

VARIABILITÉS CLIMATIQUES ET RUPTURES DANS LES SÉRIES DES PRÉCIPITATIONS EN RÉPUBLIQUE DU TCHAD

**Abdoulaye BEDOUM^{1,5}, Clobite Bouka BIONA³, Mbanghoguinan
ALLADOUM², Issak ADOUM² et Laohoté BAOHOUTOU⁴**

*¹Université de Douala, Faculté des Sciences, Centre de Physique Atomique
Moléculaire et Optique Quantique (CEPAMOQ), B.P 8580 Douala Cameroun*

*²Université de N'Djaména, Faculté des Sciences, Département de Physique,
B.P 1027 N'Djaména, Tchad*

*³Université Marien NGOUABI, Brazzaville, Département de Physique,
Laboratoire de Physique de l'Atmosphère et Centre de Recherche sur les
Tropiques Humides (CRTH)*

*⁴Université de N'Djaména, Faculté des Sciences Humaines et Sociale.
Département de Géographie, Tchad*

* Correspondance, e-mail : bedabdoulaye@yahoo.fr

RÉSUMÉ

Cette étude faite en République du Tchad vise à montrer l'existence des variabilités climatiques. Pour ce faire, diverses données et méthodes (indices centrés réduits SPI, test de Pettit, méthode bayésienne de Lee & Heghinian) ont été utilisées. L'application des indices centrés réduits aux séries pluviométriques présente une grande fluctuation interannuelle de la pluie qui s'organise en une phase humide (1960-1970) suivie d'une phase sèche (1971-1993) et une remontée dans la période (1994-2008). Ce déficit pluviométrique sur une période si longue de 22 ans a provoqué une baisse très significative des précipitations annuelles comprise entre 2 et 37%. Ce qui est relativement très élevé par rapport aux études du même type menées en Afrique de l'Ouest et en Afrique Centrale (environ 7%).

En outre, la variabilité interannuelle de la pluie s'accompagne de ruptures de stationnarité dans les séries. Le test statistique de Pettitt fait apparaître des ruptures autour 1969-1970 et 1980-1982. On note une sévère sécheresse sur la période allant de 1980-1990 aux conséquences immédiates sur l'agriculture et l'élevage. Ce test a été confirmé par l'approche bayésienne de Lee & Heghinian qui a également confirmé ces ruptures aux mêmes dates. L'étude des normales climatologiques des précipitations appliquée à l'ensemble des stations du Tchad a montré plutôt que la baisse de précipitations a démarré depuis 1970.

Mais cette étude montre également un phénomène de retour pour la plupart des stations qui a démarré depuis 1990.

Mots-clés : *Tchad, précipitations, variabilité climatique, tendances, tests statistiques.*

ABSTRACT

Climatic variabilities and breaks in the series of the precipitation in republic of the Chad

This study carried out in Republic of Chad aims at showing the existence of climatic variabilities. With this intention, various data and methods (Standardized precipitation index SPI, test of Pettit, method bayésienne of Lee & Heghinian) were used. The application of the standardized precipitation index series presents a great interannual fluctuation of the raining which is organized in a raining season (1960-1970) followed by a dryning season (1971-1993) and an increase during the time (1994-2008). This pluviometric deficit over 22 years, so long period caused a very significant fall of annual precipitations ranging between 2 and 37%. Which is relatively very high compared to the studies of the same type undertaken in West Africa and Central Africa (approximately 7%). Moreover, the interannual variability of the rain is accompanied by ruptures of stationnarity in the series. The statistical test of Pettitt reveals ruptures around 1969-1970 and 1980-1982. One notes a severe dryness over the period going from to 1980-1990 with the immediate consequences on agriculture and the breeding. This test was confirmed by the Bayésienne's approach of Lee & Heghinian which also confirmed these ruptures at the same dates. The study of the climatological normals of precipitations applied to whole stations of Chad showed rather than the fall of precipitations started since 1970. But this study also shows a phenomenon of returning for the majority of the stations which started since 1990.

I - INTRODUCTION

La sécheresse qui a souvent frappé l'Afrique de l'Ouest et Centrale est, depuis la fin des années 1960, devenue quasiment persistante est marquée par une forte variabilité climatique (Sutcliffe *et al.*, 1987; Nicholson *et al.*, 1988; Olivry *et al.*, 1993). Les études d'impacts de cette variabilité climatique régionale ont montré qu'elle a eu de graves conséquences sur les ressources en eau (Servat *et al.*, 1997; Opoku-Ankomah *et al.*, 1998 ; Ardoin, 2004 et Sighomnou, 2004), les écosystèmes vulnérables et les activités socio-

économiques notamment l'agriculture (Nicholson.,1982, 1993 ; Courel, 1984). Le Tchad, est l'un des pays du Sahel qui souffre de la pénurie d'eau d'une saison à une autre, et d'une année à une autre (Sircoulon, 1987; Demarée, 1990). Pour tenter de comprendre ce problème de manque d'eau, il est indispensable d'analyser les séries pluviométriques pour détecter des tendances et extrêmes climatiques dans le contexte du changement climatique constaté au niveau global pour aider à une meilleure planification des actions d'adaptation.

Une étude du type que nous menons a été faite par (Aguilar et al. 2009) sur les variations des températures et précipitations annuelles en Afrique Centrale Ouest, Guinée Conakry et Zimbabwe sur la période de 1960 à 2006. Une telle étude aurait été aussi bénéfique pour la République du Tchad, notamment sa partie Sud qui se localise bien en Afrique Centrale si les données des stations du Tchad avait été disponibles. La présente étude vient non seulement compléter celle d'Aguilar et *al.* (2009) mais également permet de comprendre les événements atmosphériques qui affectent particulièrement la région du Tchad où se mènent l'essentiel des activités socio-économiques.

II - CARACTÉRISTIQUES DE LA ZONE D'ÉTUDE

Elle s'étend entre les longitudes 14° à 24° E et les latitudes 7° à 24°N (**Figure1**). La zone d'étude correspond au territoire de la République du Tchad et subit le même climat que celui de l'Afrique de l'Ouest engendré par le déplacement de la zone de convergence intertropicale (ZCIT) vers le nord avec le renforcement des alizés du sud-ouest (mousson) et par déplacement vers le sud de la ZCIT caractérisé par :

- Une période relativement de grande chaleur de mars à juin marquée par des températures de l'ordre de 45°C;
- Une saison des pluies de Mai à Octobre où les précipitations moyennes annuelles sont comprises entre 50 mm à plus de 1350mm ;
- Une période relativement sèche et froide de novembre à février.

En conséquence, cette zone est confrontée à de très sérieux problèmes de manque d'eau. Les précipitations sont caractérisées par une distribution spatiale et temporelle très irrégulière d'une station à une autre et l'impact est pratiquement direct sur une agriculture purement pluviale dont dépendent des activités agro-pastorales qui occupent près de 95% de la population active (Gaouna et Diphane 2000).

Ces activités sont centrées essentiellement sur l'élevage (bœufs, dromadaires, chèvres, moutons, volailles...) et les cultures de rente que sont la gomme

arabique, les arachides, le haricot etc. Les céréales (mil, sorghos, maïs, blé,...), manioc et autres tubercules constituent les principales cultures de subsistance qui font vivre les habitants du Tchad.

III - DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Les données de cette étude sont issues des services de la Météorologie Nationale du pays. Elles concernent la pluviométrie et les températures journalières des vingt-deux stations implantées dans les principales villes et sont réparties de manière homogène entre les latitudes 7 et 16°N sauf dans la partie désertique comprise entre les latitudes 16°N-24°N qui compte une station synoptique (Faya-Largeau). Ces données couvrent une période de 49 ans allant de 1960 à 2008. Le **Tableau 1** présente les stations avec leurs caractéristiques géographiques (longitude, latitude, taille des séries). Seules les stations ayant des séries de données de taille supérieure ou égale à 49 ans ont été considérées.

La qualité des données a été une préoccupation permanente au cours de cette étude. La longueur des séries était pour certaines stations plus longues comme N'Djaména, Moundou, Am-Timan, Abéché, Mao étaient plus longues que les autres (donnant depuis les années 50). Seule la période allant de 1960 à 2008 a été retenue sauf pour la station de Mao qui s'arrête à 1995.

Tableau 1 : *Position géographique des stations (latitude, longitude) en degrés et minutes, la taille T (ans) des séries.*

Stations	Latitude	Longitude	Taille T (ans)
Abéché	13 ⁰ 51'	20 ⁰ 51'	49
Adré	13 ⁰ 28'	22 ⁰ 12'	49
Ati	13 ⁰ 13'	18 ⁰ 19'	49
Bitkine	11 ⁰ 59'	18,13'	49
Bokoro	12 ⁰ 23'	17 ⁰ 03'	49
Mongo	12 ⁰ 11'	18 ⁰ 41'	49
Iriba	15 ⁰ 07'	22 ⁰ 15'	49
Moussoro	13 ⁰ 39'	16 ⁰ 13'	49
Mao	14 ⁰ 07'	15 ⁰ 19'	36
N'Djaména	12 ⁰ 08'	15 ⁰ 02'	49
Am-Timan	11 ⁰ 2'	20 ⁰ 17'	49
Baïbokoum	7°44'	15°41'	49
Doba	8°42'	16°51'	49
Léré	9°38'	14°9'	49
Maro	8°24'	18°47'	49
Moundou	8°37'	16°3'	49

Guelendeng	10°55'	15°33'	49
Faya-Largeau	17°55'	19°07'	29
Sarh	9°9'	18°23'	49

Plusieurs approches ont été utilisées pour le traitement statistique des données pluviométriques dans cette étude dans le but soit d'homogénéiser la série soit de la caractériser. La première approche concerne d'une part la détection des changements brusques des caractéristiques des séries de données, et d'autre part l'analyse des variations pluviométriques. Pour ce faire les logiciels : RClimdex nous a permis de faire le contrôle de qualité et l'homogénéisation, Khronostat pour les tests de rupture dans les séries et Surfer pour la spatialisatation.

III-1. Détection des changements brusques dans les séries

Après le contrôle de qualité des données, les séries étaient sujettes à une procédure d'homogénéisation. Nous avons entrepris de détecter les dates de rupture dans ces dernières. Une rupture peut être définie par un changement dans la loi de probabilité de la série chronologique à un instant donné, le plus souvent inconnu (Lubès et al, 1998). Ce changement artificiel brutal peut être la conséquence de la construction d'un barrage, d'une modification dans les méthodes de collecte de données ou d'un déplacement des instruments de mesures lors d'un changement de localité de la station (Aguilar et al., 2005; 2009).

Pour le contrôle de qualité, les procédures statistiques et visuelles contenues dans le logiciel Climdex (<http://cccma.seos.uvic.ca/ETCCDI/software.shtml>) ont été utilisées. Pour assurer le traitement statistique de données le logiciel remplace les données manquantes par -99.9 comme dans (Aguilar et al., (2009), Brunet et al.,(2008)). Ainsi les données formalisées ont été traitées par RClimdex que nous avons utilisé pour la suite du traitement dans Khronostat que des données annuelles résultantes.

Les valeurs impossibles, précipitations négatives et températures plus basses que les températures minimales ont ainsi été identifiées sur les séries journalières. Les valeurs dépassant les seuils de $\pm 4\sigma$ ont été écartées et remplacées par les valeurs moyennes de la série. Les valeurs suspectes ont été validées par la procédure d'Aguilar et al.,(2009) en examinant les valeurs des jours adjacents des autres années ainsi qu'en comparant les stations les plus proches pour ce même jour.

Le **Tableau 2** donne les moyennes des précipitations annuelles (PRC), les déficits pluviométriques par stations et le **Tableau 3** présentent les moyennes avant et après l'année de ruptures relatives à chaque station.

Tableau 2 : Les précipitations PRC et les déficits pluviométriques (%).

Stations	PRC (mm)	Déficit pluviométrique en %
Abéché	364,53	---
Adré	539,2	-30,76
Ati	351,13	-20,72
Bitkine	636,25	-15,93
Bokoro	486,21	-22,79
Mongo	685,97	-15,55
Iriba	250,11	-22,93
Moussoro	289,29	-29,55
Mao	220,92	-37,35
N'Djaména	639,98	-11,54
Am-Timan	777	-13,6
Baibokoum	1234	-7,9
Doba	1045	-16,07
Léré	1030	-0,73
Maro	859	-2,00
Moundou	1068	-11,35
Gulendeng	663	-7,50
Faya-Largeau	10	---
Sarh	981	-4,35

Tableau 3 : Moyennes des précipitations avant (M_{AV}) et après rupture (M_{AP}) et le saut en terme d'écart.

Stations	Mav (mm)	Map (mm)	Ecart
Abéché	-	-	-
Adré	620,9	429,9	191,0
Ati	352,5	279,4	73,1
Bitkine	695,0	584,3	110,7
Bokoro	591,3	456,6	134,7
Mongo	752,9	635,8	117,1
Iriba	302,5	233,1	64,4
Moussoro	365,0	257,1	107,9
Mao	263,7	165,2	98,5
N'Djaména	578,1	511,4	66,7
Am-Timan	840,4	725,3	115,1
Baibokoum	1286,6	1184,8	101,8
Doba	1195,2	1003,1	192,1
Léré	1035,2	1027,6	7,6
Maro	873,8	856,3	17,5

Moundou	1142,5	1012,8	129,7
Guelendeng	692,7	640,7	52,0
Faya-Largeau	--	--	--
Sarh	1006,3	962,4	43,9

III-2. Test de Pettitt

Le fondement de ce test est le suivant (CERESTA, 1986): La série étudiée est divisée en deux sous échantillons, respectivement de taille m et n. Les valeurs des deux échantillons sont regroupées et classées par ordre croissant. On calcule alors la somme des rangs des éléments de chaque sous échantillon dans l'échantillon total. Une statistique est définie à partir des deux sommes ainsi déterminées, et testées sous l'hypothèse nulle d'appartenance des deux sous échantillons à la même population. Ce test a été modifié par Pettitt (Pettitt, 1979; Démarée, 1990; Sutherland et al., 1991; Vannitsem et Démarée, 1991) reconnu par sa robustesse; le test est non-paramétrique: l'hypothèse nulle du test est l'absence de rupture dans la série :

Soit $D_{ij} = \text{Signe}(X_i - X_j)$

$$\text{Avec } \begin{cases} \text{Signe}(X_i - X_j) = 1, & \text{si } (X_i - X_j) > 1 \\ \text{Signe}(X_i - X_j) = 0, & \text{si } (X_i - X_j) = 0 \\ \text{Signe}(X_i - X_j) = -1, & \text{si } (X_i - X_j) < 0 \end{cases} \quad (1)$$

On considère la variable $U_{t,N}$ telle que:

$$U_{t,N} = \sum_{i=1}^t \cdot \sum_{j=t+1}^N D_{ij} \quad (2)$$

Soit k la variable correspondant au maximum en valeur absolue de $U_{t,N}$ sachant que t varie de 1 à N-1. Pour tout K_N prise sur la série étudiée, sous l'hypothèse nulle, la probabilité de dépassement de la valeur k est donnée par :

$$\text{Prob}(K_N > K) \approx 2 \exp[-6K^2 / (N^3 + N^2)]$$

Pour un risque α de première espèce donné, si $\text{Prob}(K_N > k)$ est inférieur à α , l'hypothèse nulle est rejetée. Ce test est réputé pour sa robustesse.

III-3. Approche bayésienne de Lee & Heghinian (1977)

Afin de confirmer la date de la rupture détectée par le test de Pettitt, nous avons utilisé l'approche bayésienne de Lee & Heghinian qui propose une approche paramétrique. Si (X_i) est une série de variables aléatoires normales, indépendantes et de variance constante, on admet l'existence d'une rupture en moyenne et une seule. En se proposant de déterminer une loi de probabilité à posteriori de l'amplitude et de l'instant. Pour cela, on se donne

une distribution à priori des paramètres indépendants τ , μ , δ et σ et on suppose notamment que la date de rupture suit une probabilité uniforme, c'est-à-dire qu'il y a exactement la même chance qu'elle se produise à un instant ou à un autre. La formule de Bayes permet de réajuster cette distribution au regard des résultats observés de sorte que la nouvelle distribution dite «à posteriori» se calcule par les formules suivantes :

$$P(\tau) = 1/(N - 1), \quad \tau = 1, 2, \dots, N - 1$$

$P(\delta)$ est normale de moyenne nulle et de variance σ^2_δ . La distribution a posteriori de τ et δ sont définies par :

Distribution a posteriori de τ :

$$P(\tau / X) \propto \frac{\sqrt{\frac{n}{\tau(n-\tau)}}}{\sqrt{R(\tau)^{n-2}}} \quad (3)$$

Distribution a posteriori de δ :

$$P(\delta / X) = \sum_{\tau=1}^n P(\delta / \tau) P(\tau / X) \quad (4)$$

$$\text{Avec } R(\tau) = \frac{nR(\tau) \sum_{i=1}^{\tau} (X_i - \overline{X_\tau})^2 + \sum_{i=\tau+1}^n (X_i - \overline{X_{N-\tau}})^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X_n})^2 + \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X_n})^2} \quad (5)$$

$$\text{Et } \overline{X_\tau} = \frac{1}{\tau} \sum_{i=1}^{\tau} X_i, \quad \overline{X_{N-\tau}} = \frac{1}{N-\tau} \sum_{i=\tau+1}^N X_i$$

$P(\delta/\tau)$ est la probabilité conditionnelle d'observer δ sachant τ , elle suit la loi de Student à $(n-2)$ degrés de libertés, de moyenne $(\overline{X_\tau} - \overline{X_{N-\tau}})$ et de

$$\text{variance: } Var = \frac{nR(\tau) \sum_{i=1}^{\tau} (X_i - \overline{X_\tau})^2}{(n-2)\tau(n-\tau)}. \text{ La méthode bayésienne de Lee \&}$$

Heghinian nous fournit un outil graphique de décision à partir de la représentation de deux distributions à posteriori (instant et amplitude de rupture). Cette méthode nous a permis d'identifier de manière rapide et précise les différents changements de la moyenne de la série. A ces modes de distribution sont associées des probabilités. Lorsque la distribution est unimodale, la date de la rupture est estimée avec d'autant plus de précision que la dispersion de la distribution est faible.

Pour ces deux tests un niveau de signification de 1% a été considéré.

III-4. Analyse des variabilités pluviométriques

Pour mieux visualiser les périodes de déficit et d'excédent pluviométrique, les moyennes mobiles ont été centrées et réduites selon la formule (Nicholson, 1988, 2000, 2001; Kouakou et al., 2007):

$$\Delta X = \frac{x_i - \bar{x}_i}{\sigma_i} \quad (6)$$

Où x_i représente le total annuel pour la station i , \bar{x}_i la moyenne annuelle des précipitations pour la station i et σ_i l'écart type des totaux annuels.

$\Delta X > 0$ = année excédentaire; $\Delta X < 0$ = année déficitaire.

L'ampleur de la sécheresse est évaluée à partir du calcul de déficit. Pour les variables pluviométriques dont la série chronologique présente une rupture, cette méthode précise le pourcentage de variation de la moyenne autour de la date de rupture (Mahé et Olivry, 1995). Ce déficit s'obtient **Tableau 3** par la formule suivante:

$$P = \left[\left(\frac{\bar{A}_j}{\bar{A}_i} \right) - 1 \right] * 100 \quad (7)$$

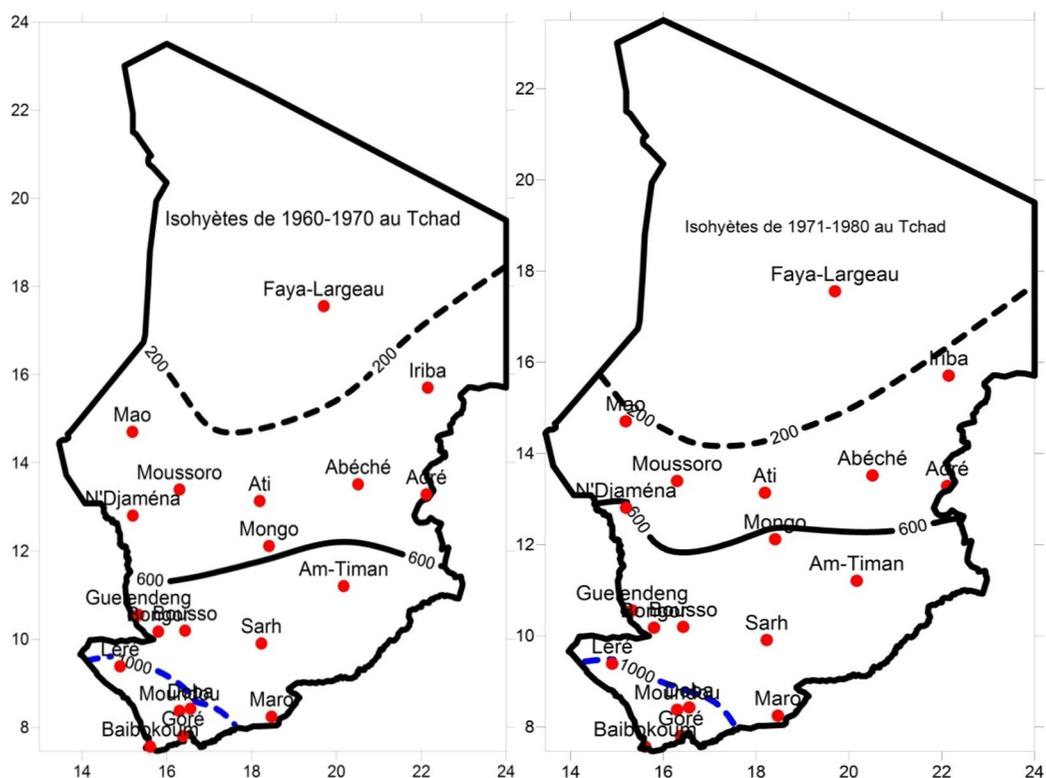
Où P est le déficit pluviométrique, \bar{A}_i la moyenne de la période avant la rupture et \bar{A}_j la moyenne de la période après la rupture.

IV - RÉSULTATS ET DISCUSSION

IV-1. Migration des isohyètes: Variations pluviométriques

La **Figure 1** montre, sur l'ensemble de la zone d'étude, que d'une décennie à une autre, les isohyètes relatives à la pluviométrie annuelle subissent des déplacements relativement importants entre 1960 et 2008. Ces déplacements d'isohyètes se traduisent par une régression latitudinale du Nord vers le Sud. En effet, pendant la décennie 1960-1970, l'isohyète 200 mm marquant de très faibles précipitations se situait plus au Nord autour de 17° à l'Ouest et au-delà de 18° à l'Est de latitude et la 600 vers 11,5°N. Mais elles se sont positionnées en 1991-2000 aux environs de 15° et 11°N respectivement (Fig.1) et commencent à se déformer comme à l'approche d'un phénomène. Cette déformation s'accroît au cours de la décennie 1981-1990; celle-ci provoque un enfoncement de ces isohyètes particulièrement à l'Ouest de la

zone d'étude en atteignant la latitude 13° pour la 200 mm et pratiquement 13°N pour la 600. La décennie 1991-2000 voit les isohyètes 200 et 600 mm reprendre un alignement plus latitudinal comme pour la période 1960-1970 mais avec des positions relativement plus basses autour de 15°N à l'Ouest et 16° à l'Est. Ce glissement a été très remarquable au cours des décennies 1971-1980 et 1981-1990. Cela peut être lié aux graves sécheresses de 1983 et 1984 dues aux épisodes El Niño (GIEC, 1998) (**Figure 2**). La zone sahélienne a été la plus affectée par cette migration au vu de la fluctuation de l'isohyète 300 qui a migré de 2 degrés (entre le 16ème et le 14ème parallèle Nord) soit 200 km au cours de la décennie 1971-1980. Les isohyètes 600 (**Figure 2**) ont connu une légère migration vers le sud durant les décennies 1971-1980 et 1981-1990 mais stable au cours de la décennie 1991-2000.



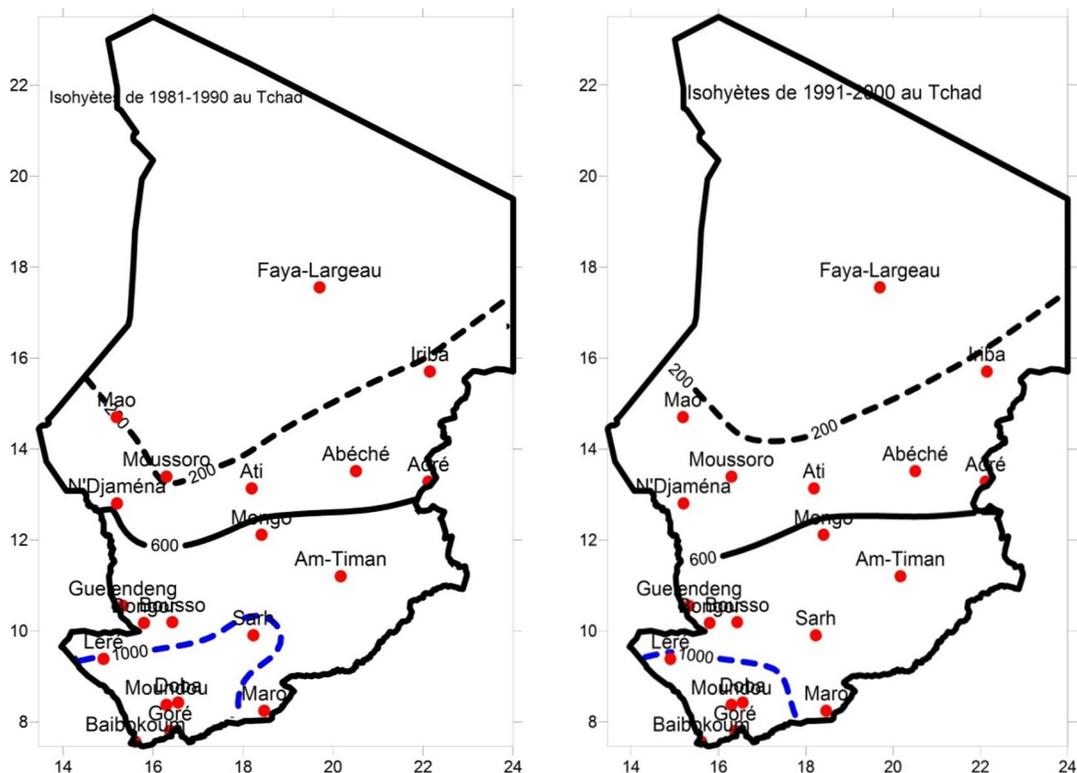


Figure 1 : Migration des isohyètes du nord au sud.

Ainsi, la sécheresse que le Tchad a connue semble venir de la partie Nord du pays. Elle a ainsi atteint la zone Sud. Cette régression de la pluviométrie a induit un élargissement spatial important de la zone sahélo-saharienne peu propice aux cultures pluviales. Cette situation explique la dégradation et l'érosion des sols ainsi que l'assèchement de la couverture végétale (Baohoutou L., 2010; Gaouna, 2000).

Composite NCEP–NCAR SSTa & 1000hPa wind anomalies
SST for the 10 driest JJAS in SAHEL (LHOTE data 1950–2000)

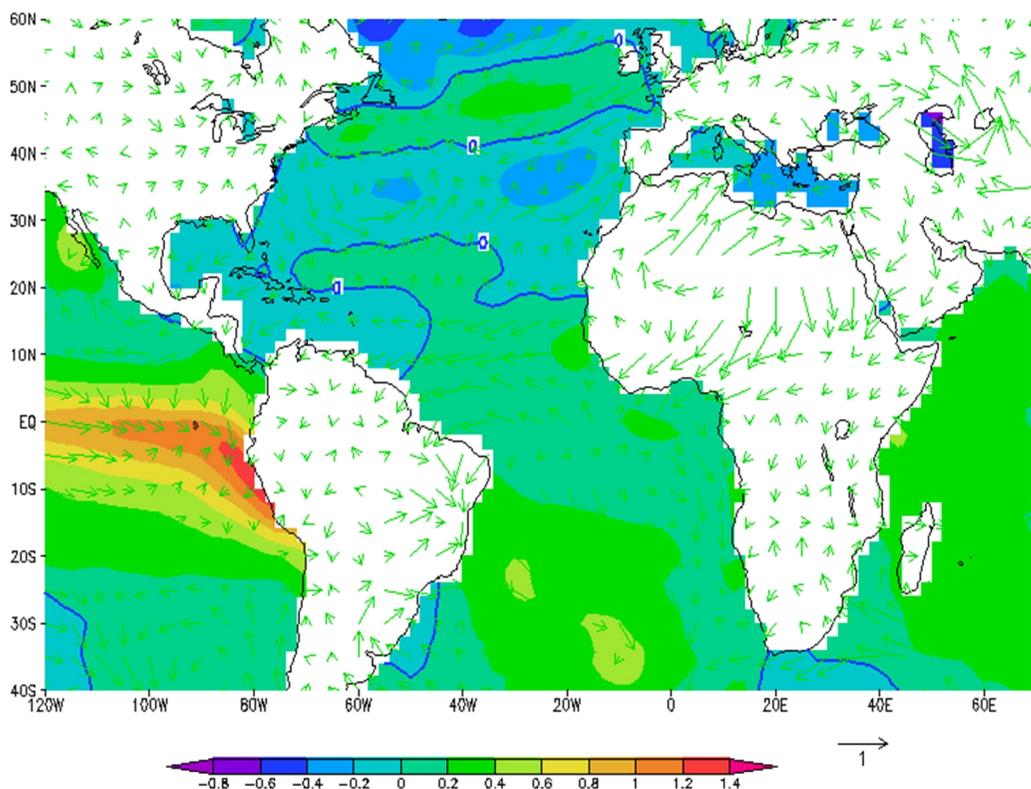


Figure 2 : *Circulation générale dans le sahel pour les 10 années sèches. Phénomène el-nino (en rouge).*

IV-2. Périodes de rupture observées

Afin de mieux détecter les périodes d'intrusion de la sécheresse dans la zone d'étude, le test de Pettitt a permis de détecter des années de rupture dans les différentes séries pluviométriques comme nous l'avons reporté dans le *Tableau 5* et la *Figure 3*.

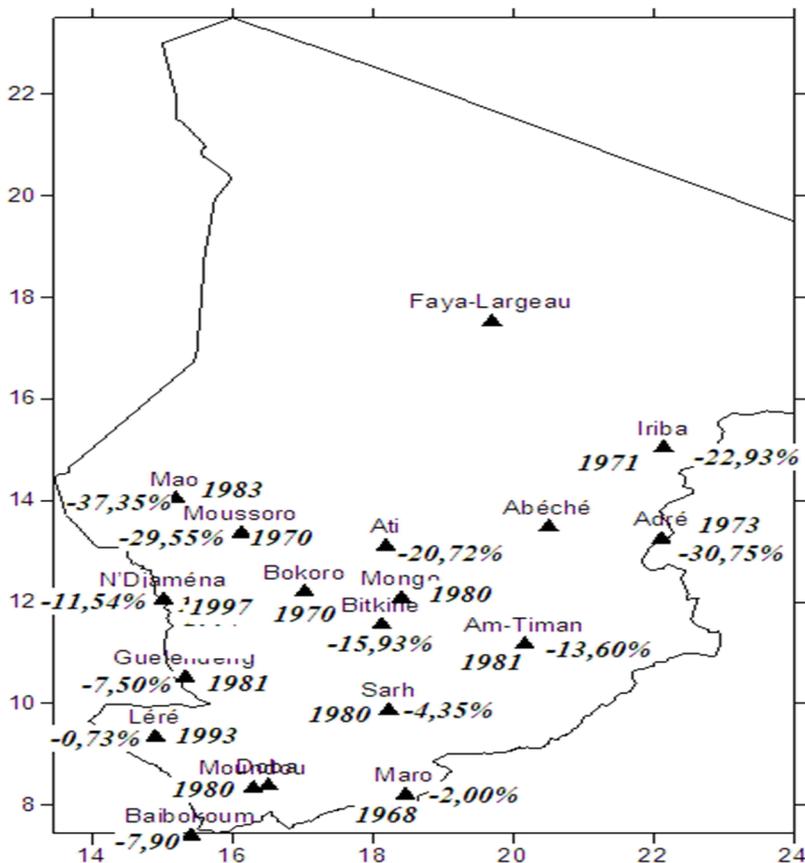
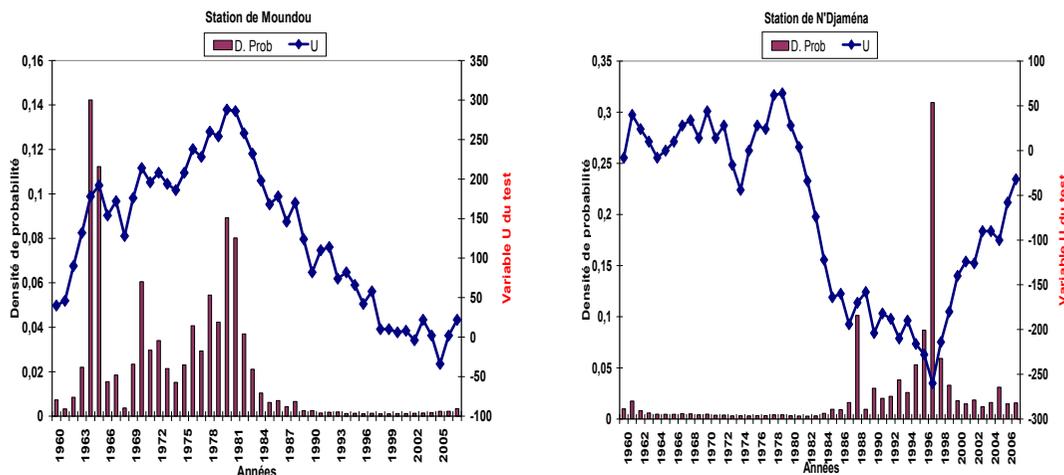


Figure 3 : Carte du Tchad zone d'étude, années de rupture et déficits pluviométriques. Le symbole Δ correspond à la localité et les pourcentages, au déficit pluviométrique.

Les dates de ruptures sont concentrées sur les périodes 1969-1970 et 1980-1982 pour la majorité des stations situées dans la zone. Appliqué aux stations de Moundou et N'Djaména au Tchad (1960-2008) Pour $t=1$ à 49 ans nous avons calculé les valeurs des variables qui sont dans le **Tableau 1**. La **Figure 4** montre l'évolution interannuelle de la variable U du test de Pettit et de la densité de probabilité pour les stations de Moundou et de N'Djaména. On peut y voir que k est maximale pour $U=288$ correspondant à une densité de probabilité de 0,1423. Il en résulte que sous l'hypothèse nulle H_0 , $P(k_N > k) = 0,0317 < 0,1423$ est acceptée au seuil de 90% et 95%. Dans le cas de N'Djaména, $P(k_N > k) = 0,0682 < 0,3095$, H_0 est acceptée qu'au seuil de 90% seulement (**Figure 4, Tableau 4**).

Tableau 4 : Résultats du test de Pettit appliqué à Moundou et à N'Djaména.

Stations	K=Umax	tmax	Prob($k_N > k$)	Densité de Prob
Moundou	288	21 (1980)	0,0317	0,1423
N'Djaména	260	38 (1997)	0,0682	0,3095

**Figure 4 :** Évolution de la variable U du test de Pettitt, Stations de Moundou et de N'Djaména.

Cette évolution spatiale des dates de rupture est conforme à la fois à la dynamique de la sécheresse précédemment illustrée et aux résultats de Ouédraogo (2001). Ce déplacement des isohyètes de faible valeur pluviométrique vers le Sud induit également une dynamique des ruptures dans les séries des stations du nord vers le Sud qui pourrait s'expliquer par la position de la ZCIT au cours du temps liée à la déclinaison du soleil (Matsuyama et al., 1994; McGregor et Nieuwolt, 1998), aux anticyclones de Sainte Hélène et des Açores et de celle du jet Est Africain et du jet tropical Est (Druyan et Hall, 1996) qui jouent un rôle déterminant dans le régime des précipitations tropicales (Nicholson et Grist, 2003). En Afrique Equatoriale Atlantique, le rôle de composante nord du JEA dans la convection et la convergence d'humidité pendant les saisons MAM et SON dans les basses couches a été récemment précisé par (Pokam et al., 2011). Cependant, la revue des études sur le Sahel faite par (Nicholson., 2000) avec des observations météorologiques des stations météorologiques avait affirmé plutôt que la sécheresse est associée à des changements complexes dans le régime des précipitations que dans le simple déplacement de la ZCIT. Et il semble également que ce régime des précipitations est fortement modulé par les processus de surface (Nicholson, 2000) à travers la croissance de l'albédo

ou la baisse de la productivité du sol, les effets radiatifs des poussières pouvant affecter le climat de grande échelle. Bien que le Tchad ait une position géographique intermédiaire entre l'Afrique de l'Ouest et l'Afrique Centrale, la relation entre la structure verticale de la vitesse verticale et la distribution des précipitations pour ces deux sous-régions est similaire (Suzuki, 2011).

L'intrusion de la sécheresse du Nord vers le Sud et la persistance de celle-ci pendant parfois toute une décennie n'a pas eu seulement pour conséquence l'apparition des ruptures au niveau des séries interannuelles de précipitations, elle a également provoqué des écarts importants entre les moyennes avant et après les ruptures (**Tableau 3**). Sur l'ensemble de la zone, le déficit pluviométrique et l'écart moyen sont respectivement de 15,3% et de 90,2 mm avec un minimum à la station de Léré et maximum à la station de Doba. Les déficits pluviométriques importants associés à ces écarts vont de 0,73% à plus de 37,4% (**Figure 3 et Tableau 3**). Ce qui montre une certaine sévérité de la sécheresse connue par le Tchad comparativement aux pays du Golfe de Guinée et de l'Afrique Centrale où l'on a noté des réductions de précipitations de seulement 7% (Nicholson et al., 2000, 2001; Aguilar, et al., 2009). Mais cette inhomogénéité des déficits pluviométriques semblent caractériser un comportement non linéaire sur les précipitations (Daniel Sighoumno., 2004; Kouakou et al., 2007).

Ces périodes de ruptures, confirmées par la méthode bayésienne de Lee & Heghinian (**Tableau 5**), nous fournit un outil graphique de décision importante. Les résultats pour les stations de Moundou et de N'Djaména sont respectivement: Mode de la fonction densité de probabilité à posteriori de la position du point de rupture : 0,1423 en 1964 et 0,3095 en 1997 (**Figure 5**).

Tableau 5 : Dates de rupture déterminées par Tests de Pettitt et de Lee & Heghinian.

Stations	Test de Pettitt	Test de Lee & Heghinian
Abéché	Pas de rupture	Pas de rupture
Adré	1973	1973
Ati	Pas de rupture	1967
Bitkine	1980	1980
Bokoro	1970	1970
Mongo	1980	1980
Iriba	1971	1964
Moussoro	1970	1970
Mao	1986	1983
N'Djaména	1981	1981
Am-Timan	1981	1968

Baibokoum	1983	1960
Doba	1970	1970
Léré	1993	Pas de rupture
Maro	1968	2002
Moundou	1980	1964
Guelendeng	1981	2001
Faya-Largeau	Pas de rupture	Pas de rupture
Sarh	1980	1975

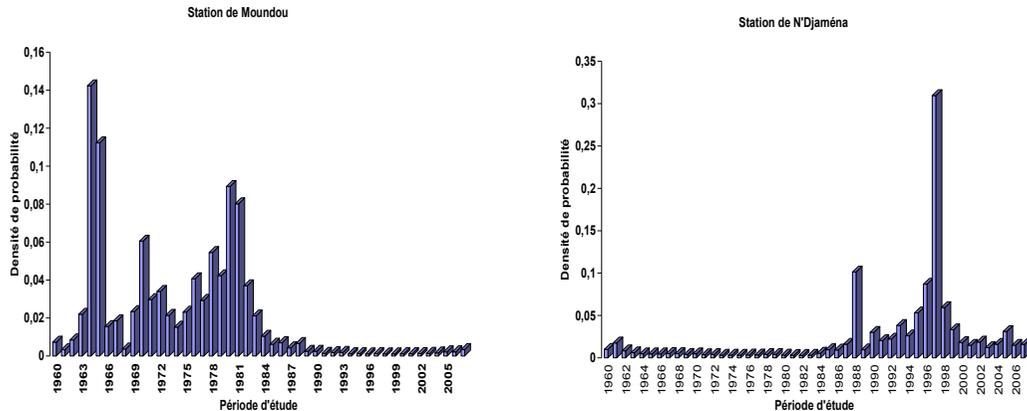


Figure 5 : Densité de probabilité « à posteriori » de la position d'un changement pour les stations de Moundou et N'Djaména respectivement.

IV-3. Changements dans les précipitations

Le calcul de l'indice pluviométrique moyen a conduit à l'analyse de la variabilité temporelle des précipitations au Tchad. Cette analyse a permis d'observer deux périodes humides et une période sèche **Figure 6**. On note par ailleurs une décroissance des précipitations à partir des années 1980-1997 et une croissance vers les années 1998 à nos jours. Cette observation est en accord avec les études faites sur les précipitations en Afrique de l'Ouest et Centrale (Nicholson, 2000, 2001; Kouakou et al., 2007).

Si on retient sur la base de l'indice moyen des totaux pluviométriques une normale climatologique de 15 ans dans laquelle on a presque autant d'années sèches qu'humides, dans le cas présent ce sera 1960-1974, et qu'on fait glisser cette normale à partir de 1975, puis on affiche le résultat obtenu en pourcentage, on obtient la **Figure 7**. On se rend compte ainsi que les choses ne sont pas si homogènes qu'on pourrait le penser et qu'on a en gros 3 groupes de stations:

- le premier avec une tendance nette à la baisse pouvant atteindre jusqu'à 40% (ex. Mao et Amdam),
- le 2^{ème} avec une tendance plutôt à l'augmentation pouvant atteindre jusqu'à 20% (ex. Gozbeida et Biltine),
- le 3^{ème} avec une baisse des années 70 aux années 80 suivie d'une lente remontée.

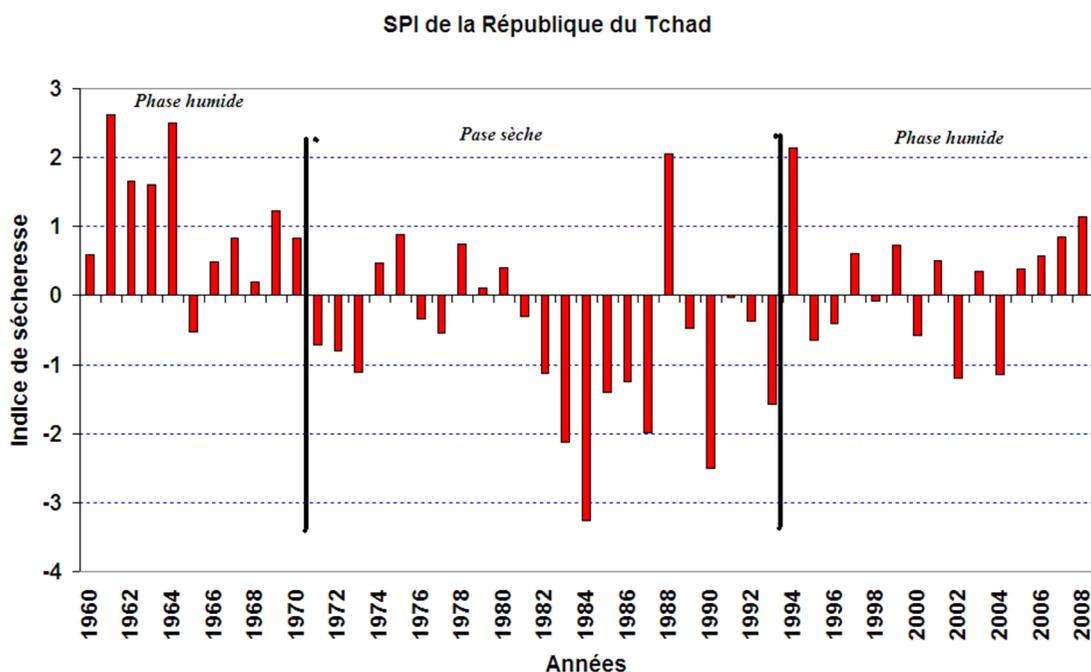


Figure 6 : Variations interannuelles de la pluviométrie au Tchad.

De même, l'avancée vers le Sud de la sécheresse a souvent eu un impact dramatique sur l'état des surfaces du sol ou de la végétation (Nicholson, 2000). Par des processus de feedback, ces états de surface peuvent-ils accentuer l'absence des précipitations dans la République du Tchad? La répercussion directe de la baisse des précipitations est visible sur la végétation naturelle et sur les cultures, ainsi que sur les autres activités humaines telles que l'élevage (Diphane, 2000; Gaouna, 2000). La dégradation du tapis végétal est généralisée dans cette zone (Albergel et al. 1984-1985). Dans la partie cultivée (plaine du Chari-logone, par exemple), la réduction des débordements des plaines inondables a entraîné une baisse des surfaces cultivables (Nicholson, 1982, 1993 ; Courel, 1984), une dégradation des forêts ainsi que la disparition de la faune (Gaouna, 2000). Selon Nicholson (2000), le rôle des surfaces est de renforcer les variations météorologiques.

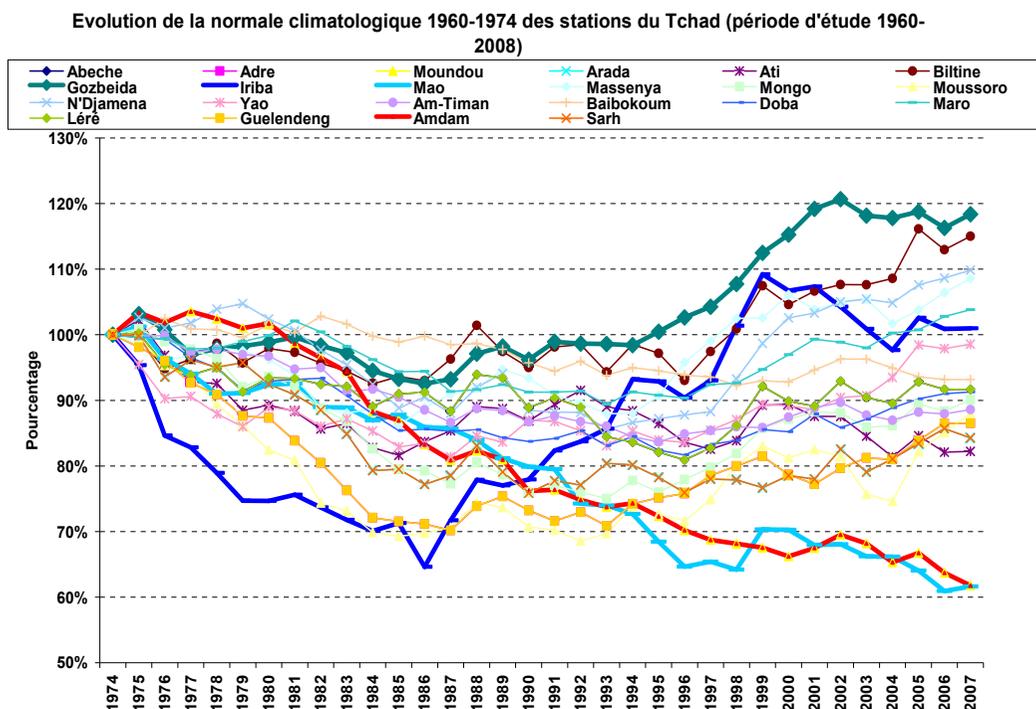


Figure 7 : Evolution de la normale climatologique des stations du Tchad.

Cependant, recouvrer l'état normal d'avant à partir d'un état sec est très lent par rapport à un état humide. En conséquence, les conditions sèches tendent à persister plus longtemps, d'une année à une autre. Ce qui peut expliquer le difficile retour à la normale que connaît le Tchad.

V - CONCLUSION

Cette étude a permis de détecter les tendances des années sèches et humides au Tchad et d'examiner les manifestations de la variabilité climatique telles que les sécheresses qui se sont succédé avec une certaine sévérité à partir des années 1970 et 1980. Cette variabilité du climat a provoqué des ruptures nettes dans les séries pluviométriques dont les plus prématurées ont eu lieu entre 1969 et 1970 et la majorité d'entre elles entre 1980 et 1987 avec une baisse de la pluviométrie allant de 2 à 37%, plus importante que celle trouvée dans les pays du Golfe de Guinée et de l'Afrique Centrale (Nicholson et al., 2005).

La sécheresse observée au début des années 1980 est la plus significative au sens statistique. Il semble que le climat de grande échelle a dû avoir un

impact important sur l'ensemble des sous-régions Afrique de l'Ouest et Afrique Centrale. En effet, l'assèchement des grands cours d'eau des bassins correspondant a démarré en 1970 et s'est poursuivi dans les années 80 (Laraque et al., 2001). Cette sécheresse a amplifié de manière importante l'érosion éolienne anthropique dans presque toute la région (Gaouna, 2000). En conséquence, Il serait important que les décideurs politiques tirent et appliquent les leçons résultantes des mesures d'adaptation déduites du projet de développement agro-sylvo-pastoral du Kanem (entre 12° et 20°N) dans les zones arides et semi-arides. Selon (Gaouna et Diphane2000), ce sont entre autres des techniques de fixation:

- mécanique par des palissades(palmes);
- biologique par la recolonisation de la végétation à partir des espèces résistantes comme *Acacia spp*, *balanites aegyptiaca* et les espèces exotiques comme *prosopis chilensis*, *cajanuscajan* et *parkinsoniaaculeata*.

Il s'agit donc de planifier des mesures d'adaptation adéquates au niveau institutionnel pour y intégrer le concept d'adaptation et de créer un fonds de développement de projets de terrain comme susmentionnés en concertation avec les communautés de base de la zone à travers des projets de semences améliorés adaptés, d'irrigation, de protection de la couverture du sol, de récupération des terres agricoles et pastorales abandonnées aux dunes de sable dans les villages.

Remerciements

Cet article a été réalisé avec le soutien financier du Centre Abdus Salam de Physique Théorique de Trieste (ICTP) en Italie à travers le projet OEA-AC-71 et celui du CEPAMOQ de l'Université Douala. Les auteurs sont reconnaissants aux Professeurs Bi Tié Albert Goula, Abdelkérime BEN MOHAMED, Kwato NJOCK G. Moise et Bernard M'PassiMabiala pour leur soutien multiforme et les Reviewers anonymes pour leur contribution à l'amélioration de ce travail.

RÉFÉRENCES

- Aguilar, E. et al., 2005:** Change in precipitation and temperature extremes in central America and northern South America, 1961-2003. J. Geophys. Res., 110, D23107, doi :10, 1029/2005JD006119.
- Aguilar E., Aziz Barry A., Brunet M., Ekan L., Fernandes A., Massoukina M., Mbah J., Mhanda A., do Nascimento D. J., Peterson T.**

- C., ThambaUmba O., Tomou M., and Zhang X., 2009:** Changes in temperature and precipitation extremes in western central Africa, Guinea Conakry, and Zimbabwe, 1955–2006. *J. Geophys. Res.*, 114, D02115, doi:10.1029/2008JD011010.
- Ardoin B. S., 2004:** Variabilité hydroclimatique et impacts sur les ressources en eau de grands bassins hydrographiques en zone soudano sahélienne. Thèse de doctorat. Université de Montpellier II. 440 p.
- BaohoutouLaohoté., 2010:** Les précipitations en zone soudanienne du Tchad: Variabilité et impacts socioéconomiques et environnementaux durant les quatre dernières décennies (60-99). Editions Universitaires Européennes.
- Brunet, M., O. Saladie', P. Jones, E. Aguilar, A. Moberg, D. Lister, A. Walther, and C. Almarza., 2008:** A case-study/guidance on the development of long-term daily adjusted temperature datasets, WCDMP-66, 46 pp., World Meteorol. Org., Geneva.
- CERESTA (Centre d'Enseignement et de Recherche de Statistique Appliquée), 1986:** Aide-mémoire pratique des techniques statistiques pour ingénieurs et techniciens supérieurs. *Revue de statistique appliquée*, vol. XXXIV numéro spécial.
- Courel M. F., 1984:** Etude de l'évolution récente des milieux Sahéliens à partir des mesures fournies par satellites. Thèse Paris I. 407 pp.
- Dagnélie P., 1970:** Théorie et méthodes statistiques. *Les presses Agronomiques de Gembloux. Vol 2:* 463p.
- Démarée GR., 1990:** Evidence of abrupt climate change from the rainfall data of a Mauritanian station. *IRM. Serie A. N° 124:* p68-74.
- Diphane, M. 2000:** Les expériences du Tchad en matière de lutte contre la désertification. Actes du séminaire sur la désertification, N'Djaména, 30 octobre-4 novembre 2000. Eds. (Dupuy A., Lee C., and Schaaf T., Mab-UNESCO zone aride n°1), 110-114.
- Druyan, L., and T. Hall., 1996:** The sensitivity of African wave disturbances to remote forcing. *J. Appl. Meteorol.* 35, 1100-1110.
- Gaouna B. O., 2000:** La désertification au Tchad : cas des dégâts de l'érosion éolienne dans la région de Bokoro. Actes du séminaire sur la désertification, N'Djaména, 30 octobre-4 novembre 2000. Eds. (Dupuy A., Lee C., and Schaaf T., Mab-UNESCO zone aride n°1), 110-114.
- GIEC., 1998:** Incidences de l'évolution du climat dans les régions : Evaluation de la vulnérabilité en Afrique, 23 p.
- Laraque A., Mahé G., Orange D., Marieu B., 2001:** Spatiotemporal variations in hydrological regimes within Central Africa during the XXth century, *J. Hydrol.* 245: 104–117.
- Lubès H., Masson J.M., Paturol J.E., et Servat E., 1998 :** Variabilité climatique et statistique. Étude 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. et Olivry J.C., 1995: Variations des précipitations et des écoulements en Afrique de l'ouest et centrale de 1951 à 1989. Sécheresse, vol. 6, n°1, Mars 1995, 109-117.

Matsuyama H., Oki T., Shinoda M., Masuda K., 1994.The seasonal change of the Congo river basin. J. Meteor. Soc. Japan, 72, 281-299.

McGregor G.R, Nieuwolt S., 1998: Tropical climatology, 2nd edn. Wiley, Chichester, 339p.

Nicholson S.E., 1982: «le Sahel: Présentation du climat». SILSS et OCDE, Niamey, 90pp.

Nicholson, S. E., Kim, J. & Hoopingarner, J., 1988: *Atlas of African Rainfall and Its Interannual Variability*. Dept Meteorology, Florida State University, Tallahassee, Florida, USA.

Nicholson S.E., 1993: An overview of African rainfall fluctuations of the last decade, *Journal of Climate*, 6, 1463-1466.

Nicholson S.E, Some B and Kone B., 2000: An analysis of recent year analysis of rainfall conditions in West Africa, including the rainy seasons of the 1997 El Niño and the 1998 Niña years. *Journal of climate* 13: 2628-2640.

Nicholson S.E 2000: Land surface processes and Sahel climate. *Review of Geophysics*, 38, 117-139.

Nicholson S.E., 2001: Climatic and environmental changes in Africa during the last two centuries. *Clim. Res.* 17: 123-144.

Nicholson S.E, Grist J.P., 2003: The seasonal evolution of the atmospheric circulation over West Africa and Equatorial Africa. *J. Clim.*, 16, 1013-1030.

Olivry, J. C, Bricquet, J. P. & Mahé, G., 1993 : Vers un appauvrissement durable des ressources en eau de l'Afrique humide. In: *Hydrology in Warm Humid Regions* (ed. par J. S. Gladwell) (Proc. Yokohama Symp., July 1993), 67-78. IAHS Publ. no. 216.

Opoku-Ankomah Y. & Amisigo B.A., 1998: Rainfall and runoff variability in the southwestern river system of Ghana. Proceeding of the Abidjan 98 conference on the Water Resources variability in Africa during the XXth Century. *IAHS Publ.* n° 252, pp 307-321.

Ouedraogo M., 2001 : Contribution à l'étude de l'impact de la variabilité climatique sur les ressources en eau en Afrique de l'ouest. Analyse des conséquences d'une sécheresse persistante : normes hydrologiques et modélisation régionale. Thèse de doctorat, Université de Montpellier II, 257 p.

Pettitt AN., 1979: Anon-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Statist.* 28(2): 126-135.

Pokam W.M., TchotchouDjotang L.A, Mkankam F. K., 2011: Atmospheric water vapor transport and recycling in Equatorial Central Africa

through NCEP/NCAR reanalysis data. *ClimDyn*, DOI 10.1007/s00382-011-1242-7.

Servat E., Paturel J.E., Lubès H., Kouamé B., Ouedraogo M. et Masson J.M., 1997: Climatic variability in humid Africa along the Gulf of Guinea. Part I : detailed analysis of the phenomenon in Côte d'Ivoire. *Journal of Hydrology*, 191, pp 1-15.

Sighomnou D., 2004: Analyse et redéfinition des régimes climatiques et Hydrologiques du Cameroun : perspectives d'évolution des ressources en eau. *Thèse Doctorat d'Etat* Université de Yaoundé 1, 290p.

Sircoulon, J., 1987: Variation des débits des cours d'eau et des niveaux des lacs en Afrique de l'ouest depuis le début du 20ème siècle. In: *The Influence of Climate Change and Climatic Variability on the Hydrologie Regime and Water Resources* (ed. par S. I. Solomon, M. Beran & W. Hogg) (Proc. Vancouver Symp., August 1987), 13-25. IAHS Publ. no. 168.

Sutcliffe, J. V. & Knott, D. G., 1987: Historical variations in African water resources. In: *The Influence of Climate Change and Climatic Variability on the Hydrologie Regime and Water Resources* (ed. par S. I. Solomon, M. Beran & W. Hogg) (Proc. Vancouver Symp., August 1987), 463-475. IAHS Publ. no. 168.

Sutherland RA, Bryan RB, Oostwoud Wijendes D., 1991: Analysis of the monthly and annual rainfall climate in a semi-arid environment. *Journal of arid Environment* 20: p 257-275.

Suzuki T., 2011: Seasonal variation of the ITCZ and its characteristics over central Africa. *Theor. Appl. Climatol.* 103, 39–60. DOI 10.1007/s00704-010-0276-9.

Vannitsen S. et Demarée G., 1991: Détection et modélisation des sécheresses au Sahel. *Hydrol. Continent.*, vol. 6, n° 2, p 155-171.