983	1983	1983
1984	1984	1984	1984	1984	1984

FIGURE 5 - Synthèse des résultats de la segmentation des séries des rangs. De gauche à droite : des hauteurs de pluie de juin, août, septembre, des nombres de jours. de pluie de juin, août et septembre (même légende que fig. 3).

Tableau I - Station pluviométrique de Ouagadougou-Aero. Nombre de jours pluvieux et secs consécutifs du 1^{er} au 30 octobre

Jours	SÉQUENCES PLUVIEUSES									SÉQUENCES SÈCHES								
	1	2	3	4	5	6	7	>7	Moy.	1	2	3	4	5	6	7	>7	Moy.
1952	23	6	3	3	0	1	0	2	2,56	17	8	6	2	3	0	2	1	2,62
1953	25	6	6	2	0	0	0	1	1,80	17	10	3	5	0	1	2	3	2,73
1954	25	10	1	4	0	1	0	0	1,71	16	13	4	3	2	1	0	3	2,71
1955	27	6	7	2	1	0	0	0	1,70	16	17	3	4	0	1	1	2	2,52
1956	22	10	4	0	2	0	0	1	1,87	16	15	0	4	1	1	1	2	2,75
1957	30	11	3	1	0	0	0	1	1,59	21	11	5	4	2	0	0	3	2,41
1958	29	7	1	0	2	0	0	1	1,73	20	9	3	6	0	1	0	2	2,80
1959	19	5	4	2	0	0	1	1	2,25	11	6	6	3	2	1	1	3	3,39
1960	22	10	5	2	1	1	0	0	1,85	19	10	4	5	1	0	0	3	2,57
1961	25	4	1	3	2	0	0	0	1,66	14	8	6	3	1	1	1	2	3,50
1962	24	9	4	2	0	1	0	1	1,85	18	8	5	4	3	1	1	1	2,63
1963	24	8	4	1	1	1	0	0	1,72	16	8	7	3	2	1	0	3	2,95
1964	23	6	5	2	1	0	0	1	2,21	18	9	5	3	2	0	0	2	2,55
1965	33	7	2	1	1	0	0	0	1,41	17	14	4	3	2	2	1	2	2,71
1966	27	13	2	1	0	0	0	0	1,47	23	7	5	4	2	1	0	3	2,69
1967	16	11	3	2	3	0	1	0	2,11	16	10	5	1	1	1	1	2	2,86
1968	28	7	2	0	1	1	0	1	1,68	16	10	5	2	4	0	1	3	2,85
1969	22	8	3	2	3	0	0	0	1,84	13	10	6	5	0	2	0	3	2,90
1970	29	4	3	3	0	0	0	1	1,65	18	9	4	1	4	1	0	3	2,95

1971	25	6	4	0	1	0	0	0	1,50	13	7	8	1	1	2	0	5	3,51
1972	31	7	3	3	0	0	0	0	1,50	20	10	4	6	1	1	0	3	2,60
1973	27	10	0	2	0	0	0	0	1,41	8	17	3	5	4	0	0	3	3,23
1974	24	7	7	0	0	1	0	0	1,67	15	7	9	5	0	0	2	2	2,98
1975	23	11	2	2	1	0	0	0	1,64	14	11	4	5	1	1	0	4	3,00
1976	32	8	4	1	0	1	0	0	1,52	23	9	4	2	3	4	2	0	2,43
1977	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1978	23	9	5	2	1	0	0	0	1,73	14	10	8	2	1	2	1	3	2,80
1979	27	6	6	0	0	0	0	1	1,78	14	9	5	2	3	5	0	1	2,83
1980	31	8	2	2	0	0	0	0	1,42	15	13	5	4	2	1	0	4	2,80
1981	30	6	3	2	1	0	0	0	1,52	16	12	6	2	2	2	0	2	2,86
1982	26	10	5	1	0	0	0	0	1,55	15	10	5	6	2	3	1	1	2,77
1983	34	3	2	1	0	0	0	0	1,25	14	9	7	3	4	1	1	2	3,27
1984	31	8	3	0	0	0	0	0	1,33	18	6	3	10	2	1	0	3	2,74
1985	18	14	4	0	0	0	0	0	1,61	11	13	5	4	0	0	0	4	3,41
1986	31	10	1	1	0	0	0	0	1,35	13	12	8	2	5	0	2	1	2,93
<i>Moyenne</i>																		
1951-68	24,8	8,0	3,4	1,7	0,9	0,4	0,1	0,6	1,80	17,1	10,2	4,5	3,5	1,7	0,8	0,7	2,4	2,78
	±4,1	±2,5	±1,8	±1,1	±0,9	±0,5	±0,3	±0,6	±0,30	±2,7	±3,0	±1,6	±1,2	±1,1	±0,6	±0,7	±0,7	±0,28
1969-86	27,4	7,9	3,4	1,3	0,4	0,1	0,0	0,1	1,55	14,9	10,2	5,5	3,8	2,1	1,5	0,5	2,6	2,94
	±4,2	±2,7	±1,8	±1,1	±0,8	±0,3	±0,0	±0,3	±0,16	±3,4	±2,7	±1,9	±2,3	±1,6	±1,4	±0,8	±1,3	±0,28

On interprète généralement la succession des épisodes secs et pluvieux selon un modèle Markovien d'ordre 1 du type :

$$\begin{bmatrix} P_s \\ P_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{ss} & P_{hs} \\ P_{sh} & P_{hh} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_s \\ P_h \end{bmatrix}$$

Avec les hypothèses d'un tel modèle, les probabilités d'apparition d'un jour sec ou pluvieux peuvent s'exprimer en fonction de la durée moyenne des épisodes secs ou pluvieux comme :

$$P_s = \frac{T_s}{T_s + T_h} \quad P_h = \frac{T_h}{T_s + T_h}$$

Cette formulation conduit à des estimations de P_s et de P_h bien meilleures que celles issues d'une analyse fréquentielle ; en effet, ces dernières risquent d'être profondément biaisées en raison des phénomènes de persistance, lesquels justifient d'ailleurs l'hypothèse Markovienne.

Pour les 2 sous-séries (1952-1968 et 1969-1986) on obtient des valeurs qui indiquent une évolution très sensible (tabl. II).

Tableau II - Probabilité d'apparition d'un jour sec (P_s) ou pluvieux (P_h) pour les périodes 1952-1968 et 1968-1986. Station de Ouagadougou (Burkina Faso)

	1952-1968	1969-1986
P_s	0,60	0,66
P_h	0,40	0,34

CONCLUSIONS

L'étude de l'évolution climatique récente que nous avons présentée ici n'aborde pas le problème des causes naturelles et/ou anthropiques de cette évolution. Nous avons considéré les données des séries chronologiques de mesures climatiques ouest-africaines indépendamment des processus qui les produisent.

Cette démarche nous a conduits à remettre en cause l'hypothèse, généralement admise, de stationnarité à court terme (quelques décennies) des séries climatiques. Au contraire, il semble bien que de réelles modifications climatiques ont été observées.

L'évolution climatique n'a pas été continue et encore moins cyclique. Depuis le début du siècle, se dessine une tendance générale à l'aridification de la zone géographique intéressée par notre travail ; cette aridification se développe à travers une série de paliers que nous interprétons comme une succession d'états d'équilibre du bilan énergétique régional.

Au plan théorique, ces résultats nous suggèrent de considérer ces séries comme résultant de la composition de 3 processus aléatoires qui gouvernent respectivement :

- la durée moyenne des différentes phases climatiques ;
- le niveau moyen de ces phases ;

- la fluctuation autour de ce niveau moyen.

Sur le plan pratique, la longueur des chroniques disponibles est malheureusement trop courte pour permettre d'estimer les paramètres d'un tel modèle et donc d'envisager une prévision, même de l'avenir proche.

Le passage d'une phase relativement humide à une phase relativement sèche est sensible à travers l'évolution d'un certain nombre de paramètres descriptifs de la saison des pluies :

- la hauteur pluviométrique annuelle (P) diminue depuis quatre-vingts ans, la diminution la plus brutale - de l'ordre de 30 % en moyenne - a eu lieu aux alentours de 1968 ;

- le nombre annuel de jours de pluie (N) diminue également, mais pas dans les mêmes proportions ; la «productivité» (P/N) moyenne des épisodes pluvieux tend, de ce fait, elle aussi, à diminuer ;

- des fractions pluviométriques qui composent la pluie annuelle :

$$P = P1 (S 0-20 \text{ mm}) + P2 (S 20-40 \text{ mm}) + P3 (S > 40 \text{ mm})$$

c'est la fraction P3 qui est la plus affectée par la diminution de la pluviométrie annuelle : $P = f(P3)$;

- la diminution des précipitations n'est pas identique tout au long de la saison des pluies. Les mois de juin, août et septembre, et plus particulièrement les décades 17, 18, 24, 25 et 28, paraissent les plus touchés par l'évolution pluviométrique ;

- enfin la longueur des épisodes humides au cours de la saison des pluies tend à diminuer et celle des épisodes secs à augmenter alors que leur nombre resterait relativement constant du 1^{er} mai au 31 octobre.

Si, à travers la démarche poursuivie, on commence à mieux connaître certains éléments descriptifs de l'évolution climatique actuelle, il reste cependant à en comprendre les causes. Celles-ci ressortissent au domaine de la dynamique atmosphérique qui n'appartient pas à notre propos. L'Afrique de l'Ouest subit une évolution climatique qui ne peut être isolée de l'évolution générale du climat terrestre ; c'est donc à cette échelle que le problème des causes et des processus inducteurs de cette évolution devra être abordé.

Cette dernière constatation tend à faire apparaître les modifications environnementales régionales (déforestation, pression anthropique) comme secondaires par rapport à une évolution planétaire du climat où les facteurs anthropiques (augmentation du CO₂ atmosphérique, par exemple) ont certainement leur place.

J.-P. CARBONNEL : *climatologue*,
département de géologie dynamique, université Pierre-et-Marie-Curie, 75252 Paris cedex 5
P. HUBERT : *hydrologue*,
École des mines, CIG, rue Saint-Honoré, 77305 Fontainebleau

BIBLIOGRAPHIE

ALBERGEL (J.), 1987. - Genèse et prédétermination des crues au Burkina Faso. Thèse université Paris VI, *multigr.*, 341 p.

ALBERGEL (J.), CARBONNEL (J.-P.) et GROUZIS (M.), 1984. - Péjoration climatique du Burkina Faso. Incidences sur les ressources en eau et sur les productions végétales. *Cah. ORSTOM, sér. Hydrol.*, vol. XXI, n°1 : 3-19.

- BALLERINI (R.) et BOES (D. C.), 1985. - Hurst behavior of shifting level processes. *Water Resources Res.*, 21 (4) : 1642-1648.
- BERNIER (J.), 1977. - Étude de la stationnarité des séries hydrométéorologiques. *La Houille Blanche*, 4 : 313-319.
- BLANCHET (M.), BOUZID (M.), DELHOMME (R.), OUKAM (J. P.), PIETRI (M.) ET BERNIER (J.), 1971. - Phénomènes de rupture dans une série chronologique. *Rev. Stat. Appl.*, 19 (4) : 5-22.
- BOES (D. C.) AND SALAS (J. D.), 1978. - Nonstationarity of the mean and the hurst phenomenon. *Water Resources Res.*, 14 (1) : 135-143.
- BRUNEAU (P.) et RASSAM (J. C.), 1983. - Application d'un modèle bayésien de détection de changement de moyenne d'une série. *Hydrol. Sci. J. Sci. Hydrol.*, 28 : 341-354.
- BRUNET-MORET (Y.) ET ROCHE (M.), 1975. - Persistance dans les suites chronologiques de précipitations annuelles. *Cah. ORSTOM, sér. Hydrol.*, vol. XII : 147-165.
- BUISSHAND (T. A.), 1982 - Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.*, 58 : 11-27.
- BUISSHAND (T. A.), 1984. - Tests for detecting a shift in the mean of hydrological times series. *J. Hydrol.*, 73 : 51-69.
- CARBONNEL (J.-P.), 1983. - Évolution climatique récente en Haute-Volta. Première partie. *Notes et Documents Voltaïques*, 14 (3/4) : 1-20.
- CARBONNEL (J.-P.), 1984. - Évolution climatique récente en Haute-Volta. Deuxième partie. *Notes et Documents Voltaïques*, 15 (1/2) : 14-24.
- 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. Sci.*, Paris, t. 301, II, n° 13 : 941-944.
- CARBONNEL (J.-P.), HUBERT (P.) ET CHAOUICHE (A.), 1987. - Sur l'évolution séquentielle de la pluviométrie en Afrique de l'Ouest depuis le début du siècle. *C.R. Acad. Sci.*, Paris, t. 305, II, : 625-628.
- CHAOUICHE (A.), 1988. - Structure de la saison des pluies en Afrique soudano-sahélienne. Thèse doct. École des mines de Paris, déc. 1988, 1 vol. *multigr.*, 263 p.
- CHARNEY (J. G.), 1975. - Dynamics of deserts and drought in the Sahel. *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, 101 : 193-202.
- FAURE (H.) et GAC (J.-Y.), 1981. - Will the sahelian drought end in 1985. *Nature*, 291 (5815) : 475-478.
- GAC (J.-Y.) et FAURE (H.), 1987. - Le «vrai» retour à l'humide au Sahel est-il pour demain. *C.R. Acad. Sci.*, Paris, t. 305, II : 777-781.
- GALLE (C.), 1985 - Structure temporelle des pluies de mousson en zone soudano-sahélienne. Mémoire DEA, univ. Pierre-et-Marie-Curie, Paris, 42 p. + ann.
- HASTEN (S.), 1984. - Predictability of north-east Brazil droughts. *Nature*, 307 : 531-533.
- HUBERT (P.) et CARBONNEL (J.-P.), 1986. - Approches statistiques de l'étude des séries pluviométriques de longue durée de l'Afrique de l'Ouest. *Trav. et Doc. ORSTOM*, Paris, 197 : 199-202.
- HUBERT (P.) et CARBONNEL (J.-P.), 1987. - Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest. *J. Hydrol.*, 95 : 165-183.
- HUBERT (P.), CARBONNEL (J.-P.) et CHAOUICHE (A.), 1989. - Segmentation des séries hydrométéorologiques. Applications à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest. *J. Hydrol.*, 110 (1989) : 349-367.
- HURST (H. E.), 1950. - Longterm storage capacity of reservoirs. *Proc. Amer. Soc. civil Eng.*, 76 (11).
- KANE (R. P.) et TRIVEDI (N. B.), 1986. - Are droughts predictable. *Climatic Change*, 8 : 209-223.

- KLEMES (V.), 1974. - The hurst phenomenon : a puzzle ? *Water Resource Res.*, 10 (4) : 675-688.
- LEE (A. F. S.) et HEGHINIAN (S. M.), 1977. - A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables - a Bayesian approach. *Technometrics*, 19 : 503-506.
- MALEY (J.), 1981. - Études palynologiques dans le bassin du Tchad et paléoclimatologie de l'Afrique nord-tropicale de 30 000 ans à l'époque actuelle. *Trav. et Doc. ORSTOM*, n° 129, 586 p.
- MOREL (R.), 1986. - Problèmes posés par les normes pluviométriques dans la région sahélienne. Coll. intrafricain sur la Révision des normes hydrologiques, CIEH, Ouagadougou.
- NICHOLSON (S. E.), 1983. - Sub-saharan rainfall in the years 1976-80 : evidence of continued drought. *Monthly Weather Rev.*, 111 : 1646-1654.
- OLIVRY (J.-C.), 1983. - Le point en 1982 sur l'évolution de la sécheresse en Sénégambie et aux îles du Cap-Vert. Examen de quelques séries pluviométriques de longue durée (débits et précipitations). *Cah. ORSTOM, sér. Hydrol.*, 20 (1) : 47-69.
- POTTER (K. W.), 1976. - Evidence of nonstationarity as a physical explanation of the hurst phenomenon. *Water Resources Res.*, 12 (5) : 1047-1052.
- SIRCOULON (J.), 1976. - Les données hydropluviométriques de la sécheresse récente en Afrique intertropicale. Comparaison avec les sécheresses «1913» et «1940». *Cah. ORSTOM, sér. Hydrol.*, 13 (2) : 75-174.
- SNIDJERS (T. A.), 1986. - Interstation correlations and nonstationarity of Burkina Faso rainfall. *J. Clim. Appl. Meteorol.*, 25 : 524-531.
- THIRRIOT (C.) et ARNAUD (M.), 1985. - Leçons et ambiguïté d'une longue série pluviométrique à Toulouse. *J. Rech. Atmos.*, 19 (1) : 25-45.