

Caractérisation de la variabilité spatiale et temporelle des précipitations annuelles sur le bassin du Lac Tchad au cours du 20ème siècle

H. NIEL, C. LEDUC & C. DIEULIN

UMR HydroSciences Montpellier (CNRS-IRD-UM2-UM1), BP 64501,
F-34394 Montpellier Cedex 5, France

helene.niel@msem.univ-montp2.fr

Résumé Pour apprécier l'évolution des précipitations au cours du 20ème siècle sur le bassin du Lac Tchad, 47 séries de pluies annuelles ont été analysées, soit un total d'environ 1600 années pour les seules séries de plus de 25 ans de données. Comme ailleurs en Afrique de l'Ouest et sahélienne, des tests robustes de détection de rupture mettent en évidence un changement significatif de moyenne dès le début des années 1960 entre les latitudes 11 et 13°N, et un peu plus tard dans la même décennie pour les stations situées plus au nord. L'analyse par décennie montre surtout une décennie 1950 très humide suivie de trois décennies sèches, cette sécheresse s'aggravant progressivement pour atteindre son paroxysme dans les années 1980. Les données disponibles après 1990 ne permettent pas de conclure à une inversion de tendance. Les pluies annuelles montrent un gradient décroissant du sud vers le nord qui est passé de 1.5 mm km⁻¹ dans les années 1950 à 1.2 mm km⁻¹ sur la décennie 1980 entre les latitudes 10 et 14°N.

Mots clefs analyses statistiques; bassin du Lac Tchad; précipitations annuelles; séries chronologiques; tendance

Spatial and temporal variability of annual rainfall in the Lake Chad basin during the 20th century

Abstract The study of changes in annual rainfall in the Lake Chad basin during the 20th century is based on the analysis of 47 stations, i.e. a total of about 1600 station-years for the time series with more than 25 years of data. As previously observed in western and Sahelian Africa, robust tests of shift in time series identify a significant change in mean from the beginning of the 1960s between the latitudes 11 and 13°N, and a little later in this decade for the northern stations. The analysis of decadal rainfall shows that the 1950s decade was very humid and the next three decades were drier. These dry conditions were more and more severe until the 1980s. Data available after 1990 do not show any inversion in the trend. The annual rainfall decreases from south to north, and the regional gradient has changed from 1.5 mm km⁻¹ in the 1950s to 1.2 mm km⁻¹ in the 1980s between the latitudes 10 and 14°N.

Key words statistical analysis; Lake Chad basin; annual rainfall; time series; trend

INTRODUCTION

L'identification d'une rupture climatique en Afrique de l'Ouest et Centrale au début des années 1970 a fait l'objet de nombreuses études (entre autres Paturol *et al.*, 1997, 1998; Servat *et al.*, 1997). Ces travaux concluent à une baisse en général significative des hauteurs annuelles des précipitations avec toutefois une hétérogénéité suffisamment nette pour faire de ce phénomène l'une de ses principales caractéristiques. A l'échelle du Continent africain, Nicholson (2001) oppose la période 1931–1960 relativement humide et la période 1968–1997 qui couvre la phase de sécheresse amorcée vers la fin de la décennie 1960. La différence entre les moyennes de ces deux périodes atteint 20–40% en Afrique de l'Ouest sahélienne et est généralement de l'ordre de 5–10% ailleurs. Des études plus fines, menées au niveau de l'événement

pluvieux, ont été réalisées dans la région de Niamey (Le Barbé & Lebel, 1997; Lebel *et al.*, 1997; D'Amato, 1998). Elles montrent notamment que, dans cette région du Niger, la baisse de la pluviométrie annuelle après 1969 n'est due qu'à une diminution du nombre d'événements pluvieux pendant la saison des pluies et non à une baisse du total de pluie par événement. La confrontation des analyses continentale et locale pose de multiples questions, notamment à propos de la qualité et de la représentativité des mesures utilisées, mais aussi de la validité spatiale et temporelle des interprétations qui en sont tirées. Le travail à une échelle intermédiaire peut ainsi apporter un éclairage nouveau sur l'évolution des pluies en Afrique au cours du siècle dernier, en particulier en précisant l'amplitude et le synchronisme des changements majeurs.

Dans le bassin du Lac Tchad, qui s'étend sur près de 2 500 000 km² et constitue le plus vaste système endoréique au monde, la décroissance importante de la pluviométrie depuis le début des années 1960 est responsable de modifications majeures du bilan hydrologique. Ainsi, au cours des 30 dernières années, la cuvette nord du lac s'est très souvent asséchée et le débit du Chari à N'Djaména a baissé de plus de 60% passant de 1300 m³ s⁻¹ au début des années 1960 à environ 500 m³ s⁻¹ dans les années 1980 (Coe & Foley, 2001). Le fragile équilibre hydrologique de ce bassin suscite de nombreux travaux qui portent sur l'impact des fluctuations climatiques à différentes échelles de temps (par exemple Gasse, 2002). Mais malgré son intérêt scientifique et socio-économique évident, l'hydrologie de ce bassin est encore insuffisamment connue et les considérations approximatives sont nombreuses dans la littérature scientifique ou dans des actions de développement. Une meilleure connaissance des caractéristiques des variations pluviométriques est donc essentielle pour en apprécier l'incidence réelle sur les ressources en eau. L'étude présentée ici exploite toute l'information pluviométrique qui a pu être rassemblée sur la partie centrale du bassin du Lac Tchad, hydrologiquement active vis-à-vis de la recharge de la nappe phréatique quaternaire, qui constitue la seule ressource disponible en permanence sur l'ensemble du domaine. Notre étude comporte plusieurs analyses des totaux annuels pour décrire la variabilité des précipitations au cours du 20ème siècle.

LES DONNEES

La zone d'étude couvre quatre pays: Cameroun, Nigeria, Niger et Tchad. Les données ont plusieurs origines: la banque pluviométrique de l'IRD dont l'information n'est critiquée que jusqu'en 1980, le centre régional Agrhymet de Niamey, les Directions de la Météorologie du Cameroun, du Niger et du Tchad, le Centre de Recherches Hydrologiques du Cameroun et le rapport de Beauvilain (1995) pour la station de Maiduguri (Nigeria). Une étude préliminaire vérifiant la cohérence des données recueillies a été réalisée afin de contrôler l'homogénéité des séries avant de mettre en œuvre des analyses statistiques. Quarante-sept stations ont ainsi été retenues (Fig. 1 et Tableau 1). La Fig. 2 résume l'ensemble des données utilisées pour l'analyse au pas de temps annuel. Les informations exploitées vont de l'origine des stations jusqu'à 2002, au moins pour certaines stations du Niger. Vingt-deux stations seulement ont plus de 40 ans d'observations, 20 plus de 50 ans et neuf plus de 60 ans. Neuf stations situées au Tchad ou au Niger ont moins de 20 ans de données. Vingt-deux stations ont pour information de base la donnée journalière sur toute leur période d'observations, dont

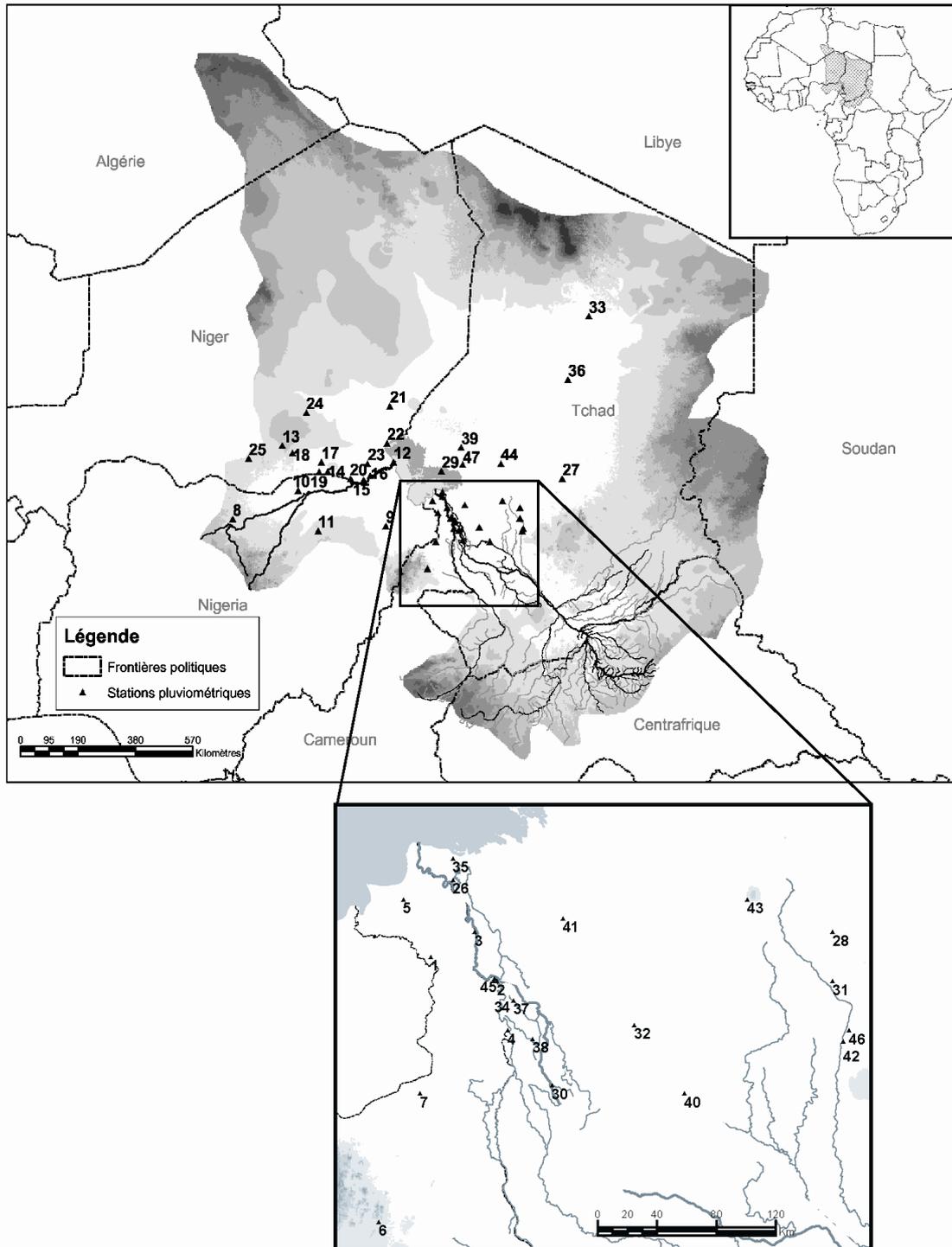


Fig. 1 Carte de localisation. Se référer au Tableau 1 pour toute correspondance entre les noms des postes et leur numérotation.

les 14 stations du Niger. Pour la station de N’Guru au Nigeria (no. 10) les seules données accessibles sont mensuelles. Les 24 autres postes ont des informations tantôt journalières, tantôt mensuelles au cours de leur chronique. Ainsi les données des stations tchadiennes sont journalières avant 1990 et mensuelles après. Quatre stations,

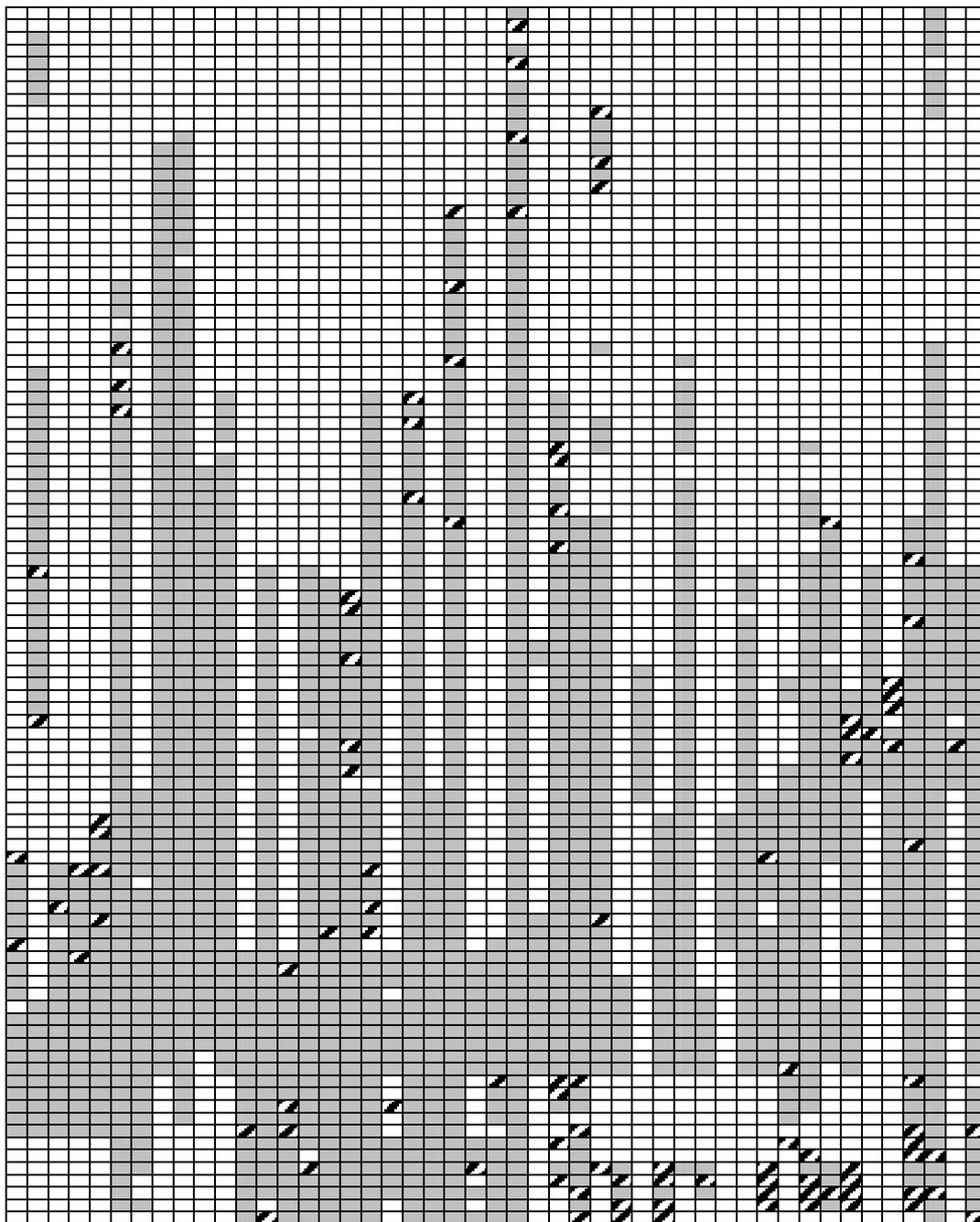
Tableau 1 Liste des postes utilisés et numérotation correspondante.

Pays/station	No.	Pays/station	No.	Pays/station	No.	Pays/station	No.
C / Afade	1	Nr / Bosso	12	Nr / Tesker	24	T / Koro Toro	36
C / Kousséri	2	Nr / Birni N’Kazoe	13	Nr / Zinder	25	T / Koundoul	37
C / Goulfey	3	Nr / Cheri	14	T / Aboulela	26	T / Mandalia	38
C / Logone Birni	4	Nr / Chetimari	15	T / Ati	27	T / Mao	39
C / Makari	5	Nr / Diffa	16	T / Bokoro	28	T / Massaenya	40
C / Maroua	6	Nr / Goudoumaria	17	T / Bol Berim	29	T / Massaguet	41
C / Wasa	7	Nr / Gouré	18	T / Bougoumene	30	T / Massalasse	42
Na / Kano	8	Nr / Kodjimeri	19	T / Dilbini	31	T / Moito	43
Na / Maiduguri	9	Nr / Maïné-Soroa	20	T / Dourbali	32	T / Moussoro	44
Na / N’Guru	10	Nr / N’Gourti	21	T / Faya-Largeau	33	T / N’Djaména	45
Na / Potiskum	11	Nr / N’Guigmi	22	T / Gassi	34	T / N’Gama	46
		Nr / Sayam	23	T / Karal	35	T / N’Gouri	47

(C: Cameroun, Na: Nigeria, Nr: Niger, T: Tchad).

dont trois ayant une origine ancienne, Kousséri (no. 2), N’Djaména (no. 45) et Bol Berim (no. 29), ont connu de longues périodes sans observation comme l’illustre la Fig. 2 (cases vides). Cinq stations, dont trois n’ont fonctionné que sur une courte période, ne présentent aucune lacune au niveau du total annuel depuis l’origine jusqu’à la fin connue des observations. Pour les autres stations, une année de données au moins n’est pas complète. Sur les 16 stations du Tchad en fonctionnement en 1990, neuf n’ont pas de données entre 1991 et 1997. Sans compter les longues périodes sans observation qui viennent d’être mentionnées, les années sans donnée représentent 3.6% de l’ensemble des années complètes. Les années incomplètes dont le total de pluie inconnu a pu être encadré par deux valeurs extrêmes (cf. la section “Traitement des données manquantes”) représentent 5.5% du nombre d’années complètes; elles sont figurées par des cases hachurées (Fig. 2).

La Fig. 3(a) et (b) représente la moyenne interannuelle des précipitations calculée pour toutes les stations disposant de plus de 30 ans de mesures, respectivement en fonction de la latitude et de la longitude, en considérant deux périodes de temps, d’une part la période totale des observations à chaque station, d’autre part la période 1950–1980. La Fig. 3(a) met nettement en évidence une relation bien connue entre la pluviométrie et la latitude en Afrique de l’Ouest et Centrale. Les précipitations annuelles passent de 800 à 15 mm entre les latitudes 10 et 18°N. La liaison est linéaire jusqu’au 14ème parallèle environ avec un gradient décroissant vers le nord d’environ 150 mm par 100 km. En revanche la répartition des points est aléatoire en fonction de la longitude entre 8 et 18°E (Fig. 3(b)), et seuls les deux points de pluviométrie interannuelle inférieure à 100 mm rendent statistiquement significative la régression linéaire entre la longitude et la précipitation moyenne interannuelle. Malgré le mouvement est-ouest des grands systèmes précipitants qui se développent sur le bassin du Lac Tchad, la longitude n’a pas d’influence sur la distribution des pluies: dans la gamme des précipitations comprises entre 200 et 800 mm, la longitude explique seulement 5% de la variance totale des précipitations moyennes non expliquée par la latitude. Les graphes montrent que les moyennes calculées sur la période 1950–1980 sont supérieures à celles établies à partir de la période totale d’observation disponible à chaque station, du fait de la non prise en compte dans les moyennes de 1950 à 1980 de la décennie 1980 particulièrement déficitaire, comme nous le verrons ultérieurement.



Stations n°1 à 47 en colonnes; Années en lignes de 1905 à 2002.

C Na Nr T

- Case pleine : année complète
- Case hachurée : année incomplète exploitable
- Case blanche : année manquante

Fig. 2 Les données pluviométriques disponibles dans le bassin du Lac Tchad. (C: Cameroun, Na: Nigeria, Nr: Niger, T: Tchad).

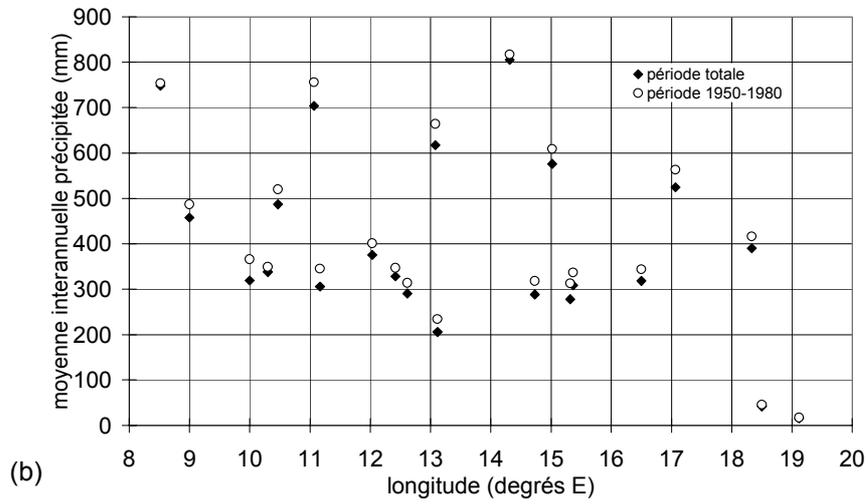
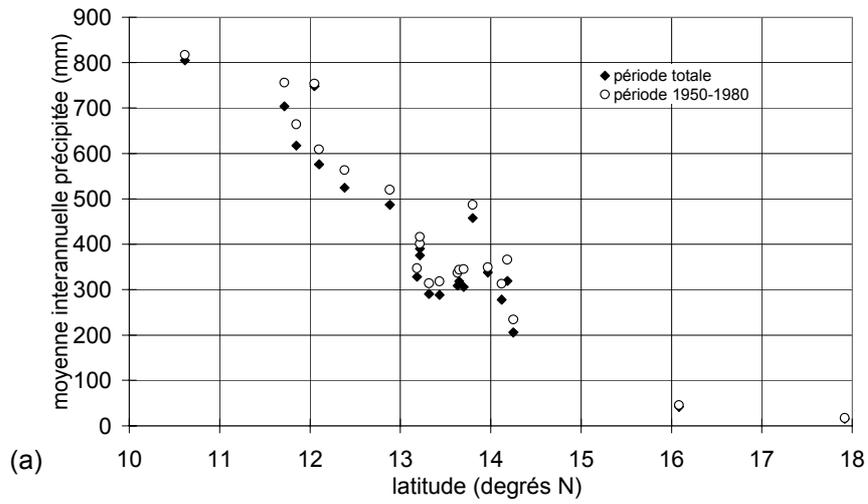


Fig. 3 Moyenne interannuelle des précipitations en fonction (a) de la latitude et (b) de la longitude pour les stations de plus de 30 ans d'observations.

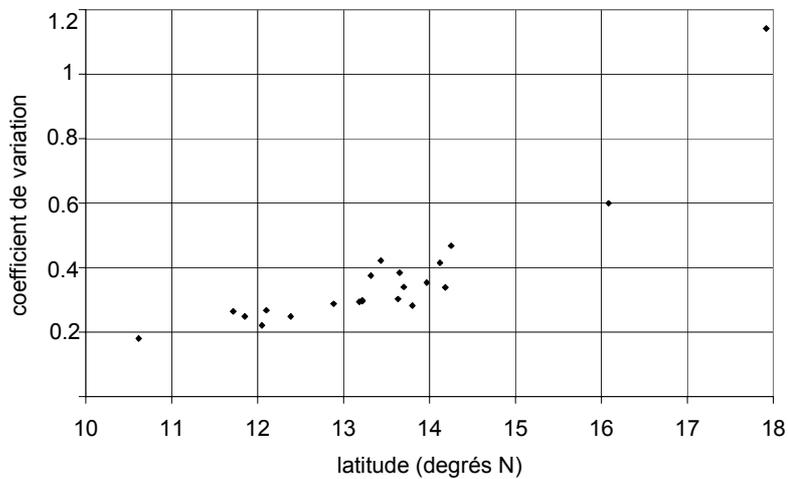


Fig. 4 Coefficient de variation des précipitations en fonction de la latitude pour les stations de plus de 30 ans d'observations.

Pour rendre compte enfin de la grande variabilité inter-annuelle des précipitations nous avons représenté sur la Fig. 4 le coefficient de variation des pluies annuelles en fonction de la latitude pour les mêmes stations de plus de 30 ans d'observations que précédemment. Les coefficients de variation passent de 0.18 (Maroua) à 1.14 (Faya-Largeau) du sud au nord, ce qui traduit une augmentation de la variabilité inter-annuelle entre les zones humides et les zones désertiques où certaines années ne connaissent pas de pluie. Entre le 10ème et le 16ème parallèles, les rapports de précipitations annuelles extrêmes sont compris entre 2 et 11.

ANALYSE DES SERIES LONGUES

Traitement des données manquantes

Est qualifiée de série longue toute série s'étendant sur au moins trois décennies continues commençant avant 1960 et ne s'arrêtant pas avant 1975. Les 22 séries longues considérées sont rassemblées dans le Tableau 2. Elles sont soumises à une série de tests statistiques et en particulier à des tests dits de rupture en moyenne, l'hypothèse du modèle de rupture en moyenne étant la plus probable au Sahel et en Afrique de l'Ouest (Nicholson *et al.*, 1988; Servat *et al.*, 1997). Plusieurs années sont incomplètes du fait de lacunes couvrant fréquemment un ou plusieurs mois. Cette situation rend *a priori* difficile l'analyse statistique. Toutefois toutes les données manquantes n'ont pas un poids identique selon le mois concerné. En effet, aux latitudes considérées, 90% du total de la pluie annuelle tombent entre juin et septembre. La Fig. 5 montre pour six stations la répartition mensuelle moyenne des précipitations sur leur période d'observation. A l'exception de N'Djamena, les stations occupent une position extrême dans l'une des quatre directions cardinales de la zone d'étude. Les graphes mettent bien en évidence la variation des pluies notamment en fonction de la latitude (cf. Faya-Largeau et Maroua) et rendent compte de la césure très marquée entre saison sèche et saison des pluies, ce qui permet donc de combler de nombreux jours ou mois manquants de saison sèche en toute sécurité. Lorsque manque un mois du cœur de la saison des pluies, l'année correspondante est rejetée du traitement. Par contre nous n'avons pas éliminé les années lorsque les données manquantes concernaient les mois de début ou de fin de la saison des pluies (mars-juin et septembre-octobre) et que l'information majeure des mois les plus pluvieux (juillet et août) était disponible. Nous disposons alors d'une pluie annuelle précipitée tronquée. Sur le volume de 1350 années de mesure que représentent les 22 séries considérées sur une période continue d'observation (cf. Tableau 2), 2% seulement sont des années rejetées et 4% ne concernant que 16 des 22 stations sont des années dites incomplètes pour lesquelles le ou les mois manquants ont été encadrés par deux valeurs extrêmes. Pour 12 de ces séries, le nombre de mois manquants rapporté au nombre de mois pluvieux (de mars à octobre) sur l'ensemble des années est inférieur à 1%. Pour les quatre autres séries, ce même pourcentage ne dépasse pas 3%. La caractérisation de l'intervalle de confiance de la pluie d'un mois manquant dépend de la distribution de probabilité de la série des précipitations du mois considéré, sous l'hypothèse que les totaux du mois m des années i et $i + 1$ sont indépendants. Toutefois, les distributions mensuelles des précipitations sur chaque poste de la région concernée étant très dissymétriques (coefficient

Tableau 2 Résultats des analyses de stationnarité pour les 22 stations les plus longues (H_0 désigne l'hypothèse nulle du test).

Station/No.	Période continue	Série observée	Série minorante (S_{min})	Série majorante (S_{maj})	Corrélation sur le rang	Test de tendance
Maroua/6	1927–2001		Pas de rupture	Pas de rupture	H_0 acceptée	H_0
Kano/8	1916–1990	R 1962 (P) R 1970 (B et S)			H_0 rejetée	Tendance
Maiduguri/9	1915–1994	R 1970 (P) R 1981 (B et S)			H_0 rejetée	Tendance
N'Guru/10	1942–1988	R 1965 (P) R 1979 (B et S)			H_0 rejetée	Tendance
Potiskum/11	1936–1990	R 1964			H_0 rejetée	Tendance
Birni	1950–2002		R 1971 (P) R 1968 (B et S)	R 1968	H_0 rejetée	Tendance
N'Kazoe/13			R 1968 (P et B) R 1979/1987 (S)	R 1968 (P et B) R 1968/1987 (S)	H_0 rejetée	Tendance
Chetimari/15	1950–2002		R 1965	R 1965	H_0 acceptée (S_{min}) H_0 rejetée (S_{maj})	
Diffa/16	1951–2002				H_0 acceptée (S_{min}) H_0 rejetée (S_{maj})	
Goudoumaria/17	1952–2002		R 1966 (P) R 1964 (B et S)	R 1966	H_0 rejetée	Tendance
Gouré/18	1936–2002		R 1966	R 1966 (P et B) R 1951/1954 (S)	H_0 rejetée	Tendance
Mainé-Soroa/20	1936–2002		R 1967	R 1967	H_0 rejetée	Tendance
N'Guigmi/22	1921–2002		Pas de rupture	Pas de rupture	H_0 acceptée	
Zinder/25	1905–2002		R 1964 (S) R 1966 (P et B)	R 1966	H_0 rejetée	Tendance
Ati/27	1936–1993		R 1967 (P et B) R 1948/1967 (S)	R 1967	H_0 rejetée	Tendance
Bokoro/28	1946–2002		R 1968 (P) R 1964 (B et S)	R 1968 (P) R 1964 (B et S)	H_0 rejetée	Tendance
Bol Berim/29	1946–1990		R 1970 (P) R 1967 (B)	R 1967 (P et B)	H_0 rejetée	Tendance
Faya-Largeau/33	1933–1990	Pas de rupture			H_0 acceptée	Tendance
Koro Toro/36	1950–1990	R 1966 (B et S)			H_0 acceptée	
Mao /39	1949–2001		R 1967 (P et B) R 1960/1983 (S)	R 1967	H_0 rejetée	Tendance
Moussoro/44	1946–2001		R 1970 (P) R 1969 (B) R 1968 (S)	R 1967 (P et B) R 1967/1993 (S)	H_0 rejetée	Tendance (S_{min}) H_0 (S_{maj})
N'Djaména/45	1932–2002		R 1961	R 1961	H_0 rejetée	Tendance
N'Gouri/47	1950–2002		R 1965	R 1965	H_0 rejetée	Tendance

R: rupture.

B: procédure bayésienne de Lee et Heghinian, P: test de Pettitt, S: segmentation de Hubert.

d'asymétrie généralement supérieur à 2), il est difficile de procéder à des méthodes paramétriques pour estimer l'intervalle recherché. Déterminer simplement cet intervalle à partir des quantiles empiriques de fréquence de non-dépassement, par exemple 0.05 et 0.95 de la distribution mensuelle observée, supposait de disposer d'effectifs suffisamment grands, ce qui est rarement le cas. Nous avons finalement préféré suivre une autre démarche utilisant la technique du bootstrap (Efron, 1987) dans sa version non-paramétrique (Palm, 2002). Pour un mois fixé (mai par exemple) dont une valeur est manquante une année donnée, la procédure mise en œuvre est la suivante. En tirant avec remise une valeur dans la série des valeurs mensuelles observées, nous avons généré 2000 séries fictives de même effectif que la série réelle (utilisation des fonctions bootstrap et limits.emp du logiciel S-PLUS 6.0). Sur chacune

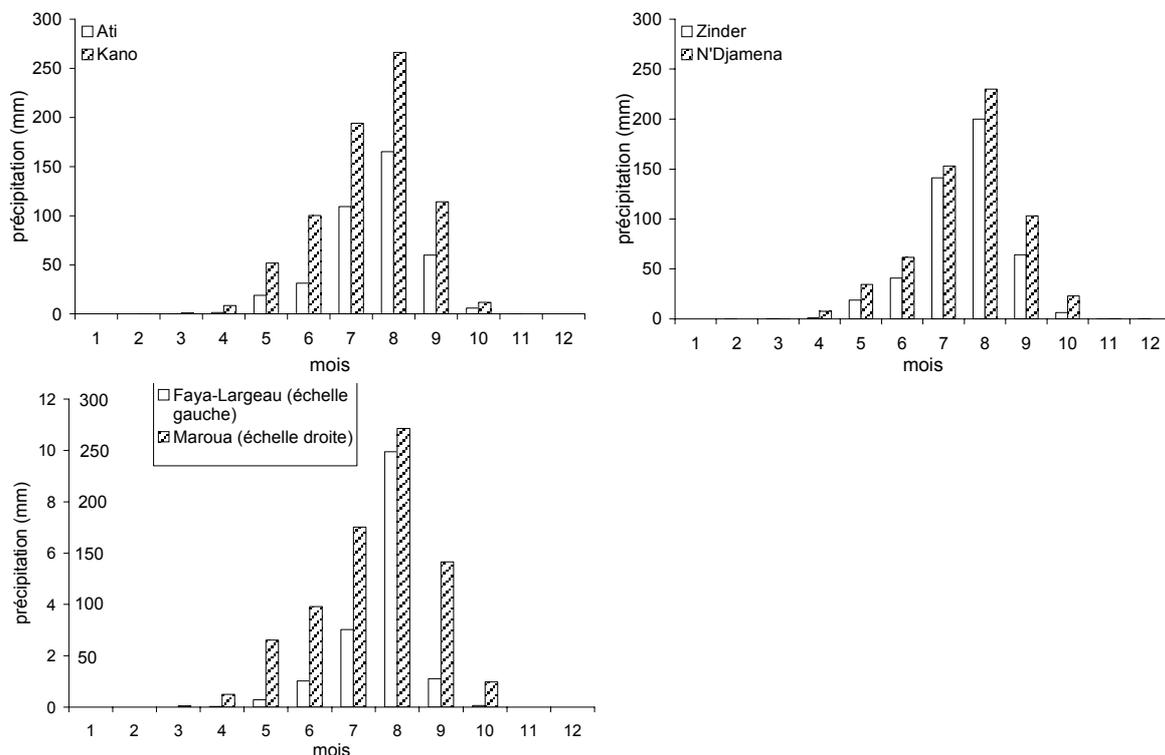


Fig. 5 Répartition mensuelle des précipitations sur six postes de longue durée du bassin du Lac Tchad.

des séries simulées, les quantiles empiriques de fréquence de non-dépassement 0.05 et 0.95, notés respectivement $\hat{q}_{0.05}$ et $\hat{q}_{0.95}$, ont été estimés. La méthode des pourcentiles simples (Palm, 2002) permet ensuite de donner les limites de confiance au niveau de confiance de 95% des deux paramètres d'intérêt que sont $q_{0.05}$ et $q_{0.95}$ en retenant sur chacune des deux séries de 2000 valeurs de ces deux quantiles celles ayant pour fréquence de non-dépassement 0.025 et 0.975; nous les notons $\hat{q}_{0.05} borneInf_{0.025}$ et $\hat{q}_{0.05} borneSup_{0.975}$ d'une part, $\hat{q}_{0.95} borneInf_{0.025}$ et $\hat{q}_{0.95} borneSup_{0.975}$ d'autre part. Nous avons alors choisi d'encadrer la valeur mensuelle manquante en retenant une des deux limites des intervalles ci-dessus, $\hat{q}_{0.05} borneInf_{0.025}$ et $\hat{q}_{0.95} borneSup_{0.975}$. Ce choix est raisonnable car nous avons le souci de déterminer deux valeurs extrêmes ayant chacune une signification en terme de probabilité, même si l'intervalle ainsi défini n'est pas un intervalle de confiance classique à 90% de la valeur mensuelle manquante. Pour une station et une année données, deux estimations extrêmes du total annuel, un minorant et un majorant, sont donc produites à partir des valeurs encadrant le mois manquant. Pour une station donnée présentant une ou plusieurs années incomplètes, deux séries annuelles correspondant respectivement l'une aux estimations "minorantes", l'autre aux estimations "majorantes" sont considérées pour se substituer à la série réelle incomplète. Les traitements statistiques sont ensuite appliqués à chacune des deux séries, leur interprétation reposant sur la comparaison des résultats obtenus à partir de chacune d'elles. La démarche ici proposée est d'autant plus valide que le nombre d'années et de mois concernés pour une station par cette procédure est faible.

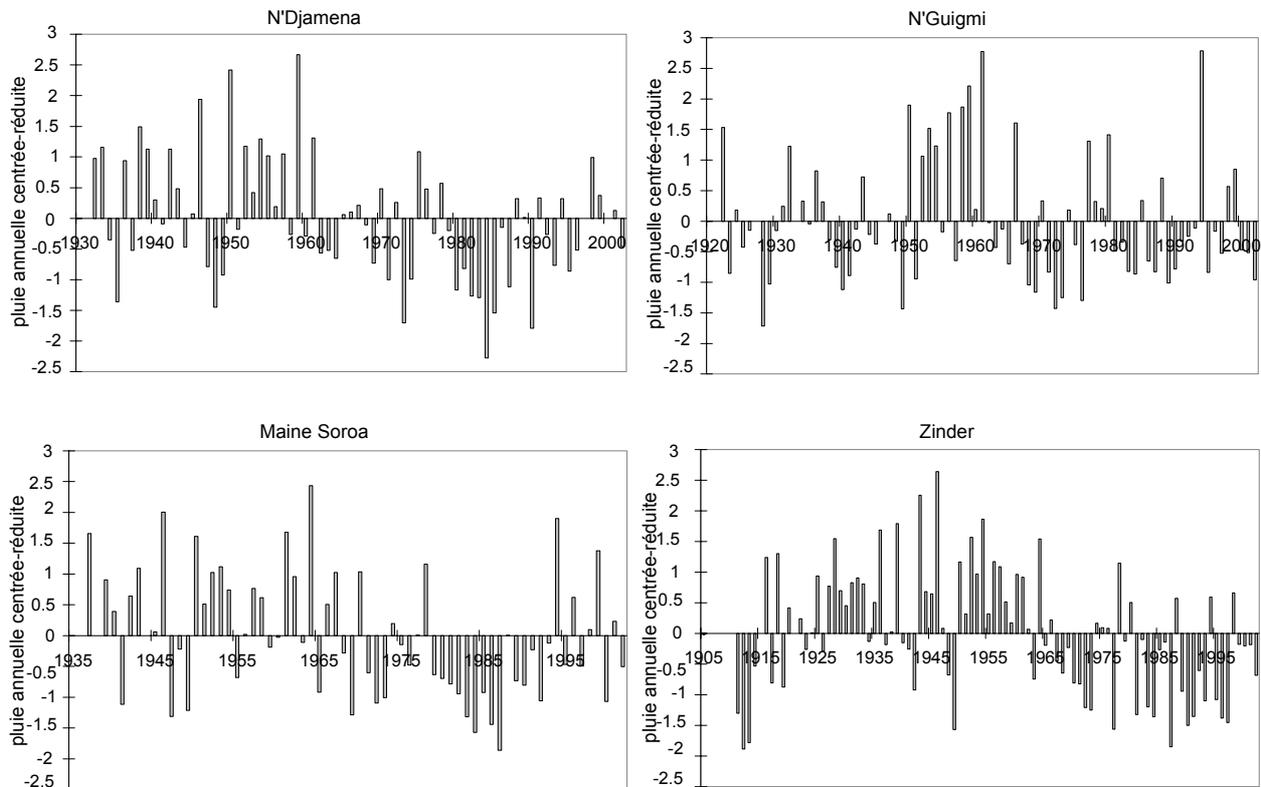


Fig. 6 Exemples de précipitations annuelles centrées-réduites sur quatre postes de longue durée du bassin du Lac Tchad.

Aperçu de la variabilité annuelle à partir de quatre postes pluviométriques

Les précipitations annuelles enregistrées sur quatre postes de longue durée sont représentées en valeurs centrées-réduites sur la Fig. 6. Les successions de valeurs positives y définissent des périodes de pluviométrie excédentaire. Une période déficitaire s'installe au cours de la décennie 1960 (dès le début pour N'Djaména, à partir de 1965 à Zinder, à la fin de cette même décennie pour Maïné-Soroa). A Zinder, il est frappant de constater que les dernières décennies déficitaires succèdent à une longue période excédentaire entre 1925 et 1960, même si celle-ci renferme quelques années de faible pluviométrie. N'Djaména se caractérise aussi par une baisse des précipitations autour des années 1960, mais cette phase est moins continue, le caractère déficitaire s'installant plus durablement après 1980. A Maïné-Soroa c'est à partir du début des années 1970 que les années déficitaires deviennent plus fréquentes et finissent par couvrir l'ensemble de la décennie 1980. N'Guigmi présente un profil plus contrasté: les années sèches se répartissent sur l'ensemble de la période d'observations avec toutefois, depuis 1965 environ, des déficits annuels plus concentrés que par le passé. Les indices pluviométriques sont moins négatifs à N'Guigmi qu'aux autres stations. Aux quatre postes, la décennie 1990 ne signe pas une reprise nette des précipitations même si l'année 1994 est notablement humide à Maïné-Soroa et plus encore à N'Guigmi. Ces premières analyses descriptives sont appuyées par les traitements statistiques décrits ci-après.

Procédures statistiques utilisées et interprétation des résultats

Présentation de l'analyse statistique Le Tableau 2 rassemble les résultats des analyses statistiques faites sur les séries annuelles longues. Les termes "séries minorantes" et "séries majorantes" font référence à la procédure, décrite précédemment, d'encadrement des mois manquants en début ou fin de saison des pluies. Les symboles P, B et S désignent respectivement le test de Pettitt (Pettitt, 1979), la procédure bayésienne de Lee et Heghinian (Lee & Heghinian, 1977) et la segmentation de Hubert (Hubert *et al.*, 1989). Ces trois procédures statistiques sont adaptées à la détection d'une ou plusieurs ruptures dans une série chronologique. Au sens statistique du terme, une rupture désigne un changement dans la loi de probabilité de la variable étudiée. Le plus souvent, les tests sont adaptés à un brusque changement de moyenne. Nous avons recours à ces méthodes, maintes fois utilisées dans des applications comparables, en raison de leur robustesse et de leur facilité de mise en œuvre. Elles sont d'ailleurs recommandées par l'Organisation Mondiale de la Météorologie (OMM-WMO, 2000). D'autres méthodes reposant sur des bases théoriques plus élaborées et d'approche régionale (Perreault, 2000) pourraient aussi être mises en œuvre, mais la formulation du problème dans un contexte bayésien multivarié est complexe et de telles procédures ne se justifient pas dans une première démarche d'exploitation des données existantes.

Par ailleurs un test de tendance a été effectué sous réserve que la normalité des séries annuelles ait été acceptée par le test d'Anderson-Darling (Davis & Stephens, 1989). En effet le test paramétrique de tendance s'appuie sur l'estimation de l'intervalle de confiance à 95% du coefficient de la régression linéaire simple entre le temps et la série chronologique analysée. Les résidus de la régression doivent respecter des conditions de normalité, d'indépendance et d'homoscédasticité. Si l'une de ces conditions n'est pas vérifiée, le résultat du test n'est pas mentionné dans le Tableau 2. L'hypothèse nulle H_0 du test est la non significativité du coefficient de régression. L'hypothèse alternative est celle de la tendance. Le test de corrélation sur le rang, non paramétrique, est aussi proposé. Il teste plus généralement le caractère aléatoire de la série, et l'hypothèse alternative communément admise est celle d'une dérive croissante ou décroissante de la série. Ces deux tests sont également recommandés par l'OMM-WMO (2000).

Les tests de Pettitt et de corrélation sur le rang ont été mis en œuvre avec un risque de première espèce de 5%. Dans la procédure de segmentation non paramétrique proposée par Hubert, le niveau de signification du test de Scheffé (Kendall & Stuart, 1943) est de 1%.

Interprétation des résultats Les résultats des tests doivent être analysés avec discernement. En ce qui concerne la mise en évidence de tendance, en général, les tests de corrélation sur le rang et du coefficient de régression linéaire en fonction du temps concluent pareillement. Toutefois lorsque l'hypothèse alternative de la tendance est acceptée, les tests de rupture détectent la présence significative d'une rupture en moyenne. En fait des études de simulation (Lubès-Niel *et al.*, 1998) ont montré qu'en présence d'une rupture sur la moyenne des séries, les tests de tendance acceptent l'hypothèse alternative d'une tendance linéaire et ceci d'autant plus fréquemment que l'amplitude de la rupture est forte. Inversement, les tests de rupture rejettent d'autant

plus souvent l'hypothèse de stationnarité que le degré de tendance des séries est grand. Si par conséquent les deux types de test s'accordent pour rejeter l'hypothèse du caractère aléatoire d'une série, il peut être en revanche délicat de trancher entre l'hypothèse alternative d'une tendance ou celle d'une rupture. Des éléments complémentaires permettent parfois de privilégier une hypothèse par rapport à l'autre, mais la superposition des deux phénomènes n'est pas nécessairement à écarter. Par ailleurs les analyses menées sur des séries simulées (Lubès-Niel *et al.*, 1998) ont montré d'une part qu'une rupture peut être identifiée avec une marge d'incertitude de quelques années, d'autre part que les tests mis en œuvre ne sont pas très puissants (au sens statistique du terme) lorsque les taux de rupture en moyenne sont faibles. Dans le cas présent, tous les tests concluent en général de manière concordante, compte tenu de l'incertitude admise sur l'année de détection, quand effectivement une rupture est retenue. Une attention particulière doit être portée sur l'interprétation des résultats de la segmentation. En effet son principe de calcul conduit parfois à déterminer des segments de très courte durée (au minimum une seule valeur) correspondant à l'occurrence de peu d'années (une seule parfois) très sèches ou très humides c'est-à-dire à de très courtes périodes de valeurs extrêmes. Ainsi certaines dates de "rupture" ne sont retenues que par cette procédure, mais dans ce cas le terme de "rupture" n'a pas son sens statistique originel. Ce type de dates dites "parasites" ne figure pas dans le Tableau 2.

Les résultats sont généralement concordants sur les deux types de séries dites minorante et majorante pour une même station. Il résulte de ce constat que la démarche adoptée face à quelques données mensuelles manquantes, afin de tenir compte du maximum d'observations possible, n'est pas remise en cause. Dans le cas des tests de rupture, elle ne biaise pas l'estimation de la date la plus probable d'un changement de moyenne sur les pluies annuelles à chaque poste, la différence d'estimation éventuellement constatée selon la série minorante ou majorante considérée n'étant pas significative au regard des tests utilisés. Par ailleurs lorsqu'une date de rupture n'a été décelée que sur l'une des séries, elle n'a jamais concerné la rupture majeure des années 1960 et elle sera reprise dans la section suivante. En ce qui concerne l'influence de cette approche sur les tests de tendance, là encore la concordance des résultats est quasi-parfaite entre les deux séries encadrantes. Seule la station de Diffa présente pour le test de corrélation sur le rang mis en œuvre avec un risque de première espèce de 5% un résultat différent sur les deux séries, mais il faut ajouter que pour un risque de 10% les résultats coïncident au profit d'une tendance. Quant au test de tendance construit à partir du coefficient de la régression linéaire fonction du temps, il ne conclut à des résultats discordants que pour la station de Moussoro sur les deux séries encadrantes, station pour laquelle les données mensuelles manquantes sont concentrées sur la dernière décennie de 1990.

La robustesse des résultats obtenus dans le cadre de deux séries encadrant une série incomplète a également été appréciée à partir des séries longues complètes pour lesquelles nous avons artificiellement distribué 3% de mois manquants (taux maximum observé sur les séries incomplètes) répartis aléatoirement sur la chronique pour les mois de mai, juin, septembre et octobre. Des séries annuelles minorantes et majorantes ont été construites à partir de la procédure précédemment décrite faisant intervenir le bootstrap. Nous avons pu constater que les résultats des tests statistiques mis en œuvre sur les séries "extrêmes" et sur les séries complètes réellement observées étaient concordants.

Tableau 3 Caractéristiques des changements détectés.

Pays	Station	Période	1ère rupture	Taux de variation	2ème rupture	Taux de variation	Autre rupture	Taux de variation
Nigeria	Kano	1916–1990	1962	20%	1970	24%		
Nigeria	Maiduguri	1915–1994	1970	20%	1981	32%		
Nigeria	N’Guru	1942–1988	1965	25%	1979	31%		
Nigeria	Potiskum	1936–1990	1964	24%				
Niger	Birni N’Kazoe	1950–2002	1968	34%				
Niger	Chetimari	1950–2002	1968	23%	1979	16%	1987	–4%
Niger	Diffa	1951–2002	1965	23%				
Niger	Goudoumaria	1952–2002	1966	27%				
Niger	Gouré	1936–2002	1966	31%			1951	17%
Niger	Mainé-Soroa	1936–2002	1967	21%				
Niger	Zinder	1905–2002	1966	23%				
Tchad	Ati	1936–1993	1967	27%				
Tchad	Bokoro	1946–2002	1964	23%				
Tchad	Bol Berim	1946–1990	1967	31%				
Tchad	Koro Toro	1950–1990	1966	33%				
Tchad	Mao	1949–2001	1960/ 1967	36% / 38%	1983	45%		
Tchad	Moussoro	1946–2001	1967	29%			1993	Non estimé
Tchad	N’Djaména	1932–2002	1961	17%				
Tchad	N’Gouri	1950–2002	1965	29%				

Caractéristiques du changement pluviométrique identifié

Le Tableau 3 rassemble les stations pour lesquelles l’hypothèse d’une rupture a été retenue par au moins l’une des procédures utilisées et le cas échéant sur l’une au moins des séries minorante ou majorante. Seules les stations de Maroua, N’Guigmi et Faya-Largeau ne présentent pas de rupture significative ni de tendance. Maroua est la station située la plus au sud de notre zone d’étude, au contact des influences orographiques des monts Mandara (Beauvilain, 1995), et Faya-Largeau la plus au nord sous climat saharien caractérisé par une extrême variabilité spatio-temporelle des précipitations. Pour N’Guigmi ce résultat est peut-être lié à la présence de quelques années significativement excédentaires après 1976.

En présence d’une rupture, le pourcentage relatif de variation de la pluie moyenne interannuelle entre les deux périodes considérées a été calculé. Il est égal au rapport :

$$\frac{(\text{moyenne des pluies annuelles avant rupture} - \text{moyenne des pluies annuelles après rupture})}{(\text{moyenne des pluies annuelles avant rupture})} \times 100$$

Ce rapport établi à partir des seules années totalement observées figure dans le Tableau 3. Lorsque plusieurs ruptures ont été décelées, les rapports de variation ont été calculés pour chaque cas. Si les dates de changement estimées par les procédures statistiques ont moins de quatre ans d’écart, seule la date détectée par la majorité des tests a été retenue.

Sur l’ensemble des stations, la période de la première rupture s’étend de 1960 à 1970. Une deuxième rupture éventuelle concerne la fin de la décennie 1970 ou le début de la décennie 1980. A l’exception de la station de N’Djaména, les taux de variation sont supérieurs à 20% et souvent même à 30%. Les périodes d’observation n’étant pas

les mêmes à chaque poste, une comparaison brutale de l'ensemble de ces pourcentages conduirait à de fausses interprétations.

Malgré les incertitudes de quelques années qui encadrent généralement la date de rupture identifiée par les procédures utilisées, la recherche d'une organisation spatiale des dates de rupture a été tentée pour déterminer dans quelle zone le changement s'est éventuellement amorcé avant de progresser. Deux graphiques donnent une représentation des dates de rupture selon la longitude (Fig. 7) et la latitude des stations (Fig. 8).

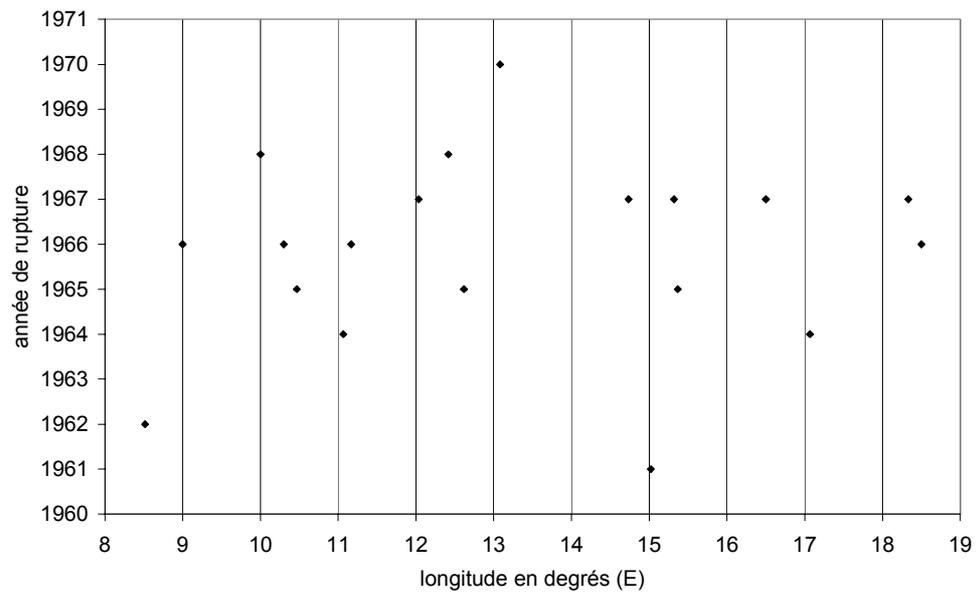


Fig. 7 Répartition spatiale des années de rupture pluviométrique dans le bassin du Lac Tchad (fonction de la longitude).

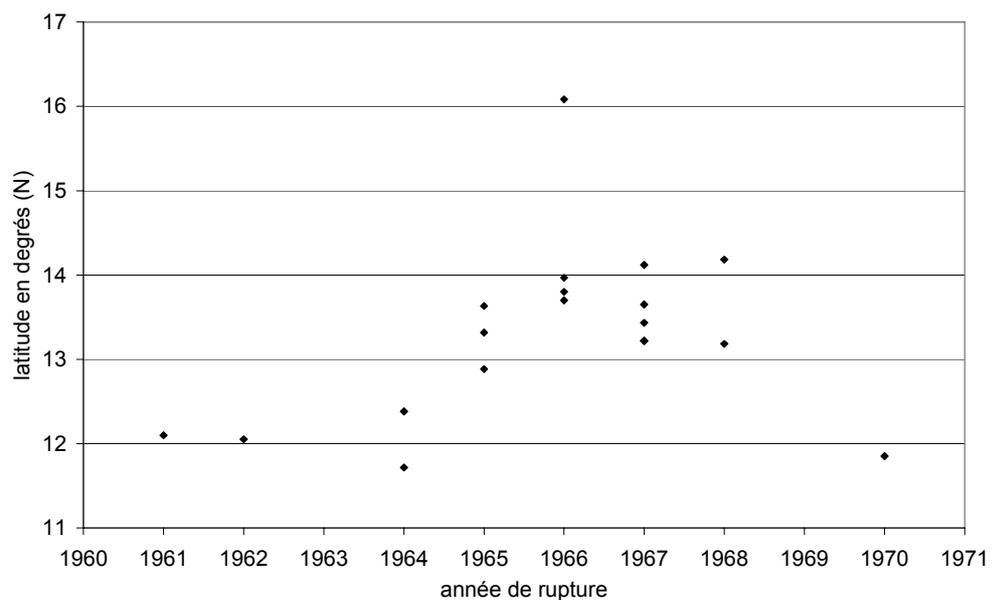


Fig. 8 Répartition spatiale des années de rupture pluviométrique dans le bassin du Lac Tchad (fonction de la latitude).

La Fig. 7 ne révèle pas de structure en fonction de la longitude dans la mise en place du phénomène. En revanche, même si peu de postes sont représentés, il apparaît (Fig. 8) que les stations dont la latitude est inférieure à 13°N ont connu dès les premières années de la décennie 1960 une réduction de leur pluviométrie, à l'exception de Maiduguri dont la date de rupture retenue est 1970, tandis que les stations plus au nord ont été affectées quatre ou cinq ans plus tard, ce qui laisse supposer un déplacement sud-nord de la baisse des précipitations. En fait Maiduguri n'est pas une réelle exception. En effet cette station a connu en 1967 la deuxième valeur de pluie annuelle la plus forte sur l'ensemble de ses 79 observations avec 885 mm, ce qui est d'autant plus remarquable dans une décennie dont la moyenne, cette forte valeur exceptée, est de 632 mm. Nous avons vérifié que si l'année 1967 avait reçu une précipitation conforme aux autres années de la décennie, le test de Pettitt aurait positionné la rupture sur la moyenne en 1963. La précocité du changement dès le début des années 1960 dans le sud de la zone est à souligner car au sud du 12ème parallèle la diminution des précipitations a été observée vers 1970 en Afrique de l'Ouest et même plus tard en Afrique Centrale (Mahé *et al.*, 2001).

TRAITEMENT DE L'ENSEMBLE DES DONNEES DISPONIBLES

De manière à exploiter toutes les données disponibles sur l'ensemble des stations, même celles ne couvrant que quelques décennies, une étude descriptive de l'évolution de la pluviométrie sur l'ensemble des postes recensés a été engagée. Sur chaque décennie est calculée la moyenne des précipitations annuelles, six ans au moins de données observées devant être validés sur chaque période de 10 ans. La Fig. 9 compare l'ensemble des stations et montre la cohérence du bassin: la décennie 1950 particulièrement humide est suivie d'une décennie 1960 nettement plus sèche, le déficit ne faisant ensuite que s'amplifier sur les décennies 1970 et 1980, la décennie 1990 signant en général une reprise plus ou moins marquée de la pluviométrie par

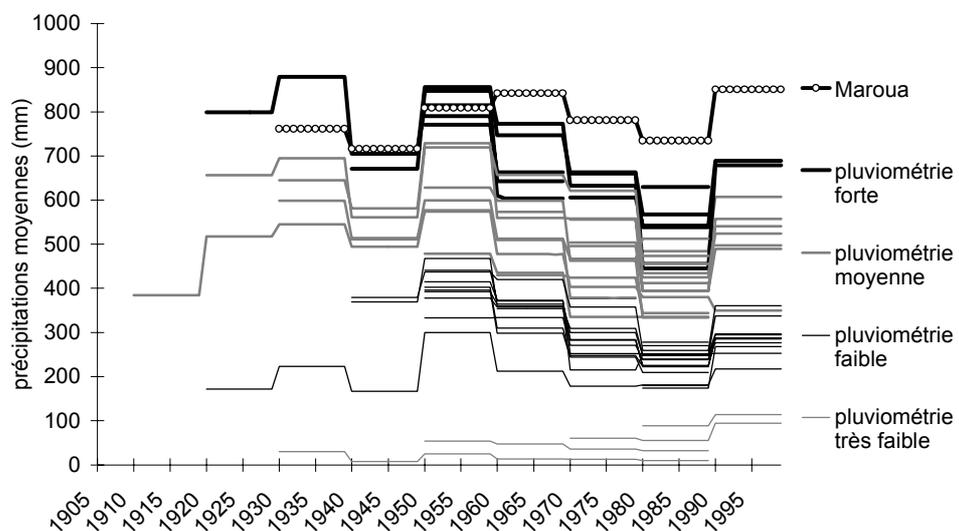


Fig. 9 Comparaison de l'évolution de la pluviométrie par décennie sur l'ensemble des stations du bassin du Lac Tchad.

rapport à la décennie précédente. Ce profil pluviométrique général se retrouve pour tous les niveaux de précipitation mis en évidence sur le bassin du Lac Tchad en fonction de la latitude. Ce comportement peut expliquer les résultats obtenus par les tests de tendance et de rupture présentés précédemment. En effet la baisse des précipitations s'est installée de manière brutale après les années 1950 et le déficit s'est progressivement aggravé sur les décennies suivantes pour atteindre son maximum dans les années 1980. Il faut toutefois souligner le caractère atypique de la station de Maroua avec une décennie 1960 plus humide que celle de 1950. Nous avons constaté que quelques stations plus au sud au Cameroun (hors de notre zone d'étude) présentaient cette même caractéristique. Il s'agit des stations de Garoua et de Tchollire dont les moyennes sont respectivement de 827 et 1207 mm sur la décennie 1950 et de 1053 et 1299 mm sur la décennie 1960. Ne disposant pas des données récentes à ces deux stations nous n'avons pas pu vérifier si la décennie 1990 sur ces postes est, comme à Maroua, aussi humide que la décennie 1960. Il faut noter que Maroua est la station de notre zone la plus au sud de la limite sud de la zone sahélienne définie par Rodier (1964), légèrement positionnée au sud de Kousséri jusqu'en 1980. Cette portion du territoire camerounais était exclue du Sahel jusque vers la fin des années 1970 et avait un comportement pluviométrique de type tropical. Aujourd'hui la limite sahélienne se trouve au niveau de la région de Maroua (Sighomnou, 2004).

Les pourcentages de variation entre décennies ont été calculés pour chaque station. Entre deux décennies ce pourcentage est:

$$\frac{(\text{précipitation moyenne sur la décennie 2} - \text{précipitation moyenne sur la décennie 1})}{\text{précipitation moyenne sur la décennie 1}} \times 100$$

Il est positif lorsqu'il y a augmentation des précipitations au cours de la deuxième décennie. La Fig. 10 représente les pourcentages de variation en chaque station entre deux décennies successives depuis 1940, en fonction de la latitude. Les variations entre

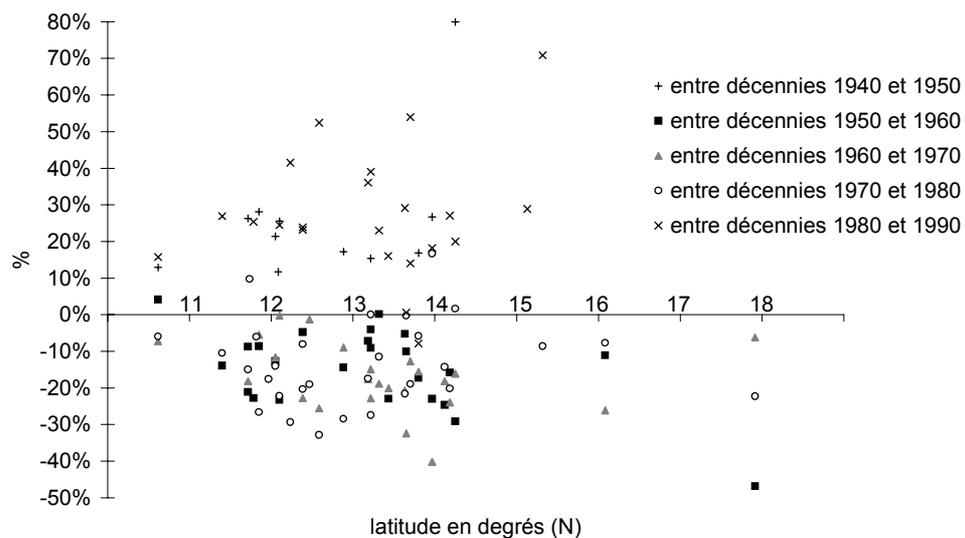


Fig. 10 Pourcentages de variation des moyennes précipitées entre les décennies 1940 et 1950 (moyenne des années 1940 à 1949 d'une part, des années 1950 à 1959 d'autre part), 1950 et 1960, 1960 et 1970, 1970 et 1980, 1980 et 1990 en fonction de la latitude.

les décennies 1940 et 1950 d'une part, 1980 et 1990 d'autre part à une exception près (variation de -8% entre les décennies 1980 et 1990 à Zinder) sont positives. Les rapport à la décennie précédente. Ce profil pluviométrique général se retrouve pour tous les niveaux de précipitation mis en évidence sur le bassin du Lac Tchad en fonction de la latitude. Ce comportement peut expliquer les résultats obtenus par les pourcentages de variation sont du même ordre de grandeur entre les différentes décennies successives considérées sur la période 1950–1980, et il n'apparaît pas de liaison nette avec la latitude. Les stations du sud et du nord de la zone étudiée ont été affectées avec une intensité comparable par la baisse de la pluviométrie. Deux stations montrent une reprise précoce de la pluviométrie dès la décennie 1980, Gouré et Mandalia. Il faut aussi noter les pourcentages extrêmes estimés à Faya-Largeau, de 234% entre les décennies 1940 et 1950 (valeur non représentée) et -47% entre les décennies 1950 et 1960. Ce fait met particulièrement en exergue le caractère excédentaire de la décennie 1950 déjà souligné par Nicholson (2001) qui qualifie cette période de probablement la plus humide depuis au moins 1870 à l'échelle de l'Afrique, et conduit à interpréter avec précaution les analyses sur les séries ne débutant qu'en 1950. Il est intéressant de comparer les pourcentages de diminution des précipitations entre les décennies 1940 et 1980 d'une part, 1950 et 1980 d'autre part (Tableau 4), notamment à partir des deux cas de N'Guigmi et Faya-Largeau. N'Guigmi présente une réduction de 9% entre les décennies 1940 et 1980 et de 40% entre les décennies 1950 et 1980. Sur ces mêmes paires de décennies, la baisse à Faya-Largeau est respectivement de 29 et 61% . Par conséquent réduire un profil d'évolution à un pourcentage de variation peut conduire à des interprétations hâtives. Enfin Maroua

Tableau 4 Pourcentages de diminution des précipitations entre les décennies 1940 et 1980 d'une part, 1950 et 1980 d'autre part.

Pays	Station	Pourcentage de réduction entre les décennies 1940 et 1980	Pourcentage de réduction entre les décennies 1950 et 1980
Cameroun	Maroua	-3%	9%
Nigeria	Kano	20%	34%
Nigeria	Maiduguri	19%	37%
Nigeria	N'Guru	35%	44%
Nigeria	Potiskum	20%	36%
Niger	Birni N'Kazoe		49%
Niger	Chetimari		37%
Niger	Diffa		28%
Niger	Gouré	32%	46%
Niger	Mainé-Soroa	32%	47%
Niger	N'Guigmi	9%	40%
Niger	Zinder	23%	34%
Tchad	Ati		30%
Tchad	Bokoro		32%
Tchad	Bol Berim		44%
Tchad	Faya-Largeau	29%	61%
Tchad	Koro Toro		39%
Tchad	Mao		47%
Tchad	Moussoro		39%
Tchad	N'Djaména	27%	40%
Tchad	N'Gouri		41%

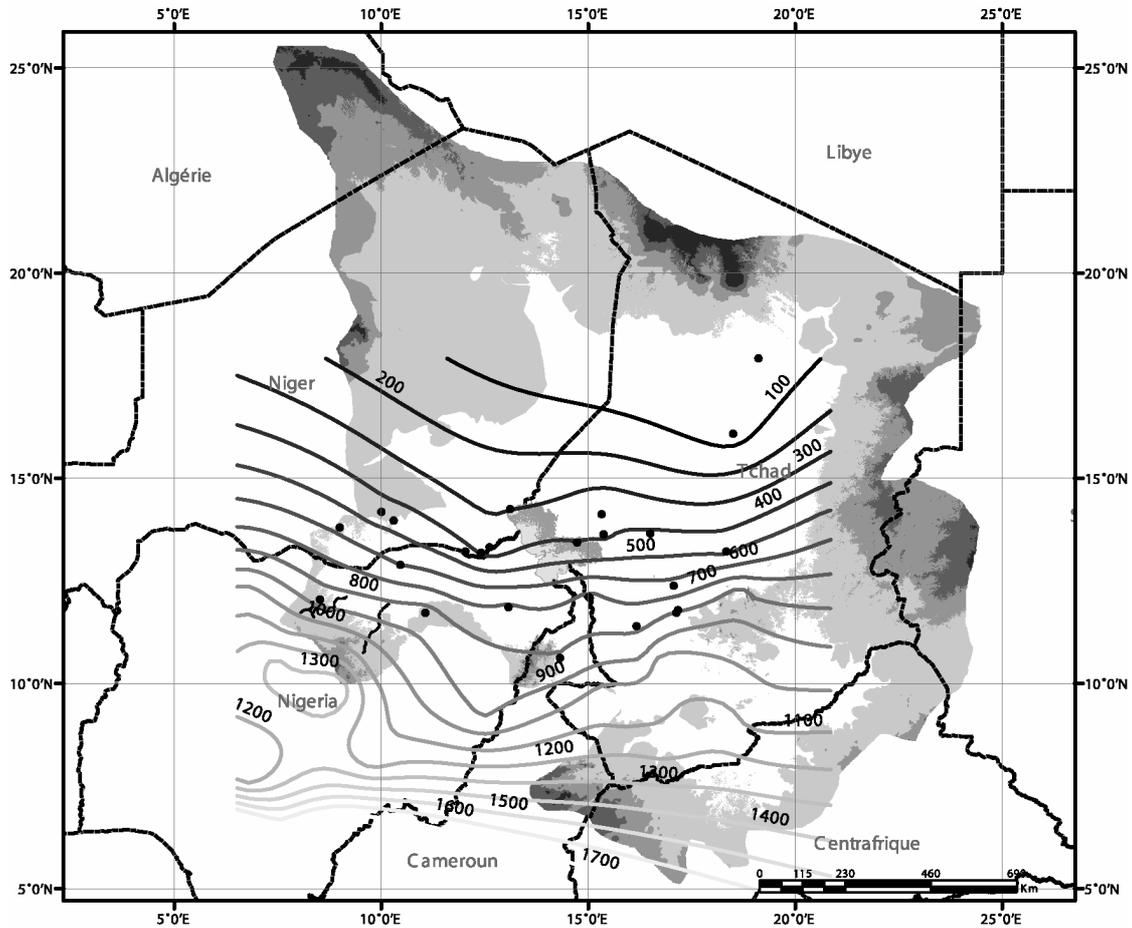


Fig. 11 Courbes isohyètes moyennes sur la décennie 1950.

présente une décennie 1980 plus arrosée que celle de 1940 et une faible diminution de pluviométrie entre les décennies 1950 et 1980, ce qui vient conforter l'absence de tendance à cette station et en même temps témoigne d'une variabilité spatiale significative sur la zone.

Pour synthétiser les comportements extrêmes rencontrés sur la deuxième moitié du 20ème siècle, nous avons tracé les courbes isohyètes moyennes sur les décennies 1950 et 1980 (Figs 11 et 12). Ne figurent sur les cartes que les postes de la zone d'étude mais d'autres postes situés à l'extérieur de cette zone ont été utilisés afin de préciser la forme des courbes isohyètes à la limite de la région considérée. Le Lac Tchad représenté sur les deux cartes correspond à la configuration haute des décennies 1950 et 1960, les eaux s'étant retirées de la cuvette nord depuis le début des années 1970. Le déplacement très net des courbes isohyètes du nord vers le sud entre les deux décennies est spectaculaire: ainsi, le Lac Tchad encadré par les courbes 300 mm au nord et 600 mm au sud sur la décennie 1950 se trouve situé dans les années 1980 entre les courbes isohyètes 140 mm au nord, 300 mm au sud-est et 400 mm au sud-ouest, ce qui explique en partie l'évolution récente de la surface du lac. Ce déplacement des courbes isohyètes s'accompagne d'une diminution du gradient pluviométrique sur la zone d'étude qui est passé de 1.5 mm km^{-1} dans les années 1950 à 1.2 mm km^{-1} sur la décennie 1980 entre les latitudes 10 et 14°N .

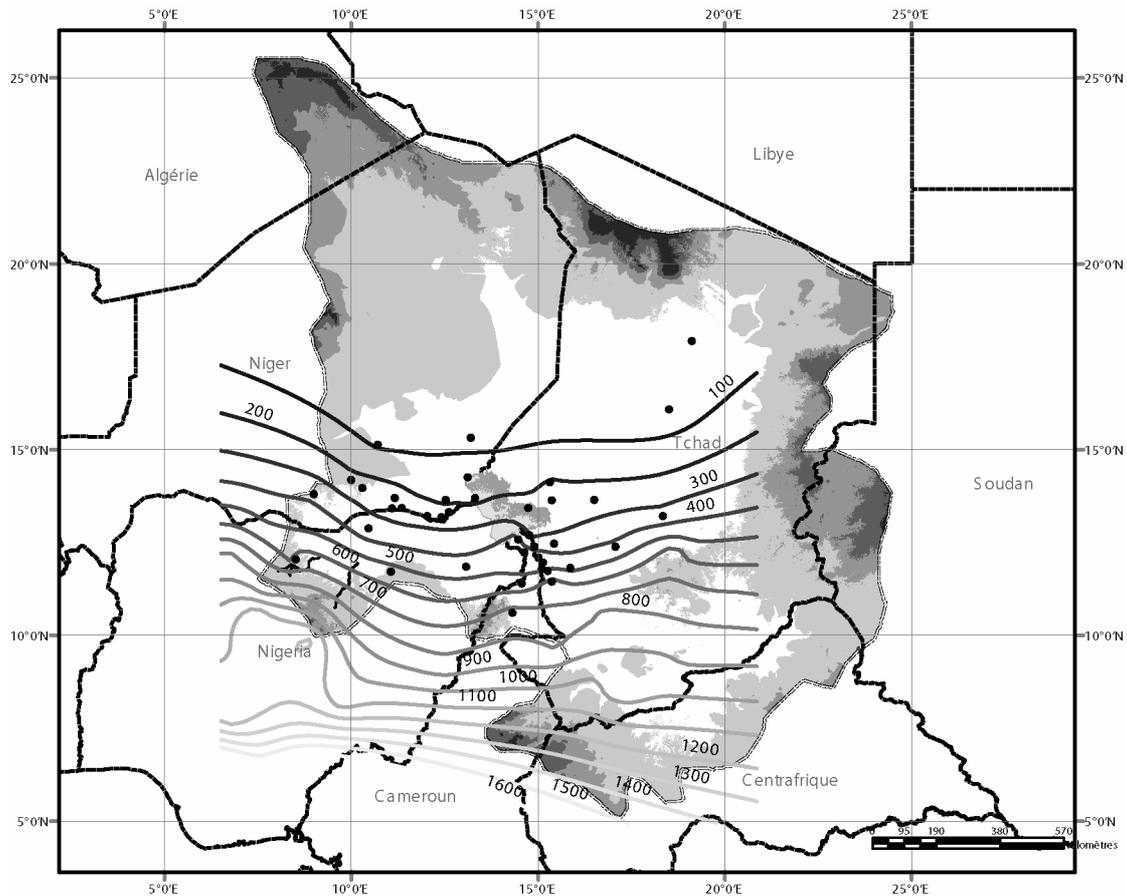


Fig. 12 Courbes isohyètes moyennes sur la décennie 1980.

CONCLUSION

Au contraire d'autres zones d'Afrique sub-saharienne, la variabilité spatio-temporelle des précipitations dans le bassin du Lac Tchad a été peu étudiée jusqu'à présent, alors que son impact sur les ressources en eau de cette immense région est très important. Afin de la caractériser au mieux, nous avons utilisé des analyses descriptives et des tests statistiques dont la robustesse et l'intérêt ont déjà été éprouvés par le passé.

Sur une surface d'environ 1 000 000 km², nous avons retenu les 47 stations les plus fiables et complètes. La représentativité des mesures ponctuelles de pluviométrie est un problème fondamental dans les zones semi-arides, notamment quand on travaille à des échelles fines de temps et d'espace. De par ses vastes dimensions, notre étude est moins sensible à cette question et le très important volume de données traitées, le plus exhaustif possible sur la zone, est la meilleure réponse que l'on puisse apporter à ce problème de la représentativité des mesures pluviométriques.

Comme les régions situées plus à l'ouest, le bassin du Lac Tchad a subi une diminution significative des précipitations annuelles de plus de 20%, voire 30%, au cours de la décennie 1960 quel que soit le niveau pluviométrique considéré entre les latitudes 11 et 16°N, l'amplitude des déficits ne présentant pas d'organisation spatiale. En limite de zones climatiques, au nord et au sud, la sécheresse n'est pas reconnue par les tests statistiques utilisés, les stations concernées (Maroua au sud et Faya-Largeau

au nord) présentant des caractéristiques autres que celles de la zone sahélienne qu'elles encadrent, empruntées soit au climat soudanien, soit au climat saharien. Les coefficients de variation des pluies annuelles et les graphes des valeurs centrées-réduites de différentes stations témoignent d'une variabilité inter-annuelle et spatiale significative, de telle sorte qu'à la rupture générale des années 1960 se superposent des comportements plus spécifiques comme la présence de valeurs exceptionnelles mais locales certaines années. Si l'hypothèse d'un changement brutal peut donc être retenue, celui-ci ne s'est pas manifesté partout au même moment, les stations du sud ayant été affectées quelques années avant celles du nord. L'intensification progressive de la baisse pluviométrique au cours des décennies qui ont suivi son apparition se traduit par un déplacement vers le sud des courbes isohyètes, et par une diminution du gradient pluviométrique entre 10 et 14°N. Ce comportement ne se poursuit pas sur la décennie 1990 mais il est trop tôt pour parler d'une reprise significative, durable et générale des précipitations (L'Hôte *et al.*, 2002; Ozer *et al.*, 2003).

Les premières études faites par Leduc *et al.* (1998) au niveau mensuel et journalier dans le Niger sud-oriental indiquent des évolutions plus complexes que celles décrites au Niger occidental: par exemple, pour certaines stations, le nombre de jours de pluie augmente en période de sécheresse. Le Sahel n'est donc pas un ensemble climatique uniforme, mais le comportement globalement homogène des diverses stations du bassin du Lac Tchad à l'échelle annuelle nous pousse à considérer qu'il s'agit d'une échelle spatiale pertinente et à descendre maintenant vers des échelles temporelles plus fines. Malgré la difficulté de la tâche (critique nécessairement plus pointue des données brutes, problème de leur représentativité, etc.), la caractérisation des pluies journalières est indispensable pour une mise en relation avec l'évolution du fonctionnement hydrologique du bassin.

Remerciements Nous remercions notre collègue de l'IRD Patrick Raous pour le temps consacré à la mise à disposition des données, ainsi que les techniciens et ingénieurs des services africains qui assurent la collecte des données. Cette étude bénéficie du soutien partiel du projet PNRH "Impacts de la variabilité climatique et des activités anthropiques sur le fonctionnement hydrologique dans le Bassin du Lac Tchad".

REFERENCES

- Beauvilain, A. (1995) Tableau de la pluviométrie dans les bassins du Tchad et de la Bénoué, de la création des stations à décembre 1994. Document pour la recherche no. 3, Centre national d'appui à la recherche (Cnar), N'Djaména, Tchad.
- Coe, M. T. & Foley, J. A. (2001) Human and natural impacts on the water resources of the Lake Chad basin. *J. Geophys. Res.* **106**(D4), 3349–3356.
- D'Amato, N. (1998) Etude climatologique et statistique des événements pluvieux en zone sahélienne, analysée à partir des données pluviographiques de l'expérience Epsat-Niger. Thèse de Doctorat, Univ. Montpellier-2, France.
- Davis, C. S. & Stephens, M. A. (1989) Empirical distribution function goodness-of-fit tests. Algorithm AS 248. *Appl. Statist.* **38**(3), 535–543.
- Efron, B. (1987) Better bootstrap confidence intervals. *J. Am. Statist. Ass.* Theory and Methods. **82**(397), 171–185
- Gasse, F. (2002) Diatom-inferred salinity and carbonate oxygen isotopes in Holocene waterbodies of the western Sahara and Sahel (Africa). *Quatern. Sci. Rev.* **21**(7), 737–767.
- Hubert, P., Carbonnel, J. P. & Chaouche, A. (1989) Segmentation des séries hydrométéorologiques—application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest. *J. Hydrol.* **110**, 349–367.
- Kendall, S. M. & Stuart, A. (1943) *The Advanced Theory of Statistics*. Griffin, London, UK.
- Le Barbé, L. & Lebel, T. (1997) Rainfall climatology of the HAPEX-Sahel region during the years 1950–1990. *J. Hydrol.* **188–189**, 43–73.

- Lebel, T., Taupin, D. & D'Amato, N. (1997) Rainfall monitoring during Hapex-Sahel. 1. General rainfall conditions and climatology. *J. Hydrol.* **188–189**, 74–96.
- Leduc, C., Salifou, O. & Leblanc, M. (1998) Evolution des ressources en eau dans le département de Diffa (bassin du Lac Tchad, sud-est nigérien). In: *Water Resources Variability in Africa during the XXth Century* (ed. by E. Servat, D. Hughes, J. M. Fritsch & M. Hulme), 281–288. IAHS Publ. 252, IAHS Press, Wallingford, UK.
- Lee, A. F. S. & Heghinian, S. M. (1977) A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables: a Bayesian approach. *Technometrics* **19**(4), 503–506.
- L'Hôte, Y., Mahé, G., Somé, B. & Triboulet, J. P. (2002) Analysis of a Sahelian annual rainfall index from 1896 to 2000; the drought continues. *Hydrol. Sci. J.* **47**(4), 563–572.
- Lubès-Niel, H., Masson, J. M., Paturel, J. E. & Servat, E. (1998) Variabilité climatique et statistiques. Etude par simulation de la puissance et de la robustesse de quelques tests utilisés pour vérifier l'homogénéité de chroniques. *Rev. Sci. Eau* **11**(3), 383–408.
- Mahé, G., L'Hôte, Y., Olivry, J. C. & Wotling, G. (2001) Trends and discontinuities in regional rainfall of West and Central Africa: 1951–1989. *Hydrol. Sci. J.* **46**(2), 211–226.
- Nicholson, S. E. (2001) Climatic and environmental change in Africa during the last two centuries. *Climate Research* **17**, 123–144.
- Nicholson, S. E., Kim, J. & Hoopingarner, J. (1988) *Atlas of African Rainfall and its Interannual Variability*. Florida State University, Tallahassee, Florida, USA.
- OMM-WMO (2000) Detecting trend and other changes in hydrological data (ed. by Z. W. Kundzewicz & A. Robson). World Climate Programme Data and Monitoring. WCDMP 45, WMO/TD no. 1013, World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland.
- Ozer, P., Erpicum, M., Demarée, G. & Vandiepenbeeck, M. (2003) Discussion of "Analysis of a Sahelian annual rainfall index from 1896 to 2000; the drought continues". The Sahelian drought may have ended during the 1990s. *Hydrol. Sci. J.* **48**(3), 489–492.
- Palm, R. (2002) Utilisation du *bootstrap* pour les problèmes statistiques liés à l'estimation des paramètres. *Biotechnol. Agron. Soc. Environ.* **6**(3), 143–153.
- Paturel, J. E., Servat, E., Kouamé, B., Lubès, H., Ouedraogo, M. & Masson, J. M. (1997) Climatic variability in humid Africa along the Gulf of Guinea. Part two: an integrated regional approach. *J. Hydrol.* **191**, 16–36.
- Paturel, J. E., Servat, E., Lubès, H. & Delattre, M. O. (1998) Analyse de séries pluviométriques de longue durée en Afrique de l'Ouest et Centrale non sahélienne dans un contexte de variabilité climatique. *Hydrol. Sci. J.* **43**(6), 937–946.
- Perreault, L. (2000) Analyse bayésienne rétrospective d'une rupture dans les séquences de variables aléatoires hydrologiques. Thèse de Doctorat, Ecole Nationale du Génie Rural des Eaux et des Forêts, France; spécialité Statistique Appliquée aux Sciences de l'Eau / PhD en Sciences de l'Eau, Univ. Québec, Canada.
- Pettitt, A. N. (1979) A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Statist.* **28**(2), 126–135.
- Rodier, J. (1964) Régimes hydrologiques de l'Afrique Noire à l'Ouest du Congo. ORSTOM, Paris.
- Servat, E., Paturel, J. E., Lubès, H., Kouamé, B., Ouedraogo, M. & Masson, J. M. (1997) Climatic variability in humid Africa along the Gulf of Guinea. Part one : detailed analysis of the phenomenon in Côte d'Ivoire. *J. Hydrol.* **191**, 1–15.
- Sighomnou, D. (2004) Analyse et redéfinition des régimes climatiques et hydrologiques du Cameroun: perspectives d'évolution des ressources en eau. Thèse de doctorat d'Etat des Sciences de l'eau, Université de Yaoundé I, Cameroun (soutenue en 2004).

Reçu le 29 mars 2004; accepté le 6 décembre 2004

