

ACADÉMIE ROYALE DES SCIENCES D'OUTRE-MER
Classe des Sciences techniques
Mémoires in-8°, Nouvelle Série, Tome 19, fasc. 1, Bruxelles, 1994

Sur le caractère stationnaire et cyclique des précipitations au Rwanda

par

F. BULTOT & D. GELLENS

Section Hydrologie de l'Institut Royal Météorologique de Belgique



KONINKLIJKE ACADEMIE VOOR OVERZEESE WETENSCHAPPEN

Klasse voor Technische Wetenschappen

Verhandelingen in-8°, Nieuwe Reeks, Boek 19, afl. 1, Brussel, 1994



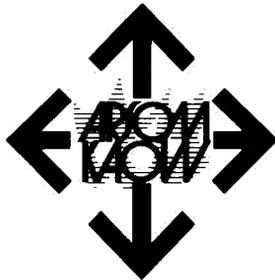
ACADÉMIE ROYALE DES SCIENCES D'OUTRE-MER
Classe des Sciences techniques
Mémoires in-8°, Nouvelle Série, Tome 19, fasc. 1, Bruxelles, 1994

Sur le caractère stationnaire et cyclique des précipitations au Rwanda

par

F. BULTOT & D. GELLENS

Section Hydrologie de l'Institut Royal Météorologique de Belgique



KONINKLIJKE ACADEMIE VOOR OVERZEESE WETENSCHAPPEN

Klasse voor Technische Wetenschappen
Verhandelingen in-8°, Nieuwe Reeks, Boek 19, afl. 1, Brussel, 1994

Mémoire présenté par M. F. BULTOT
à la séance
de la Classe des Sciences techniques
tenue le 24 avril 1992

ACADÉMIE ROYALE
DES
SCIENCES D'OUTRE-MER

KONINKLIJKE ACADEMIE
VOOR
OVERZEESE WETENSCHAPPEN

Rue Defacqz 1 boîte 3
B-1050 Bruxelles (Belgique)
Tél. (02) 538.02.11
Fax (02) 539.23.53

Defacqzstraat 1 bus 3
B-1050 Brussel (België)
Tel. (02) 538.02.11
Fax (02) 539.23.53

D/1994/0149/2

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|---|----|
| Résumé - Samenvatting - Summary | 5 |
| Avant-propos | 7 |
| Introduction | 9 |
| CHAPITRE I. — Homogénéité spatiale des précipitations - Son extension et ses singularités | 11 |
| CHAPITRE II. — Évolution des précipitations - Stationnarité du phénomène | 14 |
| CHAPITRE III. — Régime pluviométrique moyen et intervalle de variation des totaux pluviométriques annuels | 17 |
| CHAPITRE IV. — Variations périodiques des précipitations .. | 22 |
| IV.1. Analyse spectrale des séries de cotes pluviométriques mensuelles | 22 |
| IV.1.1. Spectres de variance des séries individuelles .. | 22 |
| IV.1.2. Spectre de variance moyen de l'ensemble des séries | 24 |
| IV.1.3. Représentation des séries de cotes pluviométriques mensuelles par un modèle trigonométrique | 26 |
| IV.2. Étude globale des composantes cycliques | 26 |
| IV.2.1. Composante annuelle et ses harmoniques | 29 |
| IV.2.2. Composantes pluriannuelles | 31 |
| a. Composante de période quasi biennale ... | 32 |
| b. Composante de période de 63 mois | 32 |
| IV.3. Préviation quantitative des précipitations - Problématique | 33 |
| CHAPITRE V. — Début, fin et durée de la saison sèche | 36 |
| V.1. Homogénéité spatiale des fluctuations des variables caractéristiques de la saison sèche | 40 |

| | |
|--|----|
| V.2. Évolution des variables caractéristiques de la saison sèche - Stationnarité du phénomène | 40 |
| V.3. Dates moyennes et intervalles de variation | 42 |
| V.4. Corrélation entre les variables caractéristiques de la saison sèche | 43 |
| V.5. Variations périodiques des variables caractéristiques de la saison sèche - Caractère apériodique du phénomène . | 45 |
| Conclusions | 48 |
| Annexe : Stations pluviométriques de référence | 50 |
| Références | 51 |

RÉSUMÉ

Des tests de stationnarité ainsi que l'analyse spectrale des séries chronologiques des précipitations au Rwanda conduisent aux résultats suivants :

1. Les précipitations n'ont pas subi de diminution progressive depuis le début du siècle ;
2. Les précipitations accusent des variations cycliques de période quasi biennale (28,8 mois) et de période égale à 5 ans 3 mois ;
3. Les variations pluriannuelles n'étant pas purement périodiques, il n'est pas possible de s'y référer pour effectuer une prévision quantitative valable des pluies ;
4. Les variables caractéristiques de la saison sèche — début, fin et durée — n'ont pas subi d'évolution au cours du temps.

SAMENVATTING

Stationariteitstesten evenals de spectraalanalyse toegepast op de tijdreeksen van de neerslag in Rwanda leiden tot de volgende resultaten :

1. De neerslag heeft geen progressieve vermindering ondergaan sinds het begin van deze eeuw ;
2. Cyclische schommelingen met periodes van ongeveer twee jaar (28,8 maand) en van 5 jaar en 3 maand worden gevonden in de neerslagreeksen ;
3. Aangezien de meerjarige schommelingen niet zuiver periodiek zijn kan er geen beroep op gedaan worden om geldige kwantitatieve neerslagvoorspellingen uit te voeren ;
4. De karakteristieke veranderlijken van het droog seizoen (begin- en eindtijdstip, duur) hebben geen evolutie ondergaan in de loop van de tijd.

SUMMARY

Stationarity tests as well as spectral analysis applied to time-series of rainfall in Rwanda lead to the following results :

1. Rainfall has not gradually decreased since the beginning of the century ;
2. Cyclic variations with periods of about two years (28.8 months) and equal to 5 years plus 3 months are detected in the rainfall series ;
3. As the pluri-annual variations are not strictly periodic, they cannot be referred to for reliable quantitative rainfall forecasts ;
4. The characteristic variables of the dry season — outset, end and duration — have not undergone any evolution in the course of time.

AVANT-PROPOS

Une des menaces graves qui pèsent sur le Rwanda, et qui risque de compromettre son avenir alimentaire déjà sous le coup d'une constante aggravation de l'érosion et de la déforestation, est la sournoise perturbation de ses ressources en eau susceptible de dégénérer par endroits en réelle aridification.

Devant cette menace et à l'appel pressant du professeur J.-P. Harroy, les autorités belges et rwandaises s'accordèrent pour lancer un Projet intitulé « Évolution du climat et du cycle hydrologique au Rwanda ». Son financement fut assuré par l'Administration générale de la Coopération au Développement. Le but du Projet était d'évaluer les ressources en eau et leurs fluctuations dans le temps, d'examiner si elles sont menacées par des variations spécifiques du climat ou par les activités humaines et de définir à l'intention des autorités responsables les actions prioritaires à entreprendre pour assurer la préservation des ressources en eau et leur gestion rationnelle en fonction des besoins du développement.

La réalisation du Projet comprit :

1. La saisie de toutes les données existant au Rwanda, en République fédérale allemande et en Belgique (missions conduites par M. A. Drèze de l'Institut royal météorologique de Belgique) et la constitution d'une banque de données devant permettre à l'avenir aux techniciens rwandais d'exploiter de manière optimale le volumineux capital de données climatologiques et hydrologiques disponible ;
2. L'analyse statistique des longues séries de données pluviométriques en vue de déceler d'éventuelles tendances ou variations cycliques dans les apports d'eau météorique ;
3. La construction d'un modèle hydrologique pour chacun des principaux bassins hydrographiques et son application sur de longues périodes afin d'établir des bilans hydriques détaillés et d'analyser l'évolution des diverses variables du cycle hydrologique (écoulement de surface, charge hydraulique des aquifères, contenu en eau de la zone d'aération du sol, etc.).

La mise en œuvre du Projet fut assurée par un Comité de gestion scientifique composé du professeur J.-P. Harroy, promoteur et animateur du Projet, du professeur E.A. Bernard, du professeur F. Bultot, coordonnateur, et de M. G.L. Dupriez, ingénieur agronome. L'exécution du Projet fut confiée à l'Institut royal météorologique de Belgique qui a réuni à cet effet les moyens indispensables en personnel et en matériel.

Le présent texte représente l'aboutissement de la recherche mentionnée au point 2 du programme d'action et qui a trait à la variable «Précipitations», élément essentiel du bilan d'eau, et à propos de laquelle il importait de s'interroger dès l'abord. Les questions précises sont formulées dans l'introduction; les conclusions sont énoncées *in fine*. Sans doute serait-il utile pour le lecteur non spécialiste d'en prendre d'abord connaissance.

Les raisons de publier actuellement un rapport sur l'évolution des précipitations en Afrique centrale nous sont apparues de plus en plus pertinentes à mesure que le problème du changement de climat est devenu d'un intérêt majeur de par le monde.

*
* *

Les auteurs du présent mémoire remercient très vivement le professeur F. De Meyer qui a très spontanément accepté de leur fournir des directives d'ordre méthodologique en matière d'analyse des séries chronologiques ainsi que ses programmes de calcul. Ils expriment également leur sincère gratitude au professeur E.A. Bernard, qui a revu soigneusement le manuscrit et leur a communiqué d'intéressantes remarques et suggestions, ainsi qu'à M. G.L. Dupriez, ingénieur agronome, à la compétence duquel ils ont fréquemment fait appel pour le traitement informatique des données.

INTRODUCTION

Situé au cœur de l'Afrique équatoriale, le Rwanda est un des pays les plus densément peuplés du continent. L'agriculture et l'élevage qui sont des ressources vitales pour sa population sont menacés par la désertification du pays.

Cette désertification est-elle due aux actions humaines, et notamment à la déforestation de certaines régions comme l'évoque une étude de GÉOMINES-SOMIRWA (1981), ou bien est-elle la conséquence d'une évolution défavorable du climat, c'est-à-dire une réelle aridification ?

Dans cette dernière hypothèse, s'agit-il d'un déficit progressif des ressources en eau dont les conséquences vont en s'amplifiant au fil des années ou de déficits périodiques ?

Pour tenter d'élucider le problème, il est indispensable d'établir un bilan d'eau détaillé des divers bassins hydrographiques et d'analyser l'évolution temporelle des différents termes. Cela implique la construction d'un modèle conceptuel adapté aux caractéristiques des bassins étudiés et l'exploitation du modèle sur une période aussi longue que possible en utilisant les données météorologiques disponibles. Une recherche dans cette voie a débouché sur trois rapports techniques consacrés respectivement aux bassins versants de la Mwogo à l'ouest de Nyabisindu, de la Mukungwa (bief Rwaza-Ngaru) et de la Nyabugogo à Kigali.

Dans cette perspective, il importe d'analyser au préalable et de manière approfondie le terme « précipitations » qui est l'élément essentiel du bilan d'eau. C'est l'objet de la présente recherche. Elle tente de répondre aux quatre questions préoccupantes et fondamentales suivantes :

1. Y a-t-il une diminution progressive des précipitations depuis le début du siècle ?
2. Les fluctuations observées sont-elles dues au hasard ou existe-t-il des variations cycliques ?
3. Quelle est l'amplitude des fluctuations ?
4. Est-il possible d'établir des prédictions ?

Pour répondre à ces questions, il faut disposer de longues séries de quantités d'eau recueillies en un nombre aussi grand que possible de stations d'observation afin de voir si les phénomènes détectés se manifestent sur l'ensemble du territoire avec la même ampleur, en phase ou non. C'est pourquoi nous avons basé notre analyse sur un ensemble de 31 séries de totaux pluviométriques annuels et mensuels couvrant de 30 à 75 années d'observations. La liste des stations de référence est fournie en annexe ; la localisation des stations est donnée sur la carte de la figure 1.

Les pénuries d'eau saisonnières ayant une incidence considérable sur le bilan d'eau, la présente étude traite également de la durée ainsi que des dates de début et de fin de la saison sèche.

CHAPITRE I

Homogénéité spatiale des précipitations - Son extension et ses singularités

Il est utile dès l'abord d'examiner si les variations temporelles des précipitations annuelles sont en concordance plus ou moins étroite sur l'ensemble du territoire ou si elles se singularisent dans certaines régions du pays. On convient de prendre l'année hydrologique (septembre-août) comme base de temps pour la somme annuelle des précipitations.

Puisqu'on a affaire à des séries chronologiques, et partant à des variables non simples, on a mesuré le degré de concordance de la série des précipitations annuelles en un point à chacune des $n - 1$ autres à l'aide du coefficient de corrélation de rang R_s de Spearman (SIEGEL 1956).

En comptant pour la station i le nombre k de stations j pour lesquelles le coefficient $(r_s)_{i,j}$ est significatif et en divisant ce nombre k par le nombre $n - 1$ des autres stations, on obtient un indicateur local h d'homogénéité spatiale. En effet, lorsque cette fraction (comprise entre 0 et 1) est petite, la station n'est corrélée qu'avec une faible proportion de stations du pays ; au contraire lorsqu'elle est « grande », c'est-à-dire voisine de 1, la station est corrélée avec la majorité des autres postes d'observation.

Il est évident que les zones où l'indicateur local est systématiquement supérieur à 0,5 (c'est-à-dire où chaque station est corrélée significativement avec plus d'une station sur deux) sont celles qu'on peut considérer comme manifestant une certaine homogénéité.

La carte des isoplèthes [1] de l'indicateur h fait l'objet de la figure 1. On constate que l'isoplèthe 0,5 englobe une grande partie du territoire mais que l'isoplèthe 0,75 ne délimite que des zones beaucoup plus réduites. On en conclut que les variations temporelles des précipitations annuelles varient de manière cohérente sur une grande partie du pays mais que leur homogénéité spatiale reste relativement lâche.

[1] Lignes joignant les points où h a la même valeur.

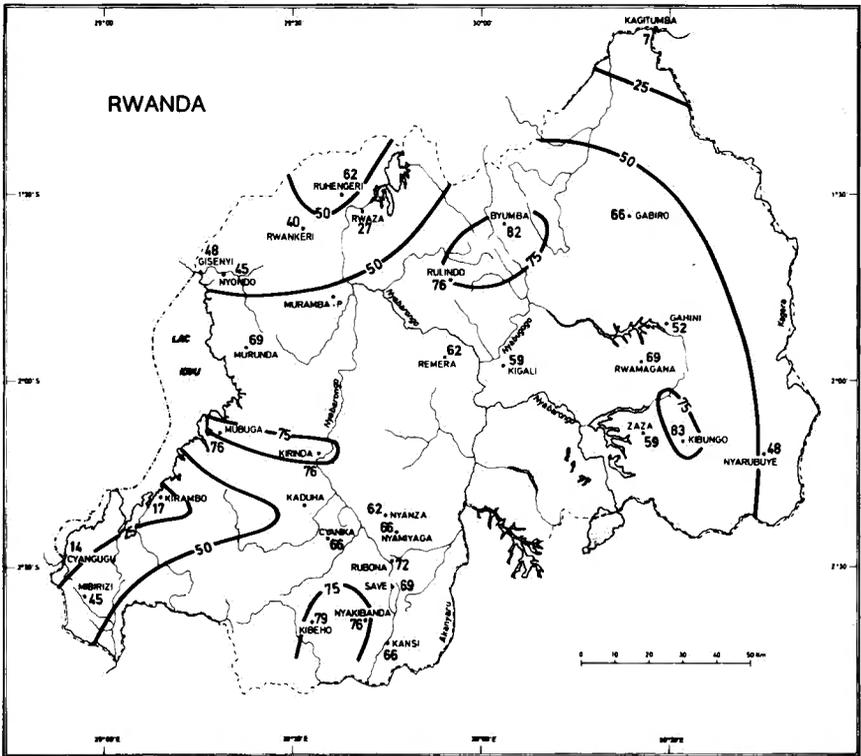


FIG. 1. — Répartition de l'indicateur local d'homogénéité spatiale h sur les totaux pluviométriques annuels.

Les zones marginales qui se singularisent, c'est-à-dire où $h < 0,5$, sont la rive sud du lac Kivu et le nord du territoire, ce qui coïncide approximativement avec la partie rwandaise du bassin versant du Zaïre, et les bassins de la Mukungwa et de la Satinsyi.

Pour tester l'homogénéité spatiale des précipitations, on peut aussi mesurer la concordance de l'ensemble des séries de cotes pluviométriques annuelles. Il ne s'agit donc pas, comme précédemment, de repérer individuellement les stations qui s'accordent ou non avec les autres mais d'estimer dans quelle mesure les cotes pluviométriques relevées dans les divers postes pour chacune des années de la période occupent un rang plus ou moins voisin lorsqu'elles sont classées, dans chaque poste, par ordre de grandeur. Nous avons mesuré cette homogénéité spatiale au moyen du coefficient de concordance W de Kendall (SIEGEL 1956). Comme toutes les séries entrant dans la comparaison doivent

comporter le même nombre de termes, l'analyse a été limitée à 17 séries pluviométriques comptant 19 années communes d'observations.

La valeur trouvée pour W est de 0,45 alors que le seuil de signification de W au niveau de probabilité 0,05 vaut 0,09. Celui-ci est obtenu en sachant que le paramètre $k(n - 1)W$, où $k = 17$ et $n = 19$, est distribué suivant la loi χ^2 avec $n - 1 = 18$ degrés de liberté.

L'homogénéité spatiale est donc réelle mais relativement lâche cependant étant donné la faible valeur trouvée pour W . Ce résultat confirme les conclusions tirées de l'analyse de la carte des isoplèthes de l'indicateur local h d'homogénéité spatiale.

CHAPITRE II

Évolution des précipitations - Stationnarité du phénomène

Les précipitations au Rwanda manifestent-elles des modifications notables depuis le début du siècle ? Répondre à cette question revient à vérifier l'homogénéité temporelle des séries et notamment étudier si les séries de totaux annuels présentent une tendance à l'augmentation ou à la diminution sur la période d'observation.

Deux méthodes ont été utilisées, le test de Mann (SNEYERS 1975) et une régression linéaire (BRANDT 1976) entre les totaux pluviométriques annuels et les millésimes des années correspondantes. Le test de Mann est le plus complet des deux car il permet de déterminer la position des sauts brusques dans les séries et le moment où une tendance lente apparaît. Par contre, la méthode basée sur la régression linéaire s'accommode très bien, quant à elle, d'éventuelles lacunes que le test de Mann ne tolère pas.

La méthode de régression linéaire a été appliquée à l'ensemble des séries. Les pentes des droites de régression (β) sont reproduites au tableau 1, ainsi que les valeurs de la statistique v qui sert à tester le caractère significatif du coefficient angulaire (BRANDT 1976) et les seuils de signification au niveau de probabilité 0,05. Cette statistique v est distribuée selon une loi de Student avec $n - 2$ degrés de liberté, n étant le nombre d'années pour lesquelles on dispose de totaux pluviométriques. On constate que pour 22 des 31 séries la variable v est inférieure en valeur absolue au seuil de signification. Ces séries ne présentent donc pas de tendance significative.

Le test de Mann n'a pas pu être utilisé pour toutes les séries vu la présence de lacunes qu'il n'était pas toujours possible de combler avec les mesures d'un site voisin. Ceci explique pourquoi les plus longues séries n'ont pu être traitées. L'hypothèse d'une tendance doit être rejetée lorsque la statistique $u(t)$ du test de Mann est inférieure en valeur absolue à 1,96. Les résultats sont présentés au tableau 1. On peut ainsi constater que lorsqu'il est applicable, le test de Mann ne contredit pas les résultats de la régression linéaire.

Notons que 9 séries sur 31 présentent une tendance significative. Parmi celles-ci, seule celle relative au poste de Nyondo traduit une

diminution des précipitations. Vu le caractère relativement court de la période d'observation en ce site (1924-1957), il n'est pas possible de tenir compte de ce résultat aberrant. Quant aux stations qui sont censées bénéficier d'une augmentation des pluies, elles sont dispersées sur le territoire et, pour la plupart, proches de stations où les précipitations ne manifestent pas de modifications significatives au cours du temps. Ce n'est donc que localement que des marques d'une évolution positive apparaissent; elles peuvent être dues à des facteurs d'hétérogénéité divers (modification des instruments et des méthodes d'observation, changement d'observateurs, transformation du site, etc.). En outre, si l'on se réfère aux plus longues séries qui proviennent des stations de Rulindo, Rwaza, Save et Zaza et qui débutent pendant la première décennie du siècle, on constate que seul le site de Zaza accuse une augmentation des pluies mais que cette tendance n'est due qu'aux mesures anciennes puisqu'elle disparaît lorsqu'on se limite aux données postérieures à 1927 (cf. tableau 1).

Pour compléter notre investigation, examinons encore si la dispersion des cotes pluviométriques annuelles successives autour de leur valeur centrale reste inchangée au cours de la période d'observation. Pour ce faire, on applique le test de Mann aux séries de valeurs absolues des écarts à la moyenne. Les valeurs de la statistique $u^*(t)$ correspondante sont présentées dans le tableau 1. Elles prouvent à une exception près que la variance des séries d'observations est stationnaire.

En conclusion, les séries des cotes pluviométriques annuelles peuvent être considérées comme homogènes au cours du temps et qualifiées globalement de stationnaires depuis le début du siècle.

Tableau 1

Test de tendance sur les séries des totaux pluviométriques annuels et sur leur variance.

| Stations | Période d'observation | β | ν | $t_{0,05}$ | $u(t)$ | $u^*(t)$ |
|-----------|-----------------------|---------|--------|------------|--------|----------|
| Byumba | 1931-1980 | 4,20 | 1,76 | 2,02 | 1,27 | 1,44 |
| Cyangugu | 1928-1980 | 2,05 | 1,31 | 2,01 | | |
| Cyanika | 1936-1981 | 0,85 | 0,39 | 2,02 | 0,45 | - 0,09 |
| Gabiro | 1931-1981 | 3,09 | 2,26 | 2,04 | | |
| Gahini | 1929-1969 | 3,68 | 1,88 | 2,01 | 1,79 | 0,25 |
| Gisenyi | 1928-1980 | 2,55 | 1,25 | 2,01 | 1,73 | - 0,79 |
| Kagitumba | 1940-1981 | - 2,38 | - 0,99 | 2,03 | | |

Tableau 1 (suite)

| Stations | Période d'observation | B | ν | $t_{0,05}$ | $u(t)$ | $u^*(t)$ |
|------------|-----------------------|-------|-------------|------------|-------------|----------|
| Kansi | 1928-1981 | 3,44 | <i>2,31</i> | 2,01 | <i>3,19</i> | 1,19 |
| Kibeho | 1935-1981 | 1,49 | 0,70 | 2,01 | 0,58 | 0,08 |
| Kibungo | 1932-1980 | 1,96 | 1,28 | 2,01 | 1,81 | 0,01 |
| Kigali | 1927-1981 | 0,10 | 0,08 | 2,01 | 0,68 | 0,15 |
| Kirambo | 1937-1981 | 2,07 | 0,66 | 2,02 | 0,70 | 1,05 |
| Kirinda | 1930-1981 | 5,79 | <i>2,60</i> | 2,01 | <i>2,96</i> | 0,95 |
| Mibirizi | 1936-1980 | 2,24 | 1,02 | 2,02 | 0,90 | -0,57 |
| Mubuga | 1934-1981 | 1,95 | 1,02 | 2,02 | 1,30 | 1,15 |
| Murumba-P. | 1928-1981 | -0,29 | -0,17 | 2,04 | | |
| Murunda | 1931-1981 | -2,05 | -0,89 | 2,02 | | |
| Nyakibanda | 1937-1981 | 3,23 | 1,55 | 2,02 | 1,68 | 1,21 |
| Nyamiyaga | 1937-1980 | 2,86 | 1,28 | 2,02 | 1,52 | -0,99 |
| Nyanza | 1930-1959 | 0,99 | 0,32 | 2,05 | 0,75 | -0,02 |
| Nyarubuye | 1943-1981 | 1,81 | 0,76 | 2,03 | 0,94 | -2,55 |
| Nyondo | 1924-1957 | -9,29 | -3,77 | 2,04 | | |
| Remera | 1931-1981 | 4,12 | <i>2,67</i> | 2,01 | 2,22 | -0,10 |
| Rubona | 1929-1980 | 3,03 | <i>2,18</i> | 2,01 | 2,22 | -0,45 |
| Ruhengeri | 1927-1981 | 6,16 | <i>4,01</i> | 2,01 | <i>4,05</i> | 0,22 |
| Rulindo | 1910-1981 | 1,15 | 1,08 | 2,00 | | |
| Rwamagana | 1928-1981 | 3,10 | <i>2,42</i> | 2,01 | 2,26 | -1,20 |
| Rwankeri | 1936-1981 | -1,20 | -0,67 | 2,02 | -0,12 | -0,23 |
| Rwaza | 1908-1981 | 0,83 | 0,75 | 2,00 | | |
| Save | 1907-1980 | 0,35 | 0,34 | 2,00 | | |
| Zaza | 1908-1981 | 4,18 | <i>3,93</i> | 2,00 | | |
| | 1928-1981 | 2,87 | 1,74 | 2,01 | 1,57 | 1,45 |

Les valeurs significatives sont imprimées en caractères italiques :

1. Valeurs de la pente de la droite de régression linéaire entre les totaux pluviométriques annuels et le temps (B), de la statistique ν et de son seuil de signification $t_{0,05}$ au niveau de probabilité 0,05;
2. Valeurs de la variable réduite de la statistique du test de Mann effectué sur les totaux [$u(t)$] et sur les valeurs absolues des écarts à la moyenne [$u^*(t)$].

CHAPITRE III

Régime pluviométrique moyen et intervalle de variation des totaux pluviométriques annuels

Les séries de cotes pluviométriques annuelles étant stationnaires, il est permis d'estimer pour chacune d'elles la moyenne et l'écart-type sur la totalité de la série. En outre, il est possible d'améliorer les estimations de ces deux paramètres (SNEYERS 1975) en adoptant comme station de référence la station de Rubona qui possède une série longue totalisant 53 ans d'observations (1929-1981). Ce faisant, les valeurs obtenues pour la moyenne et l'écart-type peuvent être considérées comme se rapportant à une période unique. Elles sont rassemblées au tableau 2.

Comme on pouvait le présumer du fait de la stationnarité des séries, ces valeurs confirment globalement la validité de la carte de précipitations annuelles établie par BULTOT (1971a) sur une période sensiblement plus courte.

On retrouve clairement que les régions sèches sont situées dans la zone des Plateaux et Savanes de l'est et du sud du territoire (avec seulement 798 mm d'eau par an à Kagitumba) et que les zones les plus favorisées se trouvent dans les régions élevées tout au long de la crête Zaïre-Nil (avec jusqu'à 1527 mm à Mibirizi).

Tableau 2

Hauteurs pluviométriques annuelles (mm) (période 1929-1981).
Moyenne (μ^*), écart-type (σ^*) et valeurs non atteintes ($P_{0,025}$) ou dépassées ($P_{0,975}$)
une fois en moyenne en 40 ans.

| Station | Moyenne (mm) | Écart-type (mm) | Valeurs | |
|-------------------------|-----------------|--------------------|--|-----------|
| | | | non atteintes une fois en moyenne en 40 ans | dépassées |
| <i>Bord du lac Kivu</i> | | | | |
| Cyangugu | 1355 | 176 | 1010 | 1700 |
| Gisenyi | 1150 | 217 | 725 | 1575 |
| Kirambo | 1142 | 269 | 615 | 1669 |
| Mibirizi | 1527 | 197 | 1141 | 1913 |

Tableau 2 (suite)

| Station | Moyenne (mm) | Écart-type (mm) | Valeurs | |
|---|-----------------|--------------------|--|-----------|
| | | | non atteintes une fois en moyenne en 40 ans | dépassées |
| Mubuga | 1367 | 185 | 1004 | 1730 |
| Murunda | 1351 | 243 | 875 | 1827 |
| Nyondo | 1231 | 149 | 939 | 1523 |
| <i>Hautes terres du nord</i> | | | | |
| Byumba | 1277 | 237 | 812 | 1742 |
| Muramba-P. | 1368 | 170 | 1035 | 1701 |
| Ruhengeri | 1325 | 207 | 919 | 1731 |
| Rulindo | 1232 | 163 | 913 | 1551 |
| Rwankeri | 1230 | 160 | 916 | 1544 |
| Rwaza | 1302 | 188 | 934 | 1670 |
| <i>Plateau central</i> | | | | |
| Cyanika | 1303 | 199 | 913 | 1693 |
| Kansi | 1146 | 178 | 797 | 1495 |
| Kibeho | 1290 | 197 | 904 | 1676 |
| Kirinda | 1282 | 256 | 780 | 1784 |
| Nyakibanda | 1175 | 190 | 803 | 1547 |
| Nyamiyaga | 1088 | 194 | 708 | 1468 |
| Nyanza | 1112 | 150 | 818 | 1406 |
| Remera | 1121 | 153 | 821 | 1421 |
| Rubona | 1162 | 176 | 817 | 1507 |
| Save | 1158 | 173 | 819 | 1497 |
| <i>Plateaux et savanes de l'est et du sud</i> | | | | |
| Gabiro | 804 | 118 | 573 | 1035 |
| Gahini | 791 | 276 | 430 | 1512 |
| Kagitumba | 798 | 179 | 447 | 1149 |
| Kibungo | 983 | 161 | 667 | 1299 |
| Kigali | 999 | 144 | 717 | 1281 |
| Nyarubuye | 844 | 168 | 515 | 1173 |
| Rwamagana | 976 | 153 | 676 | 1276 |
| Zaza | 1063 | 186 | 698 | 1428 |

On a pu vérifier au moyen du test de D'Agostino que l'hypothèse de normalité des distributions des totaux pluviométriques annuels était admissible pour fournir une approximation des fractiles correspondant à une période de retour de 40 ans. Ces valeurs exceptionnelles non-atteintes, $P_{0,025} = \mu^*_y - 1,96 \sigma^*_y$, ou dépassées, $P_{0,975} = \mu^*_y + 1,96 \sigma^*_y$, une fois en moyenne en 40 ans sont également fournies au tableau 2.

On constate que les totaux pluviométriques annuels peuvent varier dans des limites très larges.

À titre indicatif, les valeurs des estimations améliorées des précipitations moyennes mensuelles font l'objet du tableau 3.

Tableau 3
Hauteurs pluviométriques moyennes mensuelles et annuelles (mm)
(période 1929-1981)

| Station | J | F | M | A | M | J | J | A | S | O | N | D | Année |
|------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| <i>Bord du lac Kivu</i> | | | | | | | | | | | | | |
| Cyangugu | 137,2 | 131,9 | 152,6 | 158,6 | 100,1 | 25,4 | 12,1 | 35,8 | 106,5 | 163,7 | 180,9 | 151,4 | 1355 |
| Gisenyi | 75,2 | 87,4 | 119,6 | 151,0 | 116,2 | 59,0 | 23,3 | 58,6 | 117,8 | 132,4 | 120,7 | 95,0 | 1150 |
| Kirambo | 95,3 | 95,7 | 122,0 | 142,4 | 96,8 | 23,2 | 19,0 | 37,3 | 116,6 | 133,3 | 138,4 | 104,9 | 1142 |
| Mibirizi | 164,5 | 169,8 | 169,6 | 190,9 | 127,6 | 31,3 | 16,8 | 33,1 | 99,7 | 152,0 | 185,2 | 185,8 | 1527 |
| Mubuga | 108,1 | 123,5 | 153,6 | 183,0 | 139,6 | 42,5 | 21,3 | 61,2 | 123,1 | 135,8 | 146,0 | 125,1 | 1367 |
| Murunda | 129,6 | 132,3 | 150,4 | 176,4 | 133,0 | 52,8 | 26,5 | 50,5 | 110,5 | 119,5 | 132,9 | 133,7 | 1351 |
| Nyondo | 93,0 | 115,0 | 139,6 | 164,2 | 130,6 | 46,7 | 17,5 | 58,9 | 113,7 | 122,6 | 130,5 | 117,9 | 1231 |
| <i>Hautes terres du nord</i> | | | | | | | | | | | | | |
| Byumba | 78,6 | 106,9 | 143,7 | 225,9 | 158,6 | 30,0 | 15,9 | 40,3 | 110,7 | 135,0 | 135,3 | 93,0 | 1277 |
| Muramba-P. | 102,4 | 123,6 | 140,6 | 197,2 | 186,9 | 48,8 | 12,2 | 45,8 | 100,3 | 132,9 | 160,2 | 114,5 | 1368 |
| Ruhengeri | 80,6 | 102,6 | 143,6 | 197,4 | 161,9 | 52,0 | 21,7 | 55,1 | 114,7 | 149,9 | 146,2 | 97,6 | 1325 |
| Rulindo | 91,8 | 122,9 | 138,0 | 208,8 | 146,5 | 33,1 | 15,2 | 38,3 | 81,8 | 111,2 | 136,2 | 105,5 | 1232 |
| Rwankeri | 70,9 | 95,1 | 123,5 | 183,2 | 144,8 | 46,4 | 21,7 | 53,1 | 107,5 | 135,3 | 147,3 | 93,2 | 1230 |
| Rwaza | 81,6 | 91,7 | 144,3 | 198,8 | 158,2 | 37,2 | 19,9 | 46,9 | 108,4 | 161,3 | 154,6 | 100,8 | 1302 |

| Station | J | F | M | A | M | J | J | A | S | O | N | D | Année |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|-------|-------|-------|-------|
| <i>Plateau central</i> | | | | | | | | | | | | | |
| Cyanika | 121,2 | 126,1 | 150,5 | 208,8 | 169,7 | 21,6 | 12,8 | 36,8 | 90,1 | 102,9 | 132,8 | 128,0 | 1303 |
| Kansi | 105,3 | 105,9 | 147,0 | 184,2 | 126,9 | 17,2 | 5,9 | 28,9 | 70,6 | 110,4 | 130,1 | 113,8 | 1146 |
| Kibeho | 125,6 | 133,2 | 166,0 | 196,8 | 149,1 | 23,7 | 9,3 | 29,7 | 85,0 | 115,6 | 132,1 | 125,2 | 1290 |
| Kirinda | 112,3 | 122,4 | 127,6 | 199,7 | 174,4 | 37,8 | 15,3 | 37,8 | 93,1 | 105,5 | 128,6 | 127,7 | 1282 |
| Nyakibanda | 117,7 | 119,3 | 142,9 | 182,3 | 136,5 | 20,3 | 9,1 | 32,0 | 72,4 | 107,6 | 122,8 | 109,7 | 1175 |
| Nyamiyaga | 93,6 | 104,1 | 121,7 | 178,2 | 142,9 | 24,0 | 12,8 | 29,7 | 76,3 | 92,6 | 115,0 | 95,6 | 1088 |
| Nyanza | 95,3 | 99,8 | 120,2 | 181,3 | 151,4 | 21,4 | 6,8 | 28,6 | 70,1 | 109,3 | 122,8 | 108,0 | 1112 |
| Remera | 89,9 | 97,0 | 118,1 | 180,4 | 136,7 | 22,8 | 9,2 | 34,9 | 80,5 | 111,6 | 121,1 | 102,9 | 1121 |
| Rubona | 108,8 | 113,9 | 136,7 | 187,2 | 149,5 | 23,2 | 7,8 | 27,6 | 69,7 | 108,5 | 129,9 | 95,5 | 1162 |
| Save | 112,9 | 113,2 | 134,5 | 183,7 | 145,3 | 26,7 | 8,5 | 27,4 | 70,4 | 105,0 | 134,1 | 95,9 | 1158 |
| <i>Plateaux et savanes de l'est et du sud</i> | | | | | | | | | | | | | |
| Gabiro | 54,9 | 68,8 | 102,9 | 134,7 | 81,8 | 17,9 | 14,1 | 23,6 | 58,0 | 81,7 | 97,6 | 67,6 | 804 |
| Gahini | 58,6 | 93,4 | 114,9 | 182,0 | 127,9 | 23,7 | 10,9 | 19,5 | 54,9 | 86,3 | 115,0 | 92,9 | 971 |
| Kagitumba | 48,7 | 72,2 | 92,5 | 106,3 | 71,9 | 16,8 | 11,0 | 41,2 | 71,9 | 79,8 | 110,6 | 84,1 | 798 |
| Kibungo | 90,5 | 97,6 | 127,8 | 155,1 | 105,2 | 14,2 | 8,0 | 20,8 | 61,0 | 75,6 | 120,4 | 103,7 | 983 |
| Kigali | 81,6 | 98,8 | 109,3 | 160,2 | 122,4 | 25,1 | 7,5 | 24,2 | 66,2 | 103,9 | 113,6 | 91,3 | 999 |
| Nyarubuye | 71,0 | 85,1 | 111,1 | 142,0 | 83,5 | 9,8 | 6,1 | 16,7 | 43,2 | 75,5 | 100,0 | 95,3 | 844 |
| Rwamagana | 63,1 | 92,0 | 125,0 | 169,8 | 116,2 | 16,1 | 9,5 | 26,5 | 61,5 | 89,8 | 112,9 | 97,4 | 976 |
| Zaza | 79,0 | 91,3 | 136,3 | 166,6 | 116,7 | 20,1 | 7,6 | 24,4 | 67,6 | 94,3 | 138,0 | 114,7 | 1063 |

CHAPITRE IV

Variations périodiques des précipitations

On a vu au chapitre précédent que les précipitations annuelles peuvent varier considérablement d'une année à l'autre. Notre objectif à présent est de rechercher si ces variations sont aléatoires ou si elles ont un caractère cyclique. À cet effet, nous procéderons à une analyse spectrale des diverses séries chronologiques en vue de déceler d'éventuelles périodicités et d'examiner si leurs caractéristiques sont communes à l'ensemble du pays.

IV.1. ANALYSE SPECTRALE DES SÉRIES DE COTES PLUVIOMÉTRIQUES MENSUELLES

IV.1.1. *Spectres de variance des séries individuelles*

Vu la présence quasi généralisée de lacunes dans les séries pluviométriques, nous avons utilisé le spectre de variance. Cette technique basée sur la méthode des moindres carrés tolère en effet des observations irrégulièrement espacées. Elle revient à calculer la part $V(\omega)$ de la variance observée attribuable à un signal de fréquence ω soit, en d'autres termes, le rapport

$$V(\omega) = 100 \times \frac{SSR(\omega)}{TSS}$$

où TSS désigne la somme des carrés des observations et $SSR(\omega)$ la somme des carrés du signal périodique de fréquence ω ajusté aux observations. En faisant varier continûment la fréquence, on obtient le spectre de variance. Une valeur élevée du spectre correspond donc à une variation périodique expliquant une part importante de la variance totale.

Les maxima d'un spectre indiquent les fréquences des variations cycliques dont la variance totale observée est essentiellement tributaire.

Pour éviter de trop grandes différences dans les longueurs des séries analysées, nous limiterons celles-ci aux données postérieures à 1927.

À titre d'exemple, les spectres de variance des séries relatives aux stations de Byumba, Kibeho et Kigali sont représentés à la figure 2. L'échelle des abscisses est exprimée en cycles par mois pour les totaux mensuels et en cycles par an pour les totaux annuels; l'échelle des ordonnées, en pour cent de la variance totale observée. Une échelle complémentaire traduit les fréquences en périodes. Les principaux pics des figures sont identifiés et traduits en termes de périodes exprimées en mois. Notons que dans les spectres mensuels, les pics correspondant aux variations de périodes supérieures à l'année ne représentent qu'une part de la variance totale inférieure à un pour cent. Ceci est surtout dû au fait que la variance saisonnière annuelle domine les autres fluctuations pré-

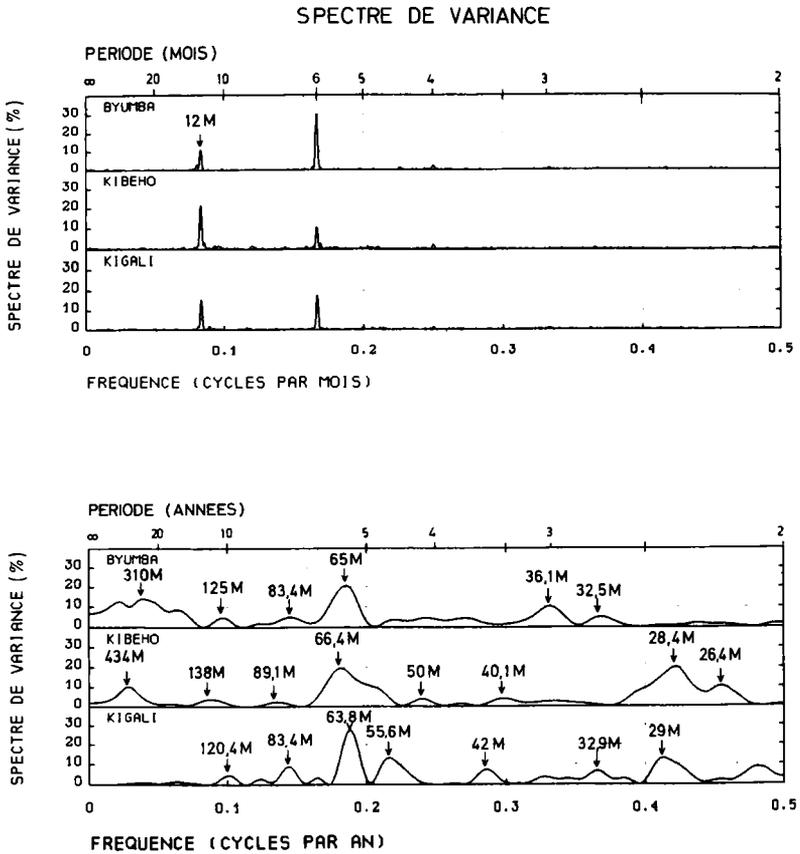


FIG. 2. — Spectres de variance des séries pluviométriques mensuelles et annuelles de Byumba, Kibeho et Kigali [les fréquences correspondant aux pics identifiés sont converties en périodes exprimées en mois (M)].

sentes dans les séries mensuelles. En effet, les mêmes périodes expliquent jusqu'à plus de dix pour cent de la variance totale lorsqu'on considère les spectres annuels.

On constate que les spectres diffèrent assez sensiblement d'une station à l'autre mais présentent néanmoins pour la plupart des maxima plus ou moins prononcés dans les mêmes bandes de fréquences.

IV.1.2. *Spectre de variance moyen de l'ensemble des séries*

Afin d'avoir un aperçu global du phénomène, on a établi le spectre de variance moyen pour l'ensemble du territoire. Ce spectre moyen permet de percevoir plus nettement les fréquences des composantes périodiques à prendre en considération parce qu'il écrase d'une certaine manière les perturbations locales et aléatoires. Il est donc nécessaire de calculer ce spectre sur le nombre maximum de séries disponibles et sur une période approximativement commune (1927-1981).

Le spectre de variance moyen est obtenu en attribuant à la fréquence ω la moyenne pondérée $100 \times \frac{\sum_{i=1}^n SSR_i(\omega)}{\sum_{i=1}^n TSS_i}$ des contributions $SSR_i(\omega)$ à la variance totale des $n = 31$ séries analysées.

La figure 3 reproduit les différents spectres moyens qui seront analysés. Diverses bandes de fréquences ont été considérées afin de mieux mettre en évidence les variations cycliques de basses fréquences ; par ailleurs, les ordonnées ont été rapportées à une échelle logarithmique de manière à repérer plus aisément les fréquences des pics de faible amplitude.

Notons qu'il serait illusoire de vouloir repérer des périodes supérieures à 20 ans vu que les séries ne couvrent qu'une cinquantaine d'années.

En définitive, on peut retenir de prime abord un ensemble de 20 variations cycliques dont les périodes sont respectivement 3,0 ; 4,0 ; 6,0 ; 12,0 ; 12,9 ; 13,2 ; 14,6 ; 19,3 ; 20,2 ; 21,4 ; 22,6 ; 24,0 ; 26,1 ; 28,8 ; 30,8 ; 36,5 ; 54,5 ; 63,0 ; 102,4 et 135,1 mois.

À noter que les pics correspondant aux périodes de 11,7 et 12,3 mois ne sont pas retenus. Il semble en effet que ces pics soient des lobes adjacents du pic annuel, engendrés par la méthode spectrale utilisée (cf. DE MEYER 1975).

SPECTRE DE VARIANCE MOYEN (WITHIN)

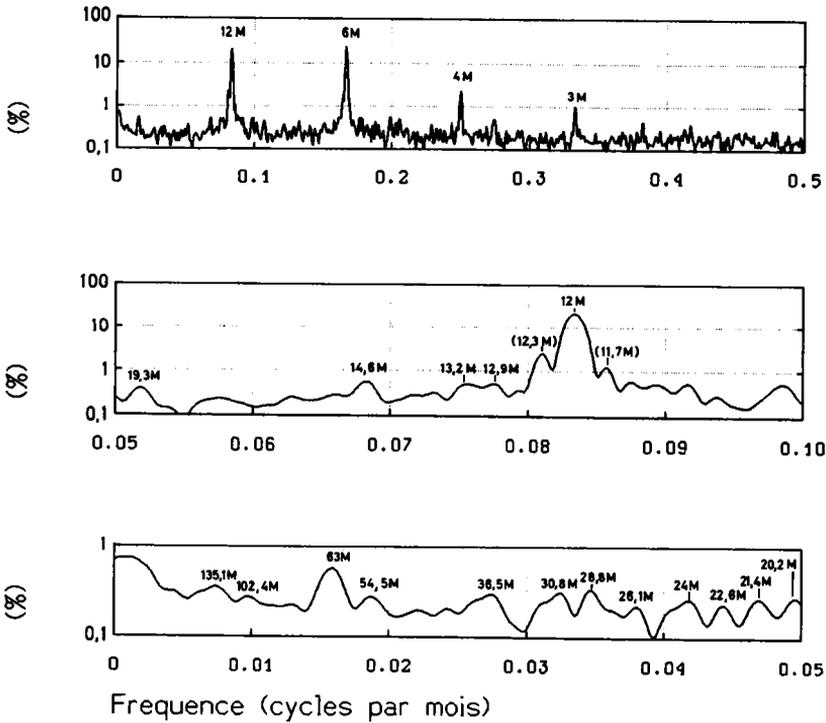


FIG. 3. — Spectres de variance moyens (%) des séries pluviométriques mensuelles [les fréquences correspondant aux pics identifiés sont converties en périodes exprimées en mois (M)].

À ce stade, il n'est pas possible d'affirmer que les pics recensés (hormis quelques-uns) sont fortuits ou s'ils correspondent à des périodes se rapportant à des cycles réels. Le spectre de variance n'offre qu'une première présomption. Il indique quelles sont les périodicités à prendre en considération dans un modèle trigonométrique. Ce n'est qu'après ajustement de ce dernier qu'il sera possible de déterminer la probabilité que les différentes périodicités recensées soient réelles ou non.

IV.1.3. Représentation des séries de cotes pluviométriques mensuelles par un modèle trigonométrique

Il faut donc à présent construire pour chaque série de valeurs mensuelles un modèle trigonométrique de la forme

$$y_{ij} = M_j + \sum_{k=1}^m A_{kj} \cos(\omega_k t_i + \varphi_{kj}) + e_{ij}$$

où m est le nombre de périodes P_k , $\omega_k = \frac{2\pi}{P_k}$ la pulsation de la k^e composante cyclique, où M_j est une constante, A_{kj} et φ_{kj} les amplitudes et phases de la k^e composante de la j^e série, et où e_{ij} est l'erreur d'estimation sur le total pluviométrique y_{ij} observé à l'instant t_i .

Par régression multiple entre les observations et les différentes composantes cycliques, les amplitudes et les phases des 20 composantes cycliques sont ajustées en vue de minimiser l'écart quadratique entre les observations et les valeurs estimées par le modèle.

Cette régression permet par ailleurs de calculer la probabilité que chacune des composantes soit statistiquement significative ou non.

Notons cependant que d'une manière générale, les modèles trigonométriques individuels expliquent plus de 50 pour cent de la variance totale; mais il reste une part importante des fluctuations observées qui ne peut être modélisée par des variations cycliques.

L'objectif de cette étude étant de déceler l'existence de phénomènes globaux agissant sur l'ensemble du territoire, il convient d'étudier comment une périodicité est présente dans l'ensemble des séries.

IV.2. ÉTUDE GLOBALE DES COMPOSANTES CYCLIQUES

Afin de déterminer dans quelle mesure les diverses composantes périodiques peuvent correspondre à des périodicités ressenties sur l'ensemble du territoire, le test de Fisher est appliqué à chacune d'elles. Ce test permet de supputer l'existence d'une composante dans l'ensemble des séries à partir des probabilités que cette composante soit significativement différente de zéro dans chaque série. La statistique X_1 du test de Fisher est distribuée selon une loi χ^2 à 62 degrés de liberté (SNEYERS 1975). Les valeurs de la statistique X_1 pour chacune des 20 compo-

santes périodiques envisagées sont reprises dans le tableau 4. Une périodicité est donc considérée comme étant significativement non nulle pour l'ensemble de la population lorsque la statistique X_1 est supérieure au fractile de la distribution χ^2 pour un niveau de probabilité choisi.

Ce premier test doit être complété par un second test de Fisher X_2 portant sur la probabilité que les composantes individuelles ne soient pas significativement distinctes de la composante cyclique moyenne estimée sur l'ensemble des séries. Cette composante cyclique moyenne est obtenue en calculant le vecteur amplitude-phase moyen à partir des vecteurs relatifs à chacune des séries. Les composantes moyennes de chaque périodicité figurent au tableau 4 ainsi que les statistiques X_2 . Des valeurs de X_2 inférieures au fractile choisi de la distribution χ^2 permettent de considérer que les périodicités considérées s'appliquent à toutes les stations du territoire aux écarts aléatoires près.

Vu la proximité géographique des différentes stations pluviométriques retenues, il est évident que les tests individuels utilisés pour calculer les statistiques X_1 et X_2 des tests de Fisher ne sont pas indépendants. Les conditions d'application des tests de Fisher ne semblent donc pas totalement remplies et il faut donc interpréter les résultats qu'ils fournissent avec circonspection. C'est pourquoi un seuil critique de signification très élevé, soit 0,995, a été imposé pour déterminer les composantes significatives.

Du tableau 4, il ressort que quelques composantes cycliques ont une statistique X_1 nettement supérieure au fractile 0,995 de la distribution χ^2 qui est égal à 94,4. Il s'agit des composantes de 3, 4, 6, 12, 14,6 et 63 mois.

Les quatre premières sont nettement significatives et reconstituent le cycle annuel et ses harmoniques. Notons que les statistiques X_2 correspondant aux périodicités de 3, 4, 6 et 12 mois sont supérieures au seuil critique; les composantes individuelles s'écartent donc trop de la composante moyenne. Cela signifie que le régime pluviométrique annuel ne peut pas être considéré comme unique sur tout le territoire. Ce point sera repris par la suite.

En ce qui concerne les variations cycliques pluriannuelles qui nous intéressent au premier chef, il reste la périodicité de 14,6 mois qui pourrait être l'harmonique principal de la composante quasi biennale de 28,8 mois. Comme la statistique X_1 de cette dernière est comprise entre les fractiles 0,95 et 0,975 et qu'elle est donc presque significative, ces deux composantes seront reprises ensemble par la suite. On trouve aussi la période de 63 mois.

D'autres composantes pluriannuelles ont des valeurs de X_1 élevées et dépassant même le seuil de signification de 0,95. Il s'agit par exemple

de la composante de période quasi-triennale (36,5 mois) ou de la composante de 135,1 mois qui pourrait être assimilée au cycle solaire. Vis-à-vis des seuils critiques de signification adoptés, l'existence de ces périodicités reste discutable.

Tableau 4

Étude globale des composantes cycliques des totaux pluviométriques

Valeurs moyennes, pour l'ensemble des séries, de l'amplitude et de la phase; valeurs des statistiques des tests de Fisher visant respectivement à étudier au niveau de la population le caractère significatif des composantes périodiques (X_1) et la dispersion des composantes en chaque station autour de la composante moyenne (X_2) (les valeurs en caractères italiques se rapportent aux périodes considérées comme significatives).

| Période | Amplitude (mm/mois) | Phase (*) | X_1 | X_2 |
|-------------|------------------------|--------------|--------|-------|
| <i>3,0</i> | 8,31 | 289,4 | 330,8 | 99,1 |
| <i>4,0</i> | 13,30 | 61,5 | 904,4 | 165,3 |
| <i>6,0</i> | 48,27 | 173,1 | 2855,2 | 383,8 |
| <i>12,0</i> | 42,38 | 335,7 | 2855,2 | 839,7 |
| 12,9 | 3,49 | 261,2 | 94,8 | 55,3 |
| 13,2 | 3,50 | 260,4 | 93,7 | 54,5 |
| <i>14,6</i> | 5,20 | 142,9 | 134,2 | 50,0 |
| 19,3 | 3,18 | 168,0 | 73,9 | 45,2 |
| 20,2 | 1,27 | 13,7 | 77,4 | 75,4 |
| 21,4 | 2,14 | 327,0 | 76,4 | 63,7 |
| 22,6 | 2,35 | 61,2 | 60,1 | 50,3 |
| 24,0 | 3,32 | 243,7 | 85,8 | 50,0 |
| 26,1 | 1,38 | 55,8 | 65,3 | 59,2 |
| 28,8 | 3,47 | 240,3 | 82,4 | 48,3 |
| 30,8 | 2,49 | 9,3 | 68,6 | 52,3 |
| 36,5 | 3,51 | 74,3 | 86,7 | 44,9 |
| 54,5 | 1,42 | 296,2 | 64,8 | 57,5 |
| 63,0 | 5,77 | 91,2 | 152,3 | 56,2 |
| 102,4 | 0,92 | 250,7 | 68,5 | 65,8 |
| 135,1 | 2,14 | 358,3 | 91,1 | 76,3 |

Étudions maintenant chaque périodicité en détail. Les figures 4 et 5 représentent les diagrammes « amplitude-phase » des composantes précitées. La composante cyclique d'une série y est représentée par un vecteur dont la grandeur indique l'amplitude et dont l'angle (mesuré dans le sens des aiguilles d'une montre à partir du zéro du cadran) indique le moment où cette composante cyclique atteint son maximum. Pour ne

pas surcharger les graphiques, seules les stations qui se singularisent sont identifiées. Les zones ombrées représentent les ellipses de prédiction de 95 % de la population et la composante moyenne est indiquée par une flèche.

IV.2.1. Composante annuelle et ses harmoniques

La composante annuelle et ses harmoniques représentent évidemment la plus grande part des fluctuations. En effet, les amplitudes moyennes des seules composantes annuelle et semi-annuelle atteignent respectivement 42,4 mm et 48,3 mm d'eau/mois. Les amplitudes des deux autres harmoniques sont, comme il fallait s'y attendre, sensiblement moindres : 13,3 mm/mois pour la période de quatre mois et 8,3 mm/mois pour celle de trois mois.

Ces composantes reconstituent simplement la succession des saisons. Celles-ci sont essentiellement rythmées par le renforcement des centres de haute pression sur l'Afrique du Sud durant l'hiver austral et sur le Sahara durant l'hiver boréal. La présence d'harmoniques provient du fait que le régime saisonnier n'est pas purement sinusoïdal. Il faut aussi s'attendre à ce que les différentes harmoniques traduisent les différences de régime pluviométrique d'une région à l'autre du pays ; c'est d'ailleurs ce qu'indiquent les valeurs significatives de la statistique X_2 pour les composantes de 3, 4, 6 et 12 mois. Ces valeurs élevées montrent que les stations ne sont pas soumises à une composante unique et même que les composantes individuelles doivent être considérées comme différentes de la composante moyenne. Ceci est visible aussi sur les diagrammes de 12 et 6 mois contenus dans la figure 4.

Il ressort en effet de la distribution des couples « amplitude-phase » de la composante annuelle que certaines stations se démarquent des autres. Le maximum de leur composante annuelle se situe au début du mois de janvier alors qu'il se situe au début du mois de février dans la plupart des stations. Ces stations anormales sont Mibirizi (1), Cyangugu (2), Kirambo (3), Gisenyi (4) et, dans une moindre mesure, Mubuga (5) sur les bords du lac Kivu et Kagitumba (6) dans le nord du pays. Il s'agit de stations situées dans des zones moins bien corrélées avec l'ensemble du pays (cf. chapitre I) pour ce qui est des totaux pluviométriques annuels.

La composante semi-annuelle est beaucoup moins dispersée que l'annuelle, ce qui explique d'ailleurs que la statistique X_2 soit moins élevée (cf. tableau 4). Toutes les composantes individuelles présentent leurs maxima au début des mois d'avril et octobre, c'est-à-dire juste après les équinoxes, et leurs minima en janvier (petite saison sèche) et en juillet.

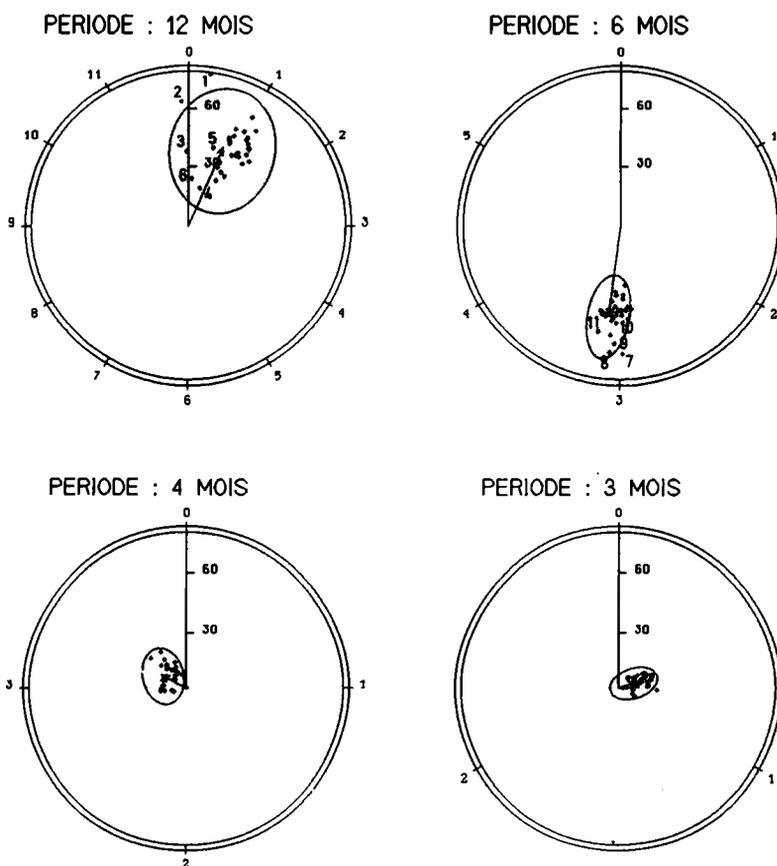


FIG. 4. — Diagrammes « amplitude-phase » de la composante pluviométrique de période annuelle et de ses harmoniques (les zones ombrées représentent les ellipses de prédiction de 95 %, les flèches indiquent la composante moyenne, et les échelles radiales sont exprimées en mm par mois).

Notons aussi que l'amplitude de la composante semi-annuelle est plus grande à Byumba (7), Rwaza (8), Ruhengeri (9), Rwankeri (10) et Muramba (11). Elle correspond à une diminution plus franche des précipitations pendant la petite saison sèche. Ceci peut être associé au fait que ces stations, situées dans les régions montagneuses du nord du pays, sont davantage exposées au renforcement de l'anticyclone centré sur le Sahara à cette époque de l'année.

En bref, on constate que les séries qui s'étaient singularisées au niveau des totaux annuels lors de l'analyse de l'homogénéité spatiale

(chapitre I) se démarquent à nouveau mais, cette fois, au niveau du régime pluviométrique annuel.

IV.2.2. Composantes pluriannuelles

Plus proches de notre propos dans le cadre de cette étude, les périodicités pluriannuelles permettent d'entrevoir la possibilité de prédire les précipitations.

La figure 5 reprend les diagrammes des différentes périodes retenues.

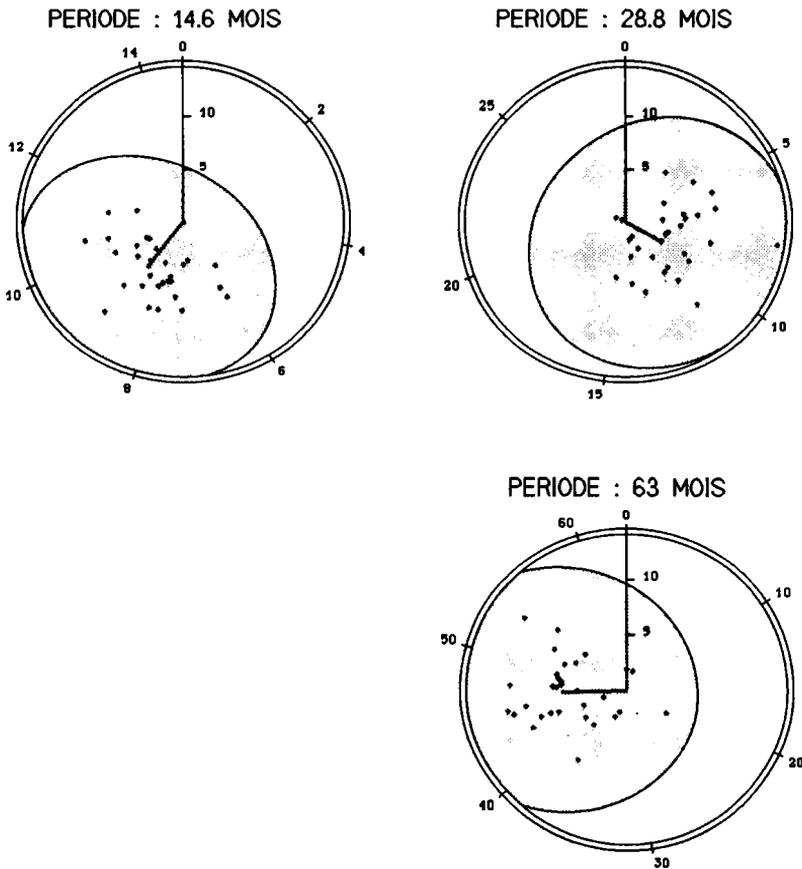


FIG. 5. — Diagrammes « amplitude-phase » des composantes pluviométriques de périodes pluriannuelles (les zones ombrées représentent les ellipses de prédiction de 95%, les flèches indiquent la composante moyenne, et les échelles radiales sont exprimées en mm par mois).

a) Composante de période quasi biennale

L'appellation générale de période quasi biennale a trait à des oscillations dont la période moyenne est proche de deux ans. Il s'agit dans notre cas de la période de 28,8 mois et de son harmonique supposée de 14,6 mois.

Comme les statistiques X_2 correspondant à ces deux périodicités ne dépassent pas le seuil de signification adopté, les composantes moyennes peuvent être considérées comme étant représentatives de la population.

Les amplitudes moyennes de la composante fondamentale et de son harmonique sont relativement réduites, à savoir respectivement 3,47 mm/mois et 5,20 mm/mois. Cependant, c'est en intégrant ces composantes sur une période d'un an que l'on peut apprécier leur influence sur le régime moyen annuel. En faisant glisser les bornes d'intégration de mois en mois, l'intégrale sur 12 mois prend une série de valeurs dont la plus grande donne une idée de l'effet maximum de la composante cyclique quasi biennale. Ainsi, on constate qu'elle peut engendrer une variation de près de 43,5 mm d'eau par rapport à la moyenne annuelle.

Comme la période de 28,8 mois n'est pas un multiple de 12 mois, pas plus d'ailleurs que son harmonique, l'action de la composante cyclique considérée n'est forcément pas toujours nette puisqu'elle ne coïncide que de loin en loin avec l'année civile ou hydrologique. Autrement dit, si elle peut parfois influencer les précipitations d'une année donnée, ses effets se répartissent le plus souvent sur deux années successives dans des proportions diverses.

b) Composante de période de 63 mois

L'oscillation de 63 mois est la seule période réellement longue détectée dans les spectres moyens qui ait une probabilité élevée d'exister. La composante moyenne est à nouveau représentative au niveau de la population.

En intégrant son influence sur une année, on constate que la composante cyclique de 63 mois peut engendrer une variation par rapport aux moyennes annuelles pouvant atteindre 65,2 mm d'eau. Elle a donc une influence prépondérante sur la modulation des totaux annuels. Toutefois, ses effets interfèrent avec ceux provoqués par l'oscillation quasi biennale, ce qui rend sa présence moins évidente.

En définitive, à l'issue de cette analyse globale des composantes cycliques, il semble que les principales variations pluriannuelles se manifestent de la même façon sur tout le territoire. Les précipitations au

Rwanda sont donc caractérisées par un ensemble de fluctuations pluriannuelles (quasi biennale et 63 mois) qui se superposent au cycle annuel et aux variations aléatoires qui, il ne faut pas l'oublier, interviennent pour près de la moitié de la variance observée. Les effets cumulés des diverses fluctuations moyennes pluriannuelles peuvent atteindre 106 mm d'eau par an, quantité qui peut selon le cas accroître ou diminuer les totaux pluviométriques annuels.

IV.3. PRÉVISION QUANTITATIVE DES PRÉCIPITATIONS - PROBLÉMATIQUE

Bien que l'existence de fluctuations pluriannuelles sur l'ensemble du territoire soit fondée, il serait fallacieux de tenter des prédictions au stade actuel de nos connaissances.

La composante annuelle et ses harmoniques sont liées au déplacement de la Terre sur son orbite. Les fréquences correspondantes sont donc connues avec précision. Par contre, pour les composantes cycliques pluriannuelles, on ne peut se raccrocher jusqu'à présent à aucun modèle physique pour confirmer ou préciser les fréquences associées. Il convient d'être attentif au fait que les valeurs trouvées ne sont que des estimations des valeurs réelles. Ainsi, le fait d'assimiler la période de 14,6 mois à l'harmonique de la période de 28,8 mois présente le risque d'associer deux phénomènes indépendants. Il n'est en effet pas exclu que la période de 14,6 mois soit liée à la nutation de l'axe de rotation de la Terre (FLEER 1981) plutôt qu'aux oscillations quasi biennales.

De plus, on est en droit de se demander s'il s'agit bien de phénomènes qui, à proprement parler, soient périodiques? Effectivement, lorsqu'on examine comment les variations cycliques pluriannuelles se comportent au cours du temps, on constate qu'il ne s'agit pas vraiment de phénomènes périodiques mais quasi périodiques. La caractéristique essentielle de ces phénomènes quasi cycliques est que leur période varie par rapport à la période moyenne établie sur toute la période d'observation.

À titre d'illustration, nous avons reproduit à la figure 6, et pour la station de Kigali, les spectres calculés sur trois périodes de vingt ans décalées de quinze en quinze ans ainsi que le spectre de la série tout entière. Il est clair que pour la composante cyclique la plus importante, dont la période est de 64 mois ou 5 ans 4 mois, les spectres partiels n'indiquent pas la même période.

Celle-ci passe d'une sous-période d'observation à l'autre de 59,4 mois à 65 mois. Ces changements s'accompagnent de modifications dans l'importance des pics et la part de la variance expliquée par cette fréquence fluctue entre une quinzaine et une cinquantaine de pour-cent.

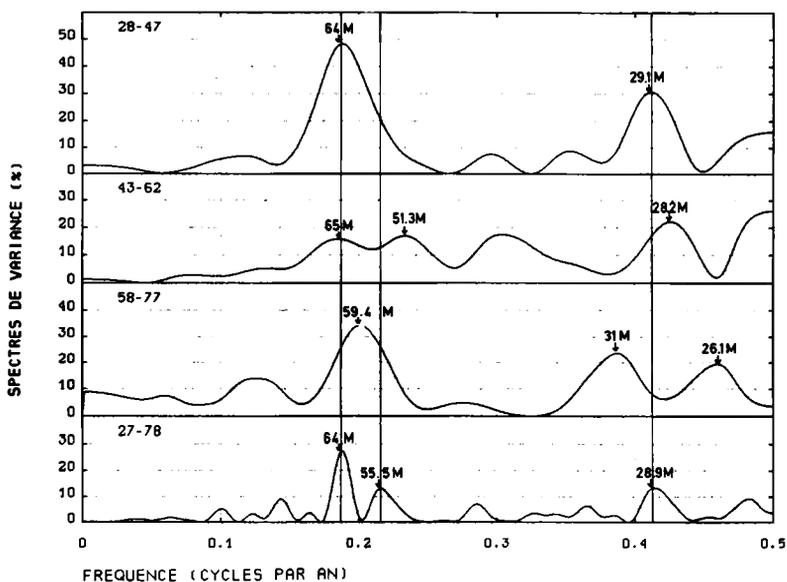


FIG. 6. — Spectres de variance (%) de la série de Kigali établis sur différentes sous-périodes (1928-1947, 1943-1962 et 1958-1977) et sur toute la période d'observation (1927-1978).

La période quasi biennale fluctue aussi et devient même difficile à identifier durant les derniers vingt ans. À noter que dans le cas de la série de Kigali, la période pluriannuelle la plus importante est de 64 mois et non 63 comme celle déterminée dans le spectre moyen.

Des quasi-périodicités similaires à celles observées dans les précipitations au Rwanda ont déjà été mises en évidence dans d'autres régions africaines comme le Sahel (EL-SAYED & LANDSBERG 1973, LANDSBERG 1975, BAH 1981), l'Afrique de l'Est (RHODE & VIRJI 1976) et l'Afrique du Sud (TYSON *et al.* 1975). Ces quasi-périodicités sont aussi présentes sur d'autres continents comme l'Inde (MOOLEY & PARTHASARATHY 1984) et l'Amérique du Nord (VINES 1982, 1984). D'une manière générale, elles se manifestent sur l'ensemble de la zone tropicale (FLEER 1981).

D'autres études ont montré que des quasi-périodicités se manifestent aussi dans certaines variables météorologiques autres que les précipitations. Ainsi la présence d'oscillations quasi biennales semble généralement admise dans des variables aussi diverses que le vent zonal à diverses altitudes (p. ex. DARTT & BELMONT 1970, BELMONT *et al.* 1974), que la quantité d'ozone atmosphérique (OLTMANS & LONDON

1982), que l'activité énergétique de la troposphère (MILLER *et al.* 1974), mais aussi dans des indices de circulation atmosphérique au niveau de la mer (TRENBERTH 1980) et dans des variables plus usuelles comme les champs de pression (BRIER 1966, HAMILTON 1983) et de température (SHAH & GODSON 1966, ANGELL & KORSHOVER 1968).

Des oscillations de périodes plus longues nommées « oscillations du Sud » se manifestent dans les déplacements des centres de haute pression sur le Pacifique Sud (TRENBERTH 1976 a et b). Ces oscillations ont une période qui est comprise entre 2 et 6 ans (CHEN 1982) et vont de pair avec des anomalies de température de surface de l'Océan Pacifique (HOREL & WALLACE 1981, ANGELL 1981, NAMIAS & CAYAN 1981). Ces anomalies semblent pouvoir provoquer des modifications importantes de la circulation atmosphérique de Walker et influencer des zones géographiques très éloignées (STOECKENIUS 1981, KESHAVAMURTHY 1982, CHERVIN & DRUYAN 1984, STONE & CHERVIN 1984) et même toucher l'est de l'Afrique (OGALLO 1988).

On cite par ailleurs l'existence de variations quasi triennales dans les relevés de précipitations en Australie (GORDON *et al.* 1982), qui pourraient résulter d'interactions entre les oscillations quasi biennales et les oscillations du Sud.

D'une manière générale, ces différentes oscillations quasi périodiques n'ont pas encore reçu d'explication définitive. Elles sont la plupart du temps mises en rapport avec les interactions océan-atmosphère (BRIER 1978, NICHOLLS 1978, TRENBERTH 1980, CHIU & NEWELL 1983).

D'après une communication verbale du professeur E. Bernard, s'appuyant sur des recherches personnelles non encore publiées, il semble possible que les nombreuses oscillations périodiques observées dans la dynamique atmosphérique puissent trouver leur explication rationnelle comme effets dynamiques des termes de marées gravitationnelles de la Lune et du Soleil.

La mise en évidence de variations quasi périodiques dans notre étude des précipitations au Rwanda s'intègre donc dans un contexte global où les phénomènes observés ont une dimension planétaire et dont l'approche ne peut être envisagée que dans un cadre plus large.

CHAPITRE V

Début, fin et durée de la saison sèche

La saison sèche, appelée *icyi*, s'étend approximativement de juin à août*. L'arrêt systématique des précipitations durant cette saison est un facteur d'aridification dont l'importance est évidente. Dès lors, les questions suivantes sont préoccupantes à divers titres et justifient qu'on s'y arrête dans le cadre de la présente recherche :

1. Les dates de début et de fin de la saison sèche se situent-elles toujours à la même époque ?
2. Les avances et retards des dates de début et de fin de la saison sèche ont-ils un caractère plus ou moins systématique sur l'ensemble du territoire ?
3. Les dates de début et de fin de la saison sèche sont-elles corrélées ?
4. Y a-t-il une tendance à l'allongement ou au raccourcissement de la saison sèche ?
5. Les dates de début et de fin, de même que la durée de la saison sèche manifestent-elles des variations cycliques ? En particulier, les saisons sèches anormalement longues sont-elles récurrentes ?

Pour déterminer sans ambiguïté les dates de début et de fin de la saison sèche, il est nécessaire de s'appuyer sur les valeurs journalières des précipitations. Les séries d'observations journalières d'une sélection de stations ont été analysées (v. tableau 5).

Une période peut être considérée comme sèche lorsque la moyenne des précipitations sur un certain nombre de jours est inférieure ou égale à un seuil donné. Notre choix s'est porté sur une moyenne journalière de 0,3 mm d'eau sur une période de 20 jours, soit un total de 6 mm de pluie en 20 jours. Ce seuil quoique arbitraire correspond pratiquement à une quasi absence de précipitations pendant une période relativement longue. Ce critère s'est révélé le plus approprié pour délimiter de

* La « petite saison sèche », appelée *urugaryi*, et qui se situe en janvier, offre moins d'intérêt parce qu'il ne s'agit que d'une diminution des précipitations et non d'un arrêt total et systématique.

manière nette la grande saison sèche, tout au moins dans une acception restreinte excluant la notion de bilan hydrique. Le début de la saison sèche est le premier jour de la première période glissante de 20 jours qui, au sortir de la saison pluvieuse, ne totalise pas plus de 6 mm de pluie. De même, le premier jour de la saison des pluies est le dernier jour de la première période glissante de 20 jours qui, au sortir de la saison sèche, totalise plus de 6 mm de pluie.

À titre d'exemple, l'évolution des dates de début et de fin de la saison sèche à Zaza est illustrée à la figure 7. On constate que ces dates fluctuent de manière sensible d'une année à l'autre et qu'à première vue ces variables semblent stationnaires dans le temps.

D'une manière générale, nous suivrons la même démarche que dans l'analyse des cotes pluviométriques. Nous examinerons tout d'abord l'homogénéité spatiale des séries correspondant aux dates de début et de fin de la saison sèche. Ensuite, nous étudierons l'évolution au cours du temps de ces deux variables ainsi que de la durée de la saison sèche et, accessoirement, comment les valeurs moyennes de ces trois variables sont distribuées géographiquement. Nous vérifierons enfin si les trois variables caractéristiques — début, fin et durée — sont corrélées entre elles et si elles fluctuent de manière périodique.

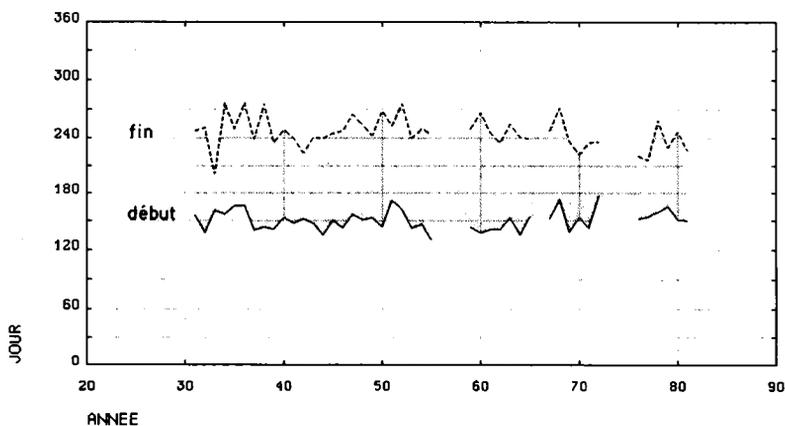


FIG. 7. — Durée de la saison sèche à Zaza (période 1931-1981).

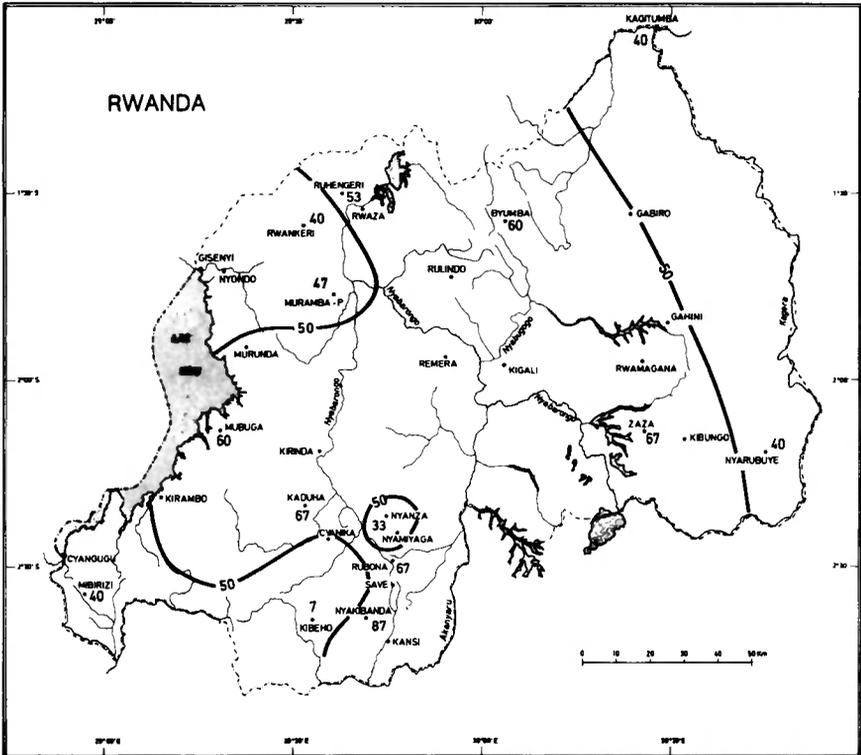


FIG. 8a. — Indicateur local d'homogénéité spatiale h sur les dates de début de la saison sèche.

V.1. HOMOGENÉITÉ SPATIALE DES FLUCTUATIONS DES VARIABLES CARACTÉRISTIQUES DE LA SAISON SÈCHE

Pour vérifier si les variations des dates de début et de fin de la saison sèche sont en concordance plus ou moins étroite sur l'ensemble du territoire, nous analyserons comme précédemment la distribution géographique de l'indicateur local d'homogénéité spatiale h , déduit des coefficients de corrélation de rang de Spearman (cf. chapitre I). Rappelons simplement qu'il s'agit du pourcentage de séries avec lesquelles une série particulière est significativement corrélée. Les figures 8a et 8b représentent les valeurs de l'indice h respectivement pour les dates de début et de fin de la saison sèche.

De prime abord, le début de la saison sèche est un phénomène mieux corrélé que la fin de la saison sèche. On remarque en effet que pour le début de la saison sèche, l'indicateur h est supérieur à 50 pour cent pour la moitié des stations, c'est-à-dire que les fluctuations qui y sont observées sont significativement corrélées avec celles mesurées dans plus de la moitié des stations.

Au contraire, pour les dates de fin de la saison sèche, l'indicateur h reste inférieur à 25 pour cent pour les deux tiers des séries étudiées, traduisant la faible homogénéité géographique des fluctuations de cette variable.

Les avances et retards dans l'apparition de la saison sèche se manifestent de manière plus ou moins systématique sur l'ensemble du pays. Cette cohérence est en rapport avec la nette intensification de courants secs de sud-est par suite du renforcement de l'anticyclone sud-africain, courants qui empêchent le développement des nuages et provoquent l'arrêt presque total des précipitations (BULTOT 1971b). Au contraire, la reprise des pluies est davantage tributaire d'effets locaux agissant sur la réapparition progressive des nuages de convection.

V.2. ÉVOLUTION DES VARIABLES CARACTÉRISTIQUES DE LA SAISON SÈCHE - STATIONNARITÉ DU PHÉNOMÈNE

L'étude de la tendance par une régression linéaire par rapport au temps des trois variables — début, fin et durée — caractérisant la saison sèche ne permet pas de mettre en évidence une évolution de la saison sèche sur la période d'observation. C'est ce qui ressort des résultats des régressions linéaires consignés au tableau 5. On constate en effet qu'à quelques exceptions près, les valeurs de la statistique v servant à

tester le caractère significatif de la pente (β) de la droite de régression restent inférieures en valeur absolue au seuil de signification au niveau de probabilité 0,05 donné par le fractile $t_{0,05}$ de la loi de Student avec $n-2$ degrés de liberté, n étant le nombre d'années pour lesquelles des données existent.

Vu l'absence d'évolution dans les trois variables caractérisant l'icyi, on peut conclure que la saison sèche constitue un phénomène stationnaire.

Tableau 5

Test de tendance sur les variables caractéristiques de la saison sèche.

Valeurs de la pente des droites de régression linéaire entre les différentes variables caractérisant la saison sèche et le temps (β), des statistiques ν et de leur seuil de signification $t_{0,05}$ au niveau de probabilité 0,05.

| Stations | Période d'observation | Début de saison | | Fin de saison | | Durée | | Seuil $t_{0,05}$ |
|------------|-----------------------|-----------------|-------|---------------|-------|---------|-------|------------------|
| | | β | ν | β | ν | β | ν | |
| Byumba | 1944-1973 | -0,35 | -1,02 | 0,14 | 0,44 | 0,49 | 1,10 | 2,05 |
| Cyanika | 1936-1981 | 0,06 | 0,31 | 0,00 | 0,02 | -0,05 | -0,25 | 2,02 |
| Kaduha | 1951-1981 | 0,24 | 0,57 | -1,07 | -3,30 | -0,86 | -1,63 | 2,07 |
| Kagitumba | 1940-1982 | 0,34 | 1,34 | 0,55 | 2,01 | 0,21 | 0,50 | 2,06 |
| Kibeho | 1951-1982 | -0,20 | -0,42 | 0,17 | 0,50 | 0,36 | 0,67 | 2,11 |
| Mibirizi | 1944-1981 | 0,25 | 0,91 | -0,10 | -0,56 | -0,35 | -1,30 | 2,04 |
| Mubuga | 1944-1982 | 0,37 | 1,35 | 0,24 | 0,93 | -0,13 | -0,35 | 2,04 |
| Muramba-P. | 1944-1982 | 0,37 | 1,26 | -0,05 | -0,16 | -0,41 | -1,06 | 2,08 |
| Nyakibanda | 1937-1981 | 0,14 | 0,73 | -0,26 | -1,57 | -0,40 | -1,76 | 2,03 |
| Nyanza | 1930-1960 | -0,40 | -1,29 | 0,38 | 1,24 | 0,78 | 1,93 | 2,06 |
| Nyarubuye | 1943-1981 | 0,20 | 1,11 | -0,81 | -1,98 | -1,02 | -2,44 | 2,04 |
| Rubona | 1958-1981 | 0,65 | 1,56 | -0,23 | -0,74 | -0,88 | -1,57 | 2,07 |
| Ruhengeri | 1952-1982 | 0,45 | 1,10 | -0,51 | -1,21 | -0,96 | -1,83 | 2,05 |
| Rwankeri | 1944-1982 | -0,44 | -1,40 | -0,13 | -0,46 | 0,31 | 0,63 | 2,06 |
| Zaza | 1930-1982 | 0,07 | 0,61 | -0,29 | -1,76 | -0,36 | -1,93 | 2,02 |

V.3. DATES MOYENNES ET INTERVALLES DE VARIATION

Les séries des différentes variables caractérisant la saison sèche étant stationnaires, il est permis d'estimer pour chacune d'elles la moyenne et l'écart-type sur la totalité de la série. Il est possible d'améliorer les estimations de ces deux paramètres en adoptant comme station de référence la station de Nyakibanda qui possède des séries totalisant 45 ans d'observations allant de 1937 à 1981. Ce faisant, les valeurs obtenues pour la moyenne et l'écart-type peuvent être considérées comme se rapportant à une période unique. Elles sont rassemblées au tableau 6.

Tableau 6
Variables caractéristiques de la saison sèche -
Moyennes et écarts-types (période 1937-1981).

| Stations | Dates de début | | Dates de fin | | Durée (J) | |
|---|----------------|----------------|--------------|----------------|-----------|------------|
| | Moyenne | Écart-type (J) | Moyenne | Écart-type (J) | Moyenne | Écart-type |
| <i>Bord du lac Kivu</i> | | | | | | |
| Mibirizi | 6/6 | 19 | 28/8 | 13 | 84 | 18 |
| Mubuga | 10/6 | 18 | 16/8 | 18 | 68 | 25 |
| <i>Hautes terres du nord</i> | | | | | | |
| Byumba | 7/6 | 18 | 18/8 | 16 | 73 | 23 |
| Muramba-P. | 9/6 | 20 | 18/8 | 18 | 71 | 26 |
| Ruhengeri | 14/6 | 18 | 8/8 | 21 | 56 | 26 |
| Rwankeri | 13/6 | 19 | 14/8 | 17 | 63 | 30 |
| <i>Plateau central</i> | | | | | | |
| Cyanika | 2/6 | 16 | 28/8 | 15 | 88 | 18 |
| Kibeho | 5/6 | 21 | 30/8 | 15 | 87 | 24 |
| Nyakibanda | 1/6 | 16 | 27/8 | 14 | 88 | 20 |
| Nyanza | 3/6 | 16 | 27/8 | 13 | 86 | 19 |
| Rubona | 2/6 | 13 | 27/8 | 12 | 87 | 20 |
| Kaduha | 9/6 | 18 | 26/8 | 16 | 79 | 22 |
| <i>Plateaux et savanes de l'est et du sud</i> | | | | | | |
| Kagitumba | 29/5 | 17 | 27/8 | 19 | 91 | 27 |
| Nyarubuye | 22/5 | 12 | 14/9 | 29 | 116 | 31 |
| Zaza | 30/5 | 12 | 2/9 | 16 | 96 | 19 |

En moyenne, l'*icyi* apparaît dans l'est du pays pendant la dernière décade du mois de mai et se propage vers l'ouest. Elle gagne l'ensemble du pays aux environs de la mi-juin, c'est-à-dire après une vingtaine de jours. Quant à la reprise des pluies, elle se manifeste dès la première décade d'août dans les zones montagneuses du pays. Elle se propage lentement vers l'est et gagne ainsi l'ensemble du pays vers la mi-septembre.

Du tableau 6, il ressort que la durée moyenne de l'*icyi* varie considérablement lorsqu'on se déplace d'ouest en est, d'environ deux mois (56 jours en moyenne à Ruhengeri) à près de quatre mois (116 jours à Nyarubuye). Ces résultats confirment globalement la validité des cartes établies par BULTOT (1971a) bien que celles-ci soient basées sur un autre critère pour délimiter la saison sèche, à savoir le critère étendu ou non des dernières et premières pluies de la saison pluvieuse observées chaque année dans les divers postes d'observation.

Quant à l'écart-type de la durée, il est compris entre 18 et 31 jours ; sa moyenne est de 23 jours. Un écart-type moyen aussi grand signifie que la durée de la saison sèche est très variable. Ainsi qu'on a pu le vérifier au moyen du test de D'Agostino, la durée de la saison sèche a une distribution normale. Il est aisé dès lors d'en déduire qu'en moyenne tous les dix ans, la durée s'écarte de sa valeur moyenne de plus de $\sigma \times 1,28$ jours, soit de 29 jours.

V.4. CORRÉLATION ENTRE LES VARIABLES CARACTÉRISTIQUES DE LA SAISON SÈCHE

Comme trois variables différentes — début, fin et durée — sont nécessaires pour caractériser la saison sèche, examinons à présent dans quelle mesure elles sont indépendantes ou non. À cet effet, calculons les coefficients de corrélation de rang de Spearman r_s entre ces trois variables pour l'ensemble des stations. Ces résultats sont repris au tableau 7 ainsi que les valeurs de la variable t (SIEGEL 1956) permettant de tester le caractère significatif des coefficients de corrélation et $t_{0,05}$ leur seuil de signification au niveau de probabilité 0,05.

On constate qu'hormis quelques exceptions, les valeurs de la variable t correspondant aux coefficients de corrélation entre la durée de la saison sèche d'une part, et ses dates de début et de fin d'autre part, sont supérieures en valeur absolue au seuil $t_{0,05}$. Plus précisément, durée et début sont corrélés négativement ; durée et fin positivement. En d'autres termes, une longue saison sèche commence tôt ou finit tard ; une courte commence tard ou finit tôt. Moins triviale, l'absence de corrélation entre les dates de début et de fin de l'*icyi* reflète l'indépendance des dates initiale et finale de cette saison et l'impossibilité de prédire l'époque de la reprise des pluies en fonction du moment où la saison sèche a commencé.

Tableau 7
Coefficients de corrélation de rang de Spearman r_s entre les variables caractéristiques de la saison sèche -
Valeurs de la statistique t du test de signification et seuils de signification $t_{0,05}$ au niveau de probabilité 0,05.

| Stations | Corrélation début-fin | | Corrélation début-durée | | Corrélation fin-durée | | Seuil de signification $t_{0,05}$ |
|------------|-----------------------|-------|-------------------------|-------|-----------------------|-------|-----------------------------------|
| | r_s | t | r_s | t | r_s | t | |
| Byumba | -0,02 | -0,09 | -0,65 | -4,46 | 0,63 | 4,21 | 2,05 |
| Cyanika | -0,23 | -1,28 | -0,51 | -3,68 | 0,27 | 1,45 | 2,56 |
| Kaduha | 0,08 | 0,37 | -0,59 | -3,36 | 0,54 | 3,00 | 2,08 |
| Kagitumba | -0,07 | -0,37 | -0,61 | -3,90 | 0,78 | 6,42 | 2,07 |
| Kibehe | -0,05 | -0,18 | -0,73 | -4,44 | 0,59 | 2,99 | 2,11 |
| Mibirizi | 0,02 | 0,14 | -0,81 | -7,90 | 0,44 | 2,80 | 2,04 |
| Mubuga | -0,06 | -0,37 | -0,72 | -5,81 | 0,66 | 5,03 | 2,04 |
| Muramba-P. | 0,08 | 0,36 | -0,66 | -4,07 | 0,59 | 3,38 | 2,08 |
| Nyakibanda | 0,08 | 0,45 | 0,33 | 1,96 | 0,61 | 4,64 | 2,04 |
| Nyanza | 0,10 | 0,51 | -0,63 | -4,20 | 0,65 | 4,40 | 2,06 |
| Nyarubuye | 0,15 | 0,86 | -0,28 | -1,67 | 0,87 | 10,29 | 2,04 |
| Rubona | -0,34 | -1,68 | -0,86 | -7,83 | 0,67 | 4,29 | 2,07 |
| Ruhengeri | 0,05 | 0,28 | -0,59 | -3,81 | 0,65 | 4,38 | 2,05 |
| Rwankeri | -0,30 | -1,58 | -0,69 | -4,80 | 0,78 | 6,30 | 2,06 |
| Zaza | 0,16 | 1,06 | -0,43 | -3,10 | 0,76 | 7,50 | 2,02 |

V.5. VARIATIONS PÉRIODIQUES DES VARIABLES CARACTÉRISTIQUES DE LA SAISON SÈCHE - CARACTÈRE APÉRIODIQUE DU PHÉNOMÈNE

Pour terminer l'étude de la saison sèche, examinons si l'une ou l'autre des trois variables caractérisant la saison sèche fluctue de façon périodique. À cet effet, les spectres de variance moyens relatifs à chaque variable ont été établis ; ils font l'objet de la figure 9. Les différents pics sont identifiés et leurs fréquences correspondantes converties en périodes exprimées en années. On constate qu'en général les pics ne sont pas situés exactement aux mêmes fréquences sur les trois spectres moyens.

On retiendra provisoirement les périodes suivantes :

- Pour la date de début : 2,1 ; 2,3 ; 2,9 ; 4,2 ; 5,5 ; 7,6 ; 13,0 et 28,6 ans ;
- Pour la date de fin : 2,3 ; 2,6 ; 2,8 ; 3,6 ; 5,3 ; 6,7 ; 10,0 et 15,2 ans ;
- Pour la durée de la saison sèche : 2,1 ; 2,3 ; 2,4 ; 2,9 ; 4,6 ; 7,5 ; 15,4 et 35,3 ans.

Ces périodes sont utilisées pour construire les modèles trigonométriques de chaque série. Le tableau 8 reprend pour chaque variable l'amplitude et la phase de la composante moyenne de chacune des périodes recensées. L'étude statistique de ces différentes composantes périodiques a montré qu'aucune d'entre elles n'était significativement non nulle.

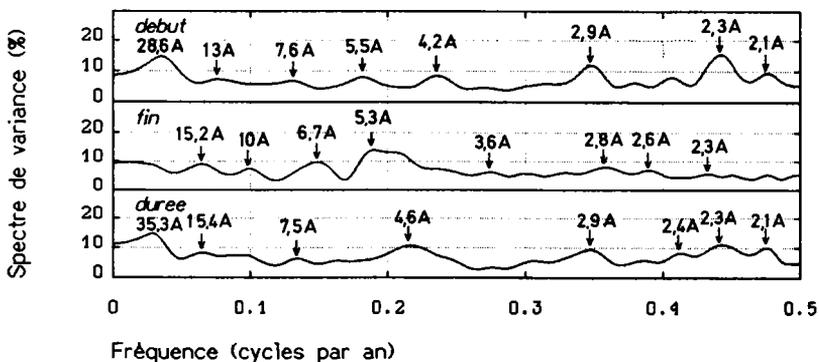


FIG. 9. — Spectres de variance moyens (%) des séries caractéristiques de la saison sèche [les fréquences correspondant aux pics identifiés sont converties en périodes exprimées en années (A)].

Tableau 8

Étude globale des composantes cycliques
des variables caractéristiques de la saison sèche.

Valeurs moyennes, pour l'ensemble des séries, de l'amplitude et de la phase.

| <u>Début</u> Période (en années) | Amplitude moyenne (jours/an) | Phase moyenne (degrés) |
|--|------------------------------------|------------------------------|
| 2,1 | 2,0 | 323,7 |
| 2,3 | 3,4 | 241,4 |
| 2,9 | 5,9 | 289,5 |
| 4,2 | 1,9 | 105,5 |
| 5,5 | 4,5 | 16,6 |
| 7,6 | 2,2 | 121,3 |
| 13,0 | 1,4 | 176,8 |
| 28,6 | 6,0 | 170,1 |

| <u>Fin</u> Période (en années) | Amplitude moyenne (jours/an) | Phase moyenne (degrés) |
|--------------------------------------|------------------------------------|------------------------------|
| 2,3 | 1,7 | 123,4 |
| 2,6 | 2,1 | 269,7 |
| 2,8 | 2,2 | 89,0 |
| 3,6 | 3,1 | 169,3 |
| 5,3 | 4,8 | 281,3 |
| 6,7 | 3,5 | 211,2 |
| 10,0 | 1,9 | 86,6 |
| 15,7 | 2,1 | 173,3 |

| <u>Durée</u> Période (en années) | Amplitude moyenne (jours/an) | Phase moyenne (degrés) |
|--|------------------------------------|------------------------------|
| 2,1 | 5,7 | 117,9 |
| 2,3 | 2,7 | 21,4 |
| 2,4 | 7,3 | 49,5 |
| 2,9 | 6,8 | 130,4 |
| 4,6 | 2,5 | 191,0 |
| 7,5 | 3,3 | 289,0 |
| 15,4 | 4,1 | 211,8 |
| 35,3 | 4,3 | 71,6 |

En définitive, et pour répondre aux différentes questions initialement posées, la saison sèche allant approximativement de juin à août constitue un phénomène stationnaire dont la durée est comprise entre deux et quatre mois selon les régions. Les fluctuations des dates de début de la saison sèche sont en relativement bonne concordance d'un point à l'autre du territoire, tandis que la reprise des pluies est principalement tributaire d'effets locaux. Les dates de début et de fin de la saison sèche sont indépendantes l'une de l'autre. Enfin, les fluctuations des trois variables — début, fin et durée — caractérisant la saison sèche ne présentent pas de variations cycliques.

CONCLUSIONS

De l'analyse statistique des longues séries de totaux pluviométriques mensuels et journaliers, il ressort essentiellement que :

- 1) Les précipitations n'ont pas subi de diminution progressive depuis le début du siècle ; les séries d'observations peuvent être considérées d'une manière générale comme stationnaires. Les moyennes établies sur de longues périodes confirment globalement la validité des cartes pluviométriques dressées par BULTOT (1971a). La pluviométrie annuelle moyenne varie d'environ 800 à 1500 mm selon la région.
- 2) Les précipitations accusent des variations cycliques pluriannuelles, de période quasi biennale (28,8 mois) et de période égale à 5 ans 3 mois. Elles se superposent au cycle annuel et à un ensemble de variations aléatoires. La présence de variations cycliques similaires dans d'autres variables météorologiques nous incite à envisager l'existence de phénomènes physiques globaux communs.
- 3) Les effets cumulés des variations cycliques pluriannuelles moyennes peuvent atteindre près de 106 mm d'eau sur un intervalle d'un an, soit près de 10 pour cent du total pluviométrique annuel moyen. Toutefois, la période du phénomène s'étalant sur un nombre fractionnaire d'années, ses effets se répercutent généralement sur plusieurs années hydrologiques consécutives, et forcément dans des proportions diverses. Les variations cycliques, tout en accroissant ou diminuant les totaux pluviométriques, ne sont donc pas directement apparentes sur un graphique d'évolution des précipitations.
- 4) Les variations pluriannuelles ne sont pas purement périodiques, les périodes n'étant pas rigoureusement constantes au cours du temps. Il n'est pas possible dès lors d'effectuer une prévision quantitative valable des pluies dans l'état actuel de nos connaissances.
- 5) Les variables caractéristiques de la saison sèche — début, fin et durée — n'ont pas subi d'évolution au cours du temps ; la saison sèche constitue donc un phénomène stationnaire. Leurs valeurs moyennes établies sur de longues périodes confirment globalement la validité des cartes de la saison sèche dressées par BULTOT (1971a). La durée moyenne de la saison sèche varie d'environ deux à quatre

mois selon la région. Les fluctuations des dates de début de la saison sèche sont en relativement bonne concordance d'un point à l'autre du pays tandis que la reprise des précipitations est forcément tributaire d'effets locaux. Les dates de début et de fin de saison sèche sont indépendantes. Enfin, les fluctuations des trois variables caractéristiques de la saison sèche ne présentent pas de variations périodiques.

Pour approfondir cette étude de la variabilité des précipitations, il serait nécessaire d'en étendre le cadre à l'Afrique équatoriale voire à la zone tropicale entière. Peut-être alors serait-il possible de percevoir le déterminisme du phénomène et, par delà, de prévoir les sécheresses souvent catastrophiques dans certaines régions.

ANNEXE

STATIONS PLUVIOMÉTRIQUES DE RÉFÉRENCE

| Stations | Lat. S | Long. E | Altitude (m) | N° de code |
|------------------|--------|---------|--------------|------------|
| Byumba | 1° 36' | 30° 03' | 2235 | 71 003 |
| Cyangugu | 2° 29' | 28° 53' | 1525 | 71 040 |
| Cyanika | 2° 24' | 29° 35' | 1950 | 71 005 |
| Gabiro | 1° 34' | 30° 24' | 1472 | 71 066 |
| Gahini | 1° 51' | 30° 30' | 1950 | 71 007 |
| Gisenyi | 1° 40' | 29° 15' | 1460 | 71 021 |
| Kaduha | 2° 14' | 29° 32' | 1900 | 71 049 |
| Kagitumba | 1° 03' | 30° 27' | 1280 | 71 044 |
| Kansi | 2° 42' | 29° 45' | 1670 | 71 014 |
| Kibeho | 2° 39' | 29° 33' | 1940 | 71 016 |
| Kibungo | 2° 10' | 30° 32' | 1680 | 71 017 |
| Kigali | 1° 57' | 30° 04' | 1550 | 71 018 |
| Kirambo | 2° 18' | 29° 11' | 1465 | 71 019 |
| Kirinda | 2° 11' | 29° 34' | 1650 | 71 020 |
| Mibirizi | 2° 34' | 28° 57' | 1750 | 71 024 |
| Mubuga | 2° 10' | 29° 19' | 1650 | 71 025 |
| Muramba-Paroisse | 1° 46' | 29° 37' | 1950 | 71 026 |
| Murunda | 1° 54' | 29° 22' | 1875 | 71 082 |
| Nyakibanda | 2° 39' | 29° 42' | 1750 | 71 029 |
| Nyamiyaga | 2° 24' | 29° 47' | 1800 | 71 041 |
| Nyanza | 2° 21' | 29° 45' | 1800 | 71 031 |
| Nyarubuye | 2° 12' | 30° 45' | 1750 | 71 045 |
| Nyondo | 1° 42' | 29° 19' | 1890 | 71 028 |
| Remera | 1° 56' | 29° 54' | 1900 | 71 009 |
| Rubona | 2° 29' | 29° 46' | 1706 | 71 033 |
| Ruhengeri | 1° 30' | 29° 38' | 1800 | 71 034 |
| Rulindo | 1° 43' | 29° 55' | 1800 | 71 035 |
| Rwamagana | 1° 57' | 30° 25' | 1550 | 71 036 |
| Rwankeri | 1° 35' | 29° 32' | 2250 | 71 038 |
| Rwaza | 1° 32' | 29° 41' | 1800 | 71 037 |
| Save | 2° 33' | 29° 46' | 1725 | 71 010 |
| Zaza | 2° 08' | 30° 25' | 1500 | 71 042 |

RÉFÉRENCES

- ANGELL, J.K. & KORSHOVER, J. 1968. Additional evidence for quasi-biennial variations in tropospheric parameters. — *Mon. Weath. Rev.*, **96** : 778-784.
- ANGELL, J.K. 1981. Comparison of variations in atmospheric quantities with sea surface temperature variations in the equatorial eastern Pacific. — *Mon. Weath. Rev.*, **109** : 230-243.
- BAH, A. 1981. SST anomalies in the Gulf of Guinea associated with variations of the precipitations in the Sahel region. — Author's manuscript.
- BELMONT, A.D., DARTT, D.G. & NASTROM, G.D. 1974. Periodic variations in stratospheric zonal wind from 20 to 65 km, at 80°N to 70°S. — *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **100** : 203-211.
- BRANDT, S. 1976. Statistical and Computational Methods in Data Analysis. — North-Holland Pub. Cy., Amsterdam.
- BRIER, G.W. 1966. Evidence for a longer period tidal oscillation in the tropical atmosphere. — *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **92** : 284-289.
- BRIER, G.W. 1978. The quasi-biennial oscillation and feedback processes in the atmosphere-ocean-earth system. — *Mon. Weath. Rev.*, **106** : 939-946.
- BULTOT, F. 1971a. Atlas climatique du bassin congolais, vol. **I**, **II** (1971); 1972. vol. **III**; 1977. Atlas climatique du bassin zaïrois, vol. **IV** (1977). — Publications INEAC (hors-série), Bruxelles.
- BULTOT, F. 1971b. Rwanda and Burundi. — In: LANDSBERG, H.E. & GRIFFITHS, J.F. (Eds.). World Survey of Climatology, Vol. **10**, Climates of Africa. Elsevier Publ. Cy, Amsterdam, pp. 349-368.
- CHEN, W.Y. 1982. Assessment of southern oscillation sea-level pressure indices. — *Mon. Weath. Rev.*, **110** : 800-807.
- CHERVIN, R.M. & DRUYAN, L.M. 1984. The influence of ocean surface temperature gradient and continentality on the Walker circulation. Part I : Prescribed tropical changes. — *Mon. Weath. Rev.*, **112** : 1510-1523.
- CHIU, L.S. & NEWELL, R.E. 1983. Variations of zonal mean sea surface temperature and large-scale air-sea interaction. — *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **109** : 153-168.
- DARTT, D.G. & BELMONT, A.D. 1970. A global analysis of the variability of the quasi-biennial oscillations. — *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **96** : 186-194.
- DE MEYER, F. 1975. The sampling of a continuous function. — Institut royal météorologique de Belgique, Miscellanea, Série C, **12**, Bruxelles.
- DE MEYER, F. 1980. A study of various harmonic analysis methods for earth tides observations. — *Bull. Inf. Mar. Terr.*, Observatoire royal de Belgique, **83** : 5187-5235.
- DIEM, K. & LENTNER, C. 1978. Tables scientifiques. — *Documenta Geigy*. Ciba-Geigy S.A., Bâle.

- DRAPER, N. & SMITH, H. 1966. *Applied Regression Analysis*. — John Wiley & Sons, New York.
- EL-SAYED, H. & LANDSBERG, H.E. 1973. *Spectral Analysis of the Rainfall in Dakar (Senegal): An Illustration of the Method of Direct Estimation of Spectral Density using Fast Fourier Transforms*. — *Inst. Fluid Dyn. and Appl. Math.*, Technical Note BN 776, Univ. of Maryland.
- FLEER, H. 1981. *Large-Scale Tropical Rainfall Anomalies*. — *Bonner Meteorol. Abh.*, Heft 26.
- GELLENS, D. & MEULENBERGHS, F. 1987a. Bilan hydrique et données hydrologiques pour la conception de projets. Bassin versant de la Mukungwa. Bief Rwaza-Ngaru (régime naturel). — Rapport technique n° 3, Projet «Hydrorwanda», Contrat AGCD/IRM, réf. 1098200, 177 pp.
- GELLENS, D. & MEULENBERGHS, F. 1987b. Bilan hydrique et données hydrologiques pour la conception de projets. Bassin versant de la Nyabugogo ç Kigali et sous-bassin aval compris entre le lac Muhazi et Kigali. — Rapport technique n° 4, Projet «Hydrorwanda», Contrat AGCD/IRM, réf. 1098200, 154 pp.
- GELLENS, D. & MEULENBERGHS, F. 1987b. Bilan hydrique et données hydrologiques pour la conception de projets. Bassin versant de la Mwogo à l'ouest de Nyabisindu (régime naturel). — Mémoire couronné par l'Académie royale des Sciences d'Outre-Mer. Bruxelles, 195 pp.
- GÉOMINES-SOMIRWA 1981. Évolution entre 1958 et 1979 du couvert forestier et du débit des sources dans certaines régions du Rwanda. — Géomines/AIDR-Rwanda, Bruxelles.
- GORDON, A.H., BYRON-SCOTT, R.A.D. & BYE, J.A.T. 1982. A note on QBO-SO interaction, the quasi-triennial oscillation, and the sunspot cycle. — *J. Atmos. Sci.*, **39** : 2083-2087.
- HAMILTON, K. 1983. Quasi-biennial and other long-period variations in the solar semidiurnal barometric oscillation : observations, theory and possible application to the problem of monitoring changes in global ozone. — *J. Atmos. Sci.*, **40** : 2432-2443.
- HOREL, J.D. & WALLACE, J.M. 1981. Planetary-scale atmospheric phenomena associated with the southern oscillation. — *Mon. Weath. Rev.*, **109** : 813-829.
- JENKINS, G.M. & WATTS, D.G. 1968. *Spectral Analysis and its Applications*. — Holden Day, San Francisco.
- KESHAVAMURTY, R.N. 1982. Response of the atmosphere to sea surface temperature anomalies over the equatorial Pacific and the teleconnections of the southern oscillation. — *J. Atmos. Sci.*, **39** : 1241-1259.
- LANDSBERG, H.E. 1975. Sahel drought : change of climate or part of climate ? — *Arch. Met. Geoph. Biokl., Ser. B*, **23** : 193-200.
- MILLER, A.J., ANGELL, J.K. & KORSHOVER, J. 1974. Quasi-biennial oscillations in tropospheric energy. — *Mon. Weath. Rev.*, **102** : 390-393.
- MOOLEY, D.A. & PARTHASARATHY, B. 1984. Fluctuations in all-India summer monsoon rainfall during 1871-1978. — *Climatic Change*, **6** : 287-301.

- NAMIAS, J. & CAYAN, D.R. 1981. Large-scale air-sea interactions and short-period climatic fluctuations. — *Science*, **214** : 869-876.
- NICHOLLS, N. 1978. Air-sea interaction and the quasi-biennial oscillation. — *Mon. Weath. Rev.*, **106** : 1505-1508.
- OLTMANS, S.J. & LONDON, J. 1982. The quasi-biennial oscillation in atmospheric ozone. — *J. Geophys. Res.*, **87** : 8981-8989.
- RHODE, H. & VIRJI, H. 1976. Trends and periodicities in East African rainfall data. — *Mon. Weath. Rev.*, **104** : 307-315.
- SHAH, G.M. & GODSON, W.L. 1966. The 26-month oscillation in zonal wind and temperature. — *J. Atmos. Sci.*, **23** : 786-790.
- SIEGEL, S. 1956. Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences. — McGraw-Hill Book Co, New York.
- SIRVEN, P., GOTANEGRE, J.F. & PRIOUL, C. 1974. Géographie du Rwanda. — Éditions A. De Boeck, Bruxelles, et Éditions Rwandaises, Kigali.
- SNEYERS, R. 1975. Sur l'analyse statistique des séries d'observations. — Organisation Météorologique Mondiale, Note technique n° 143, OMM-n° 415, Genève.
- STOECKENIUS, T. 1981. Interannual variations of tropical precipitation patterns. — *Mon. Weath. Rev.*, **109** : 1233-1247.
- STONE, P.H. & CHERVIN, R.M. 1984. The influence of ocean surface temperature gradient and continentality on the Walker circulation. Part II : Prescribed global changes. — *Mon. Weath. Rev.*, **112** : 1524-1534.
- TRENBERTH, K.E. 1976a. Fluctuations and trends in indices of the Southern Hemispheric circulation. — *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **102** : 65-75.
- TRENBERTH, K.E. 1976b. Spatial and temporal variations of the Southern Oscillation. — *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **102** : 639-653.
- TRENBERTH, K.E. 1980. Atmospheric quasi-biennial oscillations. — *Mon. Weath. Rev.*, **108** : 1370-1377.
- TYSON, P.D., DYER, T.G.J. & MAMETSE, M.N. 1975. Secular changes in South African rainfall : 1880 to 1972. — *Quart. J. Roy. Met. Soc.*, **101** : 817-833.
- VINES, R.G. 1982. Rainfall patterns in the Western United States. — *J. Geophys. Res.*, **87** : 7303-7311.
- VINES, R.G. 1984. Rainfall patterns in the Eastern United States. — *Climatic Change*, **6** : 79-98.



Achévé d'imprimer le 15 septembre 1994
par la Nouvelle Imprimerie
Duculot, B-5030 Gembloux

Gedrukt op 15 september 1994
door de Nouvelle Imprimerie
Duculot, B-5030 Gembloux