

Événements de période sèche en pays semi-aride

Event-based analysis of the dry spell phenomenon

J.J. BOGARDI¹, L. DUCKSTEIN²

Reçu le 7 septembre 1988, accepté pour publication le 22 juin 1992*.

SUMMARY

One form of drought is the interruption of the rainy season by a so called dry spell. Dry spell can be defined as a sequence of dry days including days with less than a threshold value of rainfall.

A dry spell, defined on a daily scale, becomes untraceable by statistics using longer than one-day-long equidistant time intervals. If the daily discretization of the rainy season is to be avoided, an intermediate technique is needed.

Event-based analysis of the rainfall and dry spell provides this approach. The method is demonstrated with data from the Dodoma Region, situated in the semiarid highlands of Tanzania. The climate is characterized by one rainy season from the end of November until the end of April. The occurrence of rainfall is erratic.

The average seasonal precipitation is about 600 mm with variations between 450 and over 800 mm. Rainy seasons are separated by an almost 7 month long dry season.

During the rainy season convective type storms prevail. Single storms last a few hours, but their occurrence is clearly grouped within the timespan of a few days, separated by the dry spells which are usually much longer.

Conventional statistics of dry spells are summarized in tables 1 and 2 using 1.0 mm daily precipitation as the threshold.

1. Department of Water Resources, Wageningen Agricultural University, 6709 PA Wageningen, The Netherlands.

2. Department of Systems Engineering, University of Arizona, Tucson, Arizona, 85721, USA.

* Les commentaires seront reçus jusqu'au 14 août 1993.

It is shown that dry spells occur randomly during the rainy season. For the event-based analysis dry spell is defined as a dry event. Dry events are considered as a sequence of dry days separated by rainfall events from each other. Thus the rainy season is defined as a series of rainfall and subsequent dry events. Rainfall events are defined as the uninterrupted sequence of rainy days, when at least on one day more than a threshold amount of rainfall has been observed. Rainy days with less than the threshold depth of precipitation are accounted for the rainfall event if they occur in an uninterrupted sequence. Only isolated subthreshold rainfall will be discarded, and considered as part of a dry event (fig. 2). In this analysis the threshold value of 5.0 mm/day was selected.

The comparison of tables 1 and 4 shows that the length of the mean maximum dry spell doubles by replacing the 1.0 mm/day threshold by 5.0 mm/day. The sequence of rainfall and dry events is characterized by $D_{n,m}$, duration of the m th rainfall of the n th rainy season, and by the inter-event time $Z_{n,m}$ (duration of the dry event) between the end of the preceding and the start of the succeeding rainfall event.

In case of convective type storms the series of the subsequent events (either dry or rainfall) could be considered independent, thus their number/season should follow the Poisson distribution.

In case of independence of subsequent events, the waiting time for a new event must follow the exponential pdf.

By measuring the waiting time in days the discrete equivalent of the exponential pdf can be used.

Since the sequences of convective type storms do not contain purely independent events, the waiting time t follows instead the discrete counterpart of the 2 parameter gamma pdf, the negative binomial pdf. This modified Poisson-model, Poisson pdf for the number of rainfall events and the negative binomial pdf for the length of the inter-event time has been applied to describe the rainy season. Table 3 summarizes the parameters r and p for different rain gauges.

By focusing on the dry spell event, the duration of the rainfall events $D_{n,m}$ will in fact be identified as inter-event time. This change of roles fits the original Poisson model better. Since rainfall events are shorter, their duration follows the geometrical pdf, as theoretically required.

The Poisson pdf seems to fit slightly better the number of dry events than the rainfall ones (fig. 5). It has to be pointed out that the event-based definition of the rainy season does not exactly fit the theoretical precondition, i. e. to have a certain fixed period. Rainy seasons have variable lengths, as they are a stochastic function of the events themselves. For "model fitting" the consideration of the core of the rainy season, from January to April would be a better choice. However it would truncate the physical phenomenon with the potential omission of extreme long dry events. Therefore, in spite of mediocre fitting, the Poisson model will be used in this analysis.

Tables 4 and 5 summarize the statistical characteristics of the dry events for the selected rain gauges for both the whole, and for the core of the rainy season.

Dry events occurring in the core of the rainy season were identified as those ending within the timespan of January – April.

The mean lengths of the longest dry spells in the core are less than the corresponding value for the whole season. However, at two stations, Kondoa and Gwandi, in more than 70 % of the seasons the longest dry spell did occur during the core. This coincidence was only 40 % for the Farkwa rain gauge.

For planning purposes, the longest dry spells associated with the various statistical recurrence periods are derived on the basis of the fitted Pearson III type probability distribution functions (fig. 6, table 6).

The event-based analysis, relying on the expected number of events/season and the negative binomial pdf for the length of the dry events, can also be used to approximate the distribution of the extreme long dry spells. Contrary to the Pearson III distribution fitted to the seasonal extreme values, the negative binomial pdf $f(n)$ determines the probability that a random dry event would last n days.

Consequently, the exceedence probability $p_e(N)$, that an extreme long dry event would occur at least once within a given statistical recurrence period of T years must be equal to the reciprocal value of the product $\lambda \cdot T$, where λ denotes the expected number of dry events/year (season). $\lambda \cdot T$ specifies the expected number of "trials" needed to observe at least once the extreme duration of N days associated with the return period of T years. The length of this extreme dry spell " N " can then be obtained from the cumulative negative binomial pdf (table 6). The deviations observed for low number of "trials" between the event-based and the extreme seasonal value approach are due to the conceptual difference.

Table 7 displays the simultaneous occurrence of dry events at several rain gauges. By using Farkwa as the reference station, table 7 does not account for dry events that might have occurred simultaneously at Gwandi and Kondoa without having been recorded at Farkwa.

Except for the very short (1 or 2 days) and the very long dry events (over 30 days), the overwhelming majority of the dry events occurred at least at two stations simultaneously. Furthermore, excluding the 1, 2 or more than 30 day - long events, more than 63 % of the dry events have been observed at all three stations.

Two (or three) dry events were only classified as simultaneous if more than half of the duration of the reference event at Farkwa was overlapped by an uninterrupted dry event at the other station (s).

Event-based analysis, even if it is carried out on the basis of a few years of observation, can rely on large number of data points (table 3). While the expected number of events/season is still derived from very few data, this estimate is more reliable than the approximative expected length of the longest seasonal dry spell, since the variability of the former is usually less than that of the latter, for the same data sets (table 8).

Key-words : event-based analysis, semi-arid countries, dry period, rainy season, Poisson distribution, dry events, negative binomial distribution, geometric distribution, Pearson III distribution, generation of synthetic events.

RÉSUMÉ

On analyse par événement les périodes sèches ou longs événements secs se produisant au cours d'une saison humide en pays semi-aride. Une période sèche se définit comme une série de jours avec pluies quotidiennes inférieures à un seuil donné. Le cas d'espèce de la région de Dodoma en Tanzanie, où l'on observe surtout des précipitations de type convectif illustre la méthodologie. Une analyse conventionnelle des périodes sèches, qui ne fournit pas de relation entre la fréquence et la durée de ces périodes, semble cependant indiquer que les périodes sèches se produisent de façon aléatoire pendant la saison pluvieuse qui est elle-même de longueur aléatoire. L'analyse par événement comprend le nombre d'événements par saison, qui

suit approximativement une loi de Poisson, la durée des événements secs, qui est supposée suivre une loi binomiale négative et la durée des événements pluvieux qui est supposée suivre une loi géométrique. On utilise la loi de Pearson III pour estimer les événements secs saisonniers de durées maxima et on compare les résultats obtenus avec ceux de l'analyse par événement, les écarts observés étant expliqués par les différences de conception existant entre ces deux méthodes. La distribution spatiale des événements secs est également analysée, on trouve qu'une forte majorité des événements secs est simultanée sur au moins deux stations, et que près de la moitié des événements secs de durée modérée est simultanée sur trois stations. L'analyse par événement permet de calibrer les modèles de précipitation avec peu de données et de procéder à la génération d'événements synthétiques par simulation.

Mots clés : analyse par événement, pays semi-aride, période sèche, saison pluvieuse, loi de Poisson, événements secs, loi binomiale négative, loi géométrique, génération d'événements synthétiques.

INTRODUCTION

Le but de cette étude est de présenter une méthode d'analyse par événement des périodes sèches adaptée aux précipitations de type convectif et pouvant être basée sur des séries d'observations de courte durée. La méthode est illustrée par le cas d'espèce de la région de Dodoma en Tanzanie. Le phénomène de sécheresse dans les pays semi-arides, qui a fait l'objet de nombreuses études (YEVJEVICH *et al.*, 1978 ; DRACUP *et al.*, 1980 ; YEVJEVICH *et al.*, 1983 ; BARGAQUI, 1989 ; DRACUP, 1990) est généralement analysé en considérant la série des événements de pluie. La période sèche correspond alors à l'absence d'un événement (GUPTA et DUCKSTEIN, 1975). Dans l'étude présente, le phénomène de base est l'événement sec. D'une façon générale, la sécheresse dans les contrées semi-arides peut être attribuée aux raisons suivantes :

1. Précipitation saisonnière insuffisante,
2. Saison sèche prolongée ou série de pluies saisonnières plus faibles que la normale.

De plus, une répartition irrégulière dans le temps des précipitations au cours d'une saison humide elle-même peut entraîner des difficultés supplémentaires, soit sous forme de surplus d'eau (crue) soit sous forme de déficit en eau (période sèche).

Une période sèche peut se définir comme une longue série de jours secs, ou encore une série de jours avec des pluies quotidiennes inférieures à un seuil donné. Ce seuil doit être déterminé en utilisant l'analyse des pluies. Il est également conseillé de déterminer ce seuil à l'aide de considérations physiques : par exemple, le seuil peut se définir comme la précipitation supérieure à l'évapotranspiration potentielle journalière.

L'interruption momentanée de la saison des pluies par une période sèche peut endommager les récoltes, si, par exemple la période sèche arrive au moment de la pollinisation ou avant que les récoltes ne commencent à mûrir. Les dommages peuvent se produire même si la précipitation saisonnière totale est normale. Les périodes sèches ont des conséquences néfastes sur l'écoulement des cours d'eau. Une analyse statistique du phénomène de période sèche semble donc s'imposer pour définir des critères de dimensionnement de citernes pour le stockage d'eau de pluie, de systèmes d'irrigation et de réservoirs, et aussi pour estimer la fiabilité du rendement prévu d'une récolte. Par ailleurs, il est difficile d'étudier les périodes sèches à l'aide d'une analyse conventionnelle statistique des précipitations ; en effet, ces analyses sont fondées sur des intervalles d'échantillonnage constants alors que les périodes sèches ou épisodes secs peuvent couvrir plusieurs de ces intervalles. Une analyse par événement de la période sèche semble donc s'imposer.

CAS D'ESPÈCE

La région de Dodoma représentée sur la figure 1 se trouve dans les hauts plateaux semi-arides de la Tanzanie Centrale en Afrique Orientale. Cette région, dont la surface est de 40 000 kilomètres carrés, a un climat caractérisé par une saison humide de fin novembre à fin avril. Durant cette saison, la pluie est erratique, non seulement parce que le début ou la fin de la saison humide peut se déplacer de plusieurs semaines, mais aussi parce que de longues périodes sans précipitations peuvent être observées. La précipitation saisonnière moyenne est de 600 mm. varie de 450 à plus de 800 mm. suivant le lieu et l'altitude (*fig. 1*). Les saisons humides sont séparées par de périodes sèches de presque sept mois, pratiquement sans aucune précipitation.

Pendant la saison des pluies on observe surtout des précipitations de type convectif. Les événements pluvieux durent en général quelques heures, mais ces événements semblent être groupés sur plusieurs jours humides, séparés par des périodes sèches de durée bien plus longue. Une hypothèse a été avancée selon laquelle il y avait une plus grande fréquence de longues périodes sèches en février, ce qui séparerait la saison humide en deux moitiés. Ainsi qu'il sera démontré ci-dessous, certains résultats statistiques permettent de rejeter cette hypothèse (AHT, 1984).

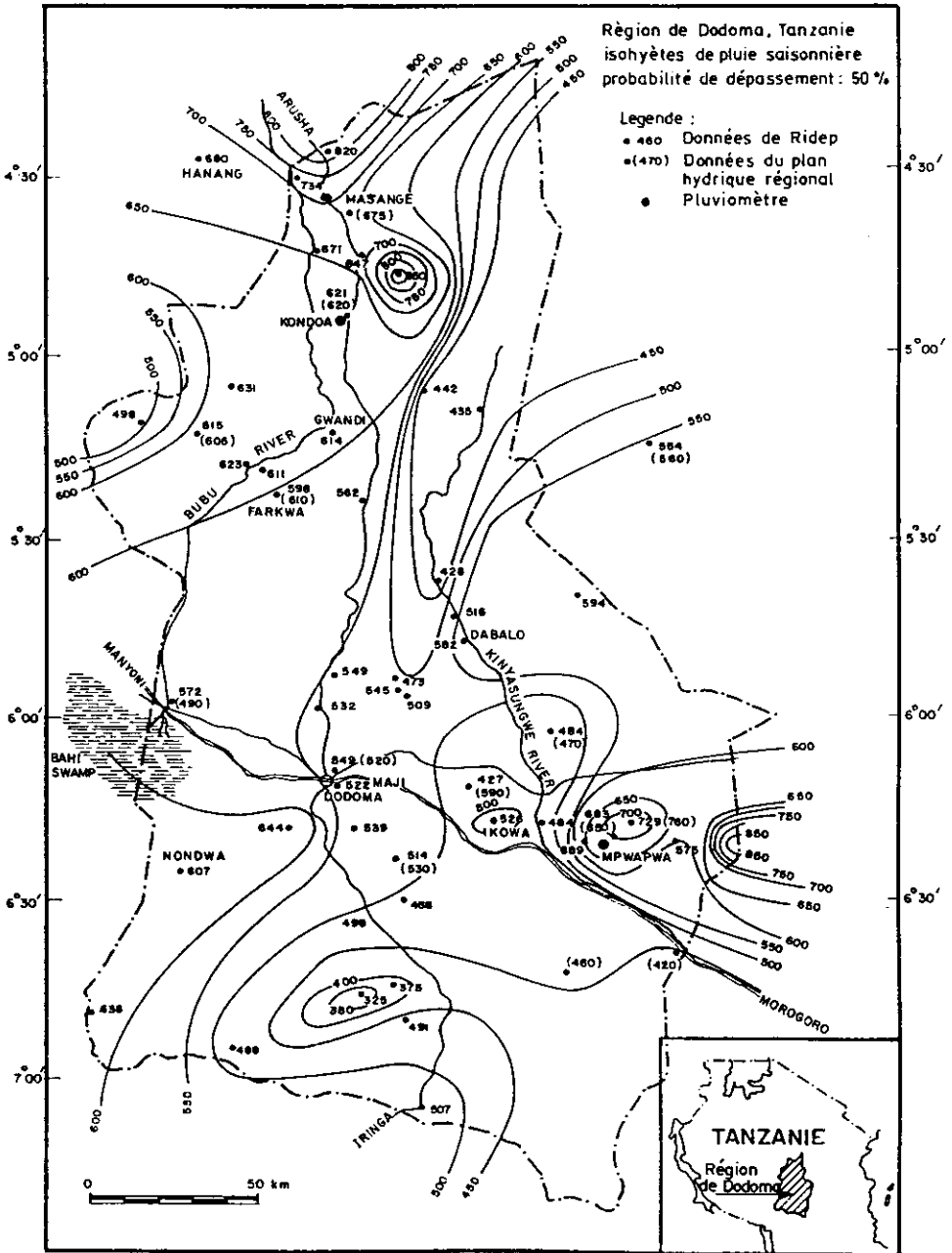


Figure 1 La région considérée.
The study area.

ANALYSE CONVENTIONNELLE DES PÉRIODES SÈCHES

La période sèche maximum mensuelle a été observée pour les stations pluviométriques indiquées dans le tableau 1. Dans l'analyse qui suit une période sèche est définie comme étant la période entre deux jours pluvieux ayant eu au moins 1 mm de pluie. Une période sèche est affectée au mois durant lequel elle a commencé même si elle continue dans le ou les mois suivants. L'analyse conventionnelle des périodes sèches maxima mensuelles est résumée dans le tableau 1. Il n'y a aucune preuve statistique du fait que la durée moyenne de ce phénomène soit différente en février, en janvier ou en mars. La moyenne de la période sèche maximum mensuelle pendant les mois situés en plein milieu de la saison humide varie entre 9 et 16 jours. Il est intéressant d'observer que la longueur de la période sèche en janvier et février à Bereko est plus grande que pour les stations pluviométriques du tableau 1 ayant une précipitation saisonnière plus faible (fig. 1). Ce phénomène peut provenir du biais dû à une période d'observation courte et au fait que ce pluviomètre se trouve près de la frontière Nord de la région.

Tableau 1 Durée moyenne en jours de la période sèche maximum mensuelle pendant la saison humide (Région de Dodoma).

Table 1 Length of Mean Maximum Monthly Dry Spell Within the Rainy Season (Dodoma Region).

Station et n° de référence	Période d'observation	Nov. (1)	Déc.	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai (1)
Dodoma Met. Station 9635001	1940/73 (2)	16,2	11,0	13,3	10,0	13,5	12,3	14,7
		(3) 10,60	7,50	6,73	6,15	6,27	6,70	9,10
		(4) 0,65	0,68	0,51	0,62	0,46	0,54	0,62
Kurio Mission 9535000	1929/73	17,0	13,0	12,0	10,1	11,2	11,2	6,8
		11,70	7,26	6,06	5,37	5,10	6,21	4,88
		0,69	0,56	0,50	0,53	0,46	0,55	0,72
Farkwa Mission 9535002	1942/73	15,1	10,0	9,6	10,2	8,8	9,5	10,3
		9,67	6,60	5,3	7,05	3,57	5,89	11,71
		0,64	0,66	0,56	0,69	0,41	0,62	1,14
Kongwa P.R.C. 9636013	1952/83	13,2	8,9	10,0	9,3	9,7	13,4	17,5
		9,00	4,50	6,30	5,80	5,80	7,00	9,90
		0,68	0,51	0,63	0,63	0,60	0,52	0,56
Bereko 9435013	1972/78	10,5	10,8	16,3	14,1	11,7	10,7	7,0
		4,93	5,81	4,18	6,2	5,99	10,67	3,96
		0,47	0,54	0,26	0,44	0,51	1,00	0,57
Zoisa 9536005	1956/77	8,7	11,0	10,5	11,8	14,1	12,1	11,4
		4,30	1,90	5,80	3,80	9,30	6,10	5,10
		0,49	0,18	0,55	0,32	0,66	0,51	0,45

1. Sous condition qu'il ait plu ; 2. Moyenne ; 3. Ecart-type ; 4. Coefficient de variation.

Source : AHT (1984).

A cette frontière, l'influence du régime pluviométrique du Mont Kilimanjaro, où il y a vraiment deux saisons pluvieuses, commence à se faire sentir. L'analyse des périodes sèches maxima mensuelles ne fournit pas la fréquence de ces événements. Pour estimer cette fréquence, on a effectué une analyse supplémentaire pour quatre pluviomètres situés dans des zones climatiques différentes et on a calculé la pluie totale observée durant des périodes de 10 jours (ou décades). Le nombre de décades à précipitation nulle indique la fréquence des périodes sèches d'au moins 10 jours à un certain moment de l'année. Cette analyse de fréquence se trouve dans le tableau 2.

Comme l'analyse dépend d'un seuil de durée, les résultats du tableau 2 ne peuvent pas indiquer la relation entre la fréquence et la durée des périodes sèches. Malgré le caractère incomplet de cette analyse conventionnelle, on peut observer que les périodes sèches semblent montrer un caractère aléatoire pendant toute la saison humide allant de novembre à avril.

Tableau 2 Fréquence des décades à précipitation nulle.

Table 2 Frequency of decades without rainfall.

Pluviomètre Durée des obs.	Novembre			Décembre			Janvier			Février			Mars			Avril			1
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	
Dabalo Dam 1962/83	15	11	2	1	1	0	2	1	4	4	3	0	2	1	0	2	2	1	12
Thawi 1975/83	3	3	0	1	2	0	3	2	2	2	1	0	2	2	1	2	2	3	0
Nondwa 1971/83	10	6	4	1	2	0	1	3	1	2	3	4	4	2	3	4	2	5	7
Bihawana 1975/84	6	3	3	1	1	0	0	0	1	1	1	2	2	1	1	0	1	1	4

ANALYSE PAR ÉVÉNEMENT DES PÉRIODES SÈCHES

Dans cette étude un « événement sec » peut ne durer qu'un jour tandis que la période sèche est un intervalle de temps sans précipitation, prolongé et persistant, observé durant la saison pluvieuse. Dans cette étude nous définissons une période sèche comme étant une longue série de jours secs de plus de 10 jours.

Ces événements secs, comme nous l'avons mentionné dans l'introduction, sont constitués d'une série de jours secs encadrés par des événements pluvieux. Par conséquent, l'analyse par événement définit la saison humide comme étant une succession d'événements de pluie et d'événements secs. Le

début du premier événement pluvieux en automne, vers la fin novembre, marque le commencement de la saison humide, tandis que la fin du dernier événement pluvieux au printemps, vers la fin avril, marque le terme de la saison humide. La période sèche estivale dure donc environ six mois. Les événements pluvieux eux-mêmes sont définis sous forme d'une série ininterrompue de jours pluvieux comprenant au moins un jour ayant reçu une précipitation supérieure à un seuil prédéterminé. Avec cette définition, même un jour pluvieux où l'on observe une précipitation inférieure au seuil fait partie de l'événement de pluies, à condition qu'il appartienne à une série ininterrompue de tels jours. Les seuls événements non comptés comme événements de pluies sont les jours isolés pour lesquels le seuil de pluie est inférieur au seuil prédéterminé (fig. 2). Dans l'analyse présentée ici, le seuil de 5 mm/jour a été choisi car il correspond à l'évapotranspiration quotidienne moyenne dans la région de Dodoma (AHT, 1984). Une comparaison des tableaux 1 et 3 montre une durée des événements secs maxima moyens double si l'on remplace le seuil de 1 mm/jour par un seuil de 5,0 mm/jour.

Une représentation simple des événements pluvieux comporte deux caractéristiques, à savoir la durée $D_{n,m}$ et la précipitation totale $H_{n,m}$ où l'indice m se rapporte au m -ième événement de la n -ième saison pluvieuse. Un autre paramètre lié au temps définit la position chronologique de l'événement pluvieux. Ce paramètre peut être considéré comme étant, soit le temps séparant le début de deux événements, soit le temps $Z_{n,m}$ entre la fin d'un événement de pluie et le début de l'événement de pluie suivant, que l'on peut aussi appeler « temps d'attente » (fig. 2).

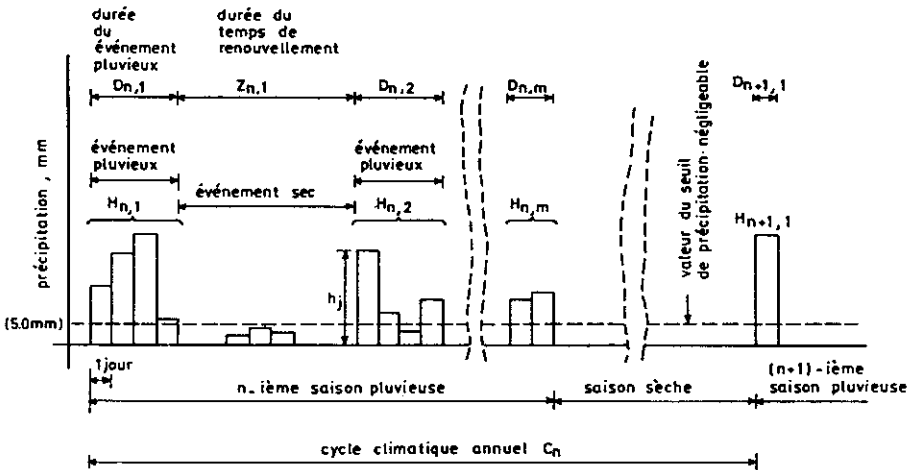


Figure 2 Définition des variables de l'analyse par événement.
 Definitions for the event-based analysis.

Tableau 3 Comparaison de la variabilité du nombre d'événements/saison et de celle de l'événement sec saisonnier maximum.
 Table 3 Comparison of the variability of the number of events/season and that of the maximum seasonal event.

Pluviomètre	Période d'observation	Nombre de données	Nombre maximum d'événements secs saisonniers observés	Nombre moyen d'événements secs par saison pluvieuse	Ecart-type du nombre moyen d'événement sec, en jours	Durée de l'événement sec saisonnier maximum en jours	Moyenne de l'événement sec saisonnier maximum	Ecart-type
Ikowa Dam	1968/83	297	30	19,80	4,62	49	28,0	8,65
Dabalo	1962/83	369	25	19,45	3,14	37	21,4	7,35
Dodoma Maji	1961/83	253	23	14,06	3,70	34	22,3	5,68
Nondwa Primary Sch.	1971/83	150	24	15,00	5,42	72	31,7	15,43
Farkwa Mission	1943/83	752	26	18,48	3,55	64	31,4	13,55
Masange Primary Sch.	1967/79	109	30	21,80	6,87	62	33,2	23,40
Herang	1973/83	203	27	21,75	5,34	55	29,4	14,38
Gwandji Met.	1962/83	392	31	18,30	5,20	59	27,0	12,16
Kondoa Met.	1962/83	340	24	16,47	3,44	36	25,0	6,13
Farkwa short record	1962/83	402	26	18,52	3,77	59	27,8	11,71

Il y a plusieurs raisons pour caractériser les événements de pluie par le temps d'attente $Z_{n,m}$. Tout d'abord, $Z_{n,m}$ le temps sans pluie qui correspond à la définition d'un événement sec, est suffisant pour caractériser l'événement sec et permet ainsi de passer de manière naturelle d'un événement humide à un événement sec. De plus, la durée d'un événement de pluie $D_{n,m}$ et celle d'un événement sec $Z_{n,m}$ peuvent être représentées par des variables aléatoires présumées indépendantes alors que $D_{n,m}$ et le temps $(D_{n,m} + Z_{n,m})$ sont par construction des variables aléatoires non-indépendantes. Cette hypothèse de l'indépendance de $D_{n,m}$ et $Z_{n,m}$ est confirmée par une analyse statistique, ainsi que l'indépendance de $Z_{n,m}$ et $H_{n,m}$. Les coefficients de corrélation sont pratiquement nuls (AHT, 1984). Aucune dépendance linéaire ne semble donc exister entre ces paires de variables aléatoires.

La saison pluvieuse, de durée aléatoire, est ainsi représentée par une série d'événements pluvieux et d'événements secs (fig. 2). Si les phénomènes de pluie sont causés par des orages de type convectif, la série de jours pluvieux constitue en première approximation une série d'événements indépendants ; le nombre d'événements pluvieux (ou secs) durant une saison peut alors être modélisé par une loi de Poisson (FOGEL et DUCKSTEIN, 1982, CANAVOS, 1984). Le modèle de Poisson semble être bien adapté au cas de la région semi-aride considérée ; il s'applique également aux précipitations estivales en pays tempéré. La fonction de densité (masse) de Poisson est définie en nombres entiers comme suit :

$$p(n; \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^n}{n!} \quad ; \text{ pour } n = 0, 1, 2, \dots \tag{1}$$

où n décrit le nombre d'événements durant une période de temps donnée comme par exemple une saison. Le paramètre est alors le nombre moyen d'événements par saison.

Des événements indépendants sont séparés par une période de temps d'attente t qui suit une loi exponentielle (FOGEL et DUCKSTEIN, 1982, FELLER, 1968, pp. 458-459).

$$f(t) = b \cdot e^{-bt} \quad t > 0 \tag{2}$$

où b , le paramètre de la loi exponentielle, peut être estimé comme la réciproque de la moyenne \bar{t} de l'échantillon des temps observés :

$$b = \frac{1}{\bar{t}} \tag{3}$$

Si l'on mesure le temps d'attente en unités d'un jour, la distribution exponentielle peut être remplacée par la distribution discrète équivalente, à savoir la distribution géométrique.

$$f(n) = p \cdot q^n \quad \text{pour } n = 0, 1, 2, \dots \tag{4}$$

où le paramètre p est estimé par l'inverse de l'espérance mathématique de la durée moyenne n de l'attente entre deux événements successifs

$$p = \frac{1}{n} \quad ; \quad \text{et } q = 1 - p \tag{5}$$

Cependant, si les séries de précipitations convectives successives ne forment pas des événements indépendants, le temps d'attente suit une loi gamma à 2 paramètres au lieu d'une loi exponentielle (FOGEL et DUCKSTEIN, 1982, FELLER, 1968, pp. 458-459). Par conséquent, si le temps est discrétisé en jours, la distribution du temps séparant deux événements est représentée par la loi des durées binomiale négative qui est la loi équivalente discrète de la distribution gamma :

$$f(n) = \frac{(r+n-1)!}{n!(r-1)!} \cdot p^r \cdot q^n \quad (6)$$

où $n = 0, 1, 2, \dots$ et r et p sont estimés par

$$r = \frac{m \cdot p}{1 - p}; \quad p = \frac{m}{\sigma_n^2}; \quad q = 1 - p; \quad m = \bar{n} - 1 \quad (7)$$

Il est nécessaire de soustraire une unité de n car la distribution binomiale négative commence à $n = 0$ alors que le temps séparant deux événements dure au moins un jour par définition. Par conséquent $f(n = 0)$ est la probabilité d'un événement sec d'un jour.

Le modèle de Poisson modifié, aussi appelé modèle composé, est formé d'une distribution de Poisson représentant le nombre d'événements de pluies par saison et d'une distribution négative binomiale représentant le temps d'attente ou le temps séparant deux événements. On applique ce modèle à la représentation de la saison des pluies dans la région de Dodoma (AHT, 1984, BOGARDI *et al.*, 1988). La figure 3 représente la fréquence relative et la distribution binomiale négative ajustée à la station pluviométrique de Dabalo Dam ; le tableau 4 liste les statistiques et l'estimation des paramètres r et p aux stations indiquées, ainsi que l'ajustement des observations aux fonctions de répartition proposées.

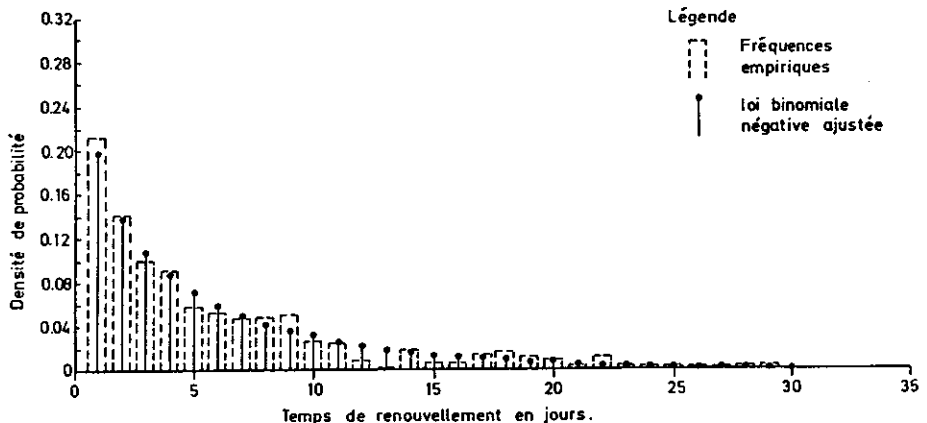


Figure 3 Distribution du temps de renouvellement des événements pluvieux à la station de Dabalo Dam.

Distributions of the time lapsed between rainfall events (inter-event time)- Dabalo Dam rain gauge.

Tableau 4 Statistiques des événements secs.
 Table 4 Statistics of dry events.

Pluviomètre	Période d'observation	Nombre de données n	Moyenne, jours	Ecart-type	Paramètre de la répartition binom. négative		Statistique de Kolmogorov-Smirnov $1.36/\sqrt{n}$	Déviation maximale entre les distributions théorique et observée
					p	r		
Ikowa Dam	1968/83	297	6,79	7,41	0,1053	0,6816	0,0789	0,041
Dababo Dam	1962/83	389	6,27	6,32	0,1318	0,8007	0,0690	0,037
Dodoma Maji	1961/83	253	6,83	6,75	0,1281	0,8572	0,0855	0,044
Nondwa Primary Sch.	1971/83	150	7,32	9,06	0,0770	0,5272	0,1110	0,048
Farkwa Mission	1943/83	752	7,24	8,83	0,0799	0,5416	0,0496	0,039
Masange Primary Sch.	1967/79	109	7,05	8,72	0,0795	0,5222	0,1303	0,071
Hanang	1973/83	203	6,93	8,44	0,0832	0,5382	0,0955	0,043
Gwandi Met.	1962/83	392	6,83	7,43	0,1056	0,6879	0,0687	0,031
Kondoa Met.	1962/83	340	7,16	7,44	0,1115	0,7734	0,0738	0,052
Farkwa série courte	1962/83	402	6,95	8,15	0,0896	0,5654	0,0678	0,042

La définition du temps d'attente conduit aux remarques suivantes. En théorie, les événements sont considérés comme ayant des « arrivées » instantanées (CANAVOS, 1984). Cela signifie que la durée $D_{n,m}$ doit être ajoutée à la durée séparant le début de deux événements consécutifs (FOGEL et DUCKSTEIN, 1982). Cette interprétation néglige le phénomène physique suivant lequel le système est dans un état différent lorsqu'il pleut et lorsqu'il ne pleut pas (au cours d'un événement sec). Cette étude étant orientée sur l'événement sec, c'est la durée des événements de pluies $D_{n,m}$ qui sera qualifiée de temps d'attente (fig. 4).

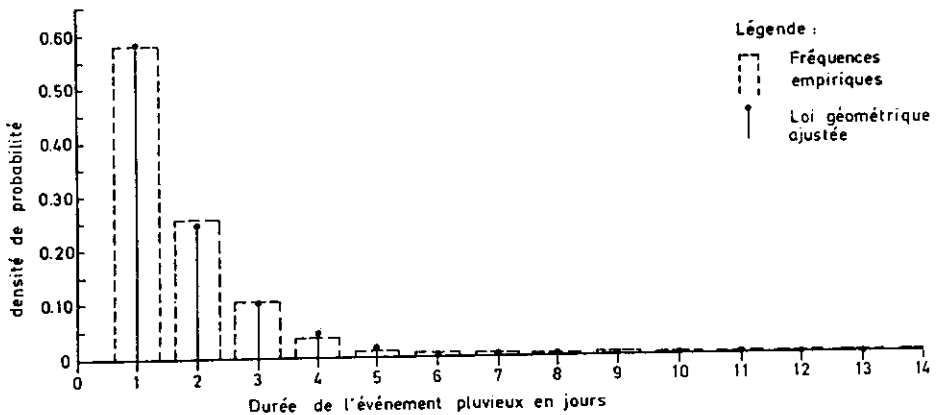


Figure 4 Distribution de la durée de l'événement pluvieux au pluviomètre de Ikowa Dam.

Distributions of rainfall event duration Ikowa Dam rain gauge.

Il peut être observé sur la figure 5 que ce changement de point de vue conduit à un modèle d'événements secs pouvant être estimé aussi bien par la loi de Poisson que le modèle d'événements pluvieux original. Comme les événements de pluie sont plus courts que les événements secs, la durée des événements de pluie suit à une loi géométrique ce qui correspond bien à la théorie. La figure 4 montre que la distribution empirique ajustée aux données de la station d'Ikowa Dam, qui est représentative des autres stations, est bien géométrique. On remarquera les différences entre les valeurs asymptotiques des distributions représentées sur les figures 3 et 4. Si le nombre d'événements secs suit la loi de Poisson, le nombre d'événements de pluie suit également cette loi (fig. 5). Les écarts semblent cependant être importants mais cela peut s'expliquer par le fait que la définition de la saison de pluie d'après la figure 2 ne satisfait pas exactement les conditions théoriques, à savoir que l'on compte le nombre d'événements durant une période fixe pour obtenir une distribution de Poisson. La saison humide ayant en fait une durée variable est par définition une fonction aléatoire des événements eux-mêmes. En ce qui concerne l'ajustement du modèle, nous pourrions ne considérer que la partie centrale de la saison des pluies, soit la période allant du début janvier à la fin avril ; un tel choix conduirait à un bon ajustement mais correspondrait à tronquer le phénomène physique en ne tenant pas compte des longs événements

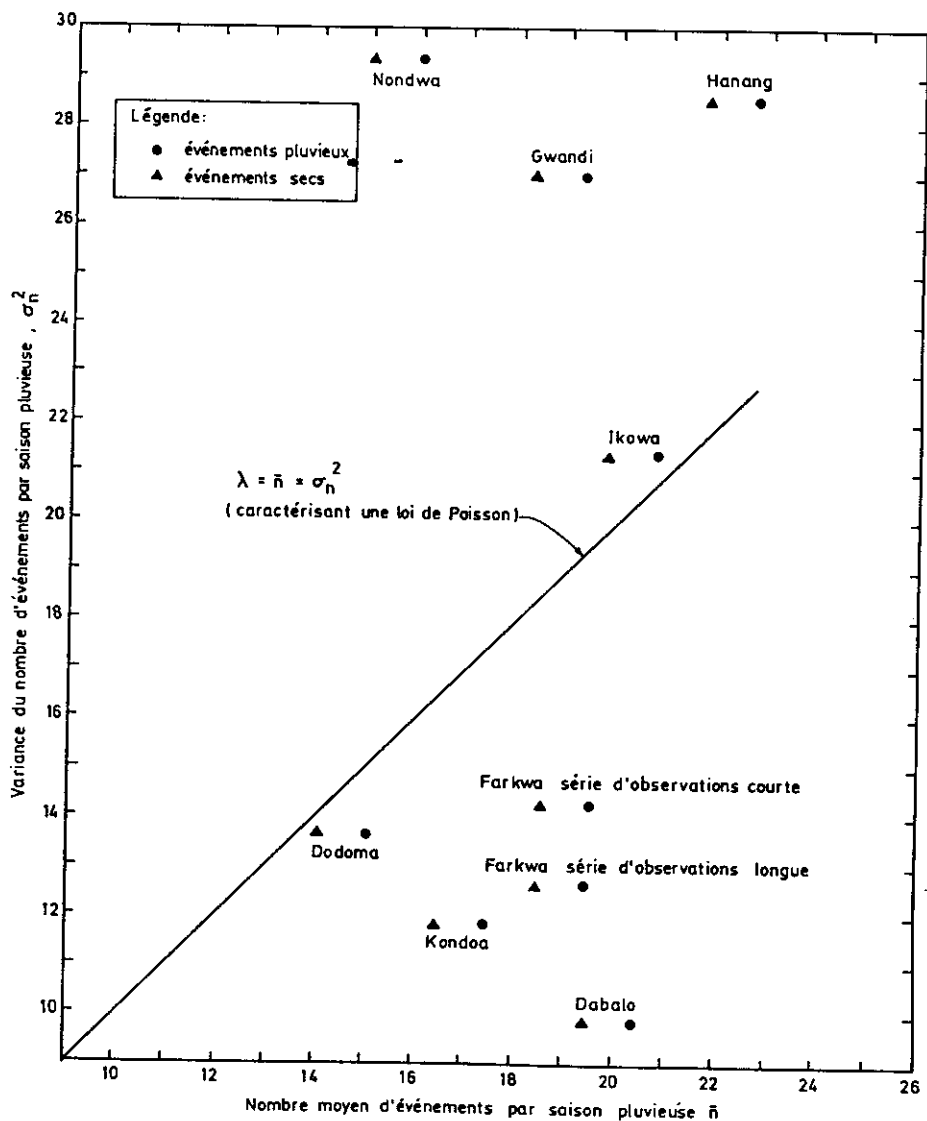


Figure 5 Moyennes \bar{n} et variance σ_n^2 des échantillons de nombre n par saison pluvieuse.

Sample means and variances for the number of events/rainy season.

observés. En vérité, la différence entre les hypothèses du modèle et l'échantillon observé n'est faible que pour deux stations, encore que les écarts observés sur la figure 5 ne soient pas inacceptables si l'on tient compte de la variance d'échantillonnage habituelle d'un processus de Poisson. En fin de compte, pour l'analyse, l'hypothèse de la loi de Poisson sera retenue jusqu'à ce que l'obtention d'une série de données plus longue ou bien la construction d'un modèle phénoménologique permette l'utilisation d'une autre loi.

RÉSULTATS DE L'ANALYSE PAR ÉVÉNEMENT DES ÉVÉNEMENTS SECS

Les résultats de cette analyse sont résumés dans le tableau 5, la définition de la saison humide étant celle de la figure 2. Il y a néanmoins certaines questions qui se posent. La première est de déterminer quand se produit l'événement sec le plus long de la saison. La partie centrale de la saison a été choisie de sorte que les événements secs se terminent entre le début janvier et la fin avril. De la sorte, tout événement sec résultant d'une pluie occasionnelle de début ou de fin de saison n'est pas compté ; mais il est également possible de ne pas compter des événements appartenant vraiment à la saison humide. Le tableau 5 représente les événements secs les plus longs observés aux stations pluviométriques de Farkwa, Gwandi et Kondoa. La comparaison des événements secs pendant une même saison montre que la longueur moyenne des événements secs maxima se produisant dans la partie centrale de la saison pluvieuse est inférieure aux valeurs correspondantes de la saison entière en général ; mais pour deux stations (Kondoa et Gwandi) et pour plus de 70 % des saisons, l'événement sec de durée maximum s'est produit au milieu de la saison. De façon surprenante, cette coïncidence n'est que de 40 % au pluviomètre de Farkwa. Les valeurs numériques du tableau 5 montrent en tout cas qu'il est possible que des événements secs extrêmes au pluviomètre de Farkwa aient le même coefficient d'asymétrie C_s alors que leurs moyennes sont différentes (fig. 6).

En planification, les événements secs de durées maxima associés à des périodes de retour différentes sont d'importance primordiale. Ces valeurs ont été obtenues en modélisant ce processus par la loi de Pearson de type III (fig. 6 et tableau 6). Cette modélisation peut aussi se faire à l'aide de la distribution binomiale négative de la longueur des événements secs. En contraste avec la loi de Pearson III modélisant les événements secs extrêmes saisonniers, la distribution binomiale négative $f(n)$ détermine la probabilité que l'événement sec aléatoire dure n jours. Par conséquent, la probabilité de dépassement $P_e(N)$, qu'un événement sec de durée N se produise au moins une fois dans une période de retour donnée de T années, reste égale à la réciproque du produit $\lambda \cdot T$:

$$P_e(N) = \frac{1}{\lambda \cdot T} \quad (8)$$

Tableau 5 Événements secs de durée extrême, se référant à la partie de la saison (janvier-avril) et à toute la saison.

Table 5 Longest dry spells during the core months (January-April) and longest seasonal dry spells.

Saison pluvieuse	Pluviomètre de Farkwa		Station météorologique de Gwandi		Station météorologique de Kondoa	
	Maximum annuel	Maximum janvier-avril	Maximum annuel	Maximum janvier-avril	Maximum annuel	Maximum janvier-avril
43/44	16	16				
44/45	32	29				
45/46	32	32				
46/47	32	12				
47/48	27	27				
48/49	56	23				
49/50	23	23				
50/51	35	17				
51/52	20	16				
52/53	49	38				
53/54	32	18				
54/55	32	32				
55/56	38	27				
56/57	20	19				
57/58	39	15				
58/59	19	19				
59/60	63	38				
60/61	64	34				
61/62	23	23				
62/63	51	11	u	18	u	22
63/64	12	12	15	15	16	16
64/65	25	19	59	15	19	19
65/66	34	21	18	18	21	21
66/67	18	17	21	21	0	32
67/68	14	11	32	13	36	10
68/69	29	29	28	28	33	27
69/70	59	26	13	13	27	21
70/71	27	22	48	48	19	19
71/72	39	19	12	12	35	35
72/73	29	19	30	17	21	21
73/74	24	23	25	25	25	25
74/75	26	26	47	19	15	15
75/76	25	25	30	30	24	24
76/77	23	21	28	28	25	25
77/78	27	27	24	24	25	25
78/79	24	24	19	19	21	21
79/80	21	16	25	25	29	29
80/81	39	39	23	23	31	31
81/82	11	10	16	15	22	22
82/83	26	26	28	23	30	27
83/84	52	52	u	u	u	u
Moyenne	31,39	23,24	27,05	21,38	24,95	23,19
Ecart-type	13,56	8,77	12,16	8,10	6,13	5,92

Légende : S – Identique dans les deux cas.

N – Durée maximum durant la partie centrale de la saison inférieure à la durée maximum pendant toute la saison.

u – Saison tronquée, pas de classification.

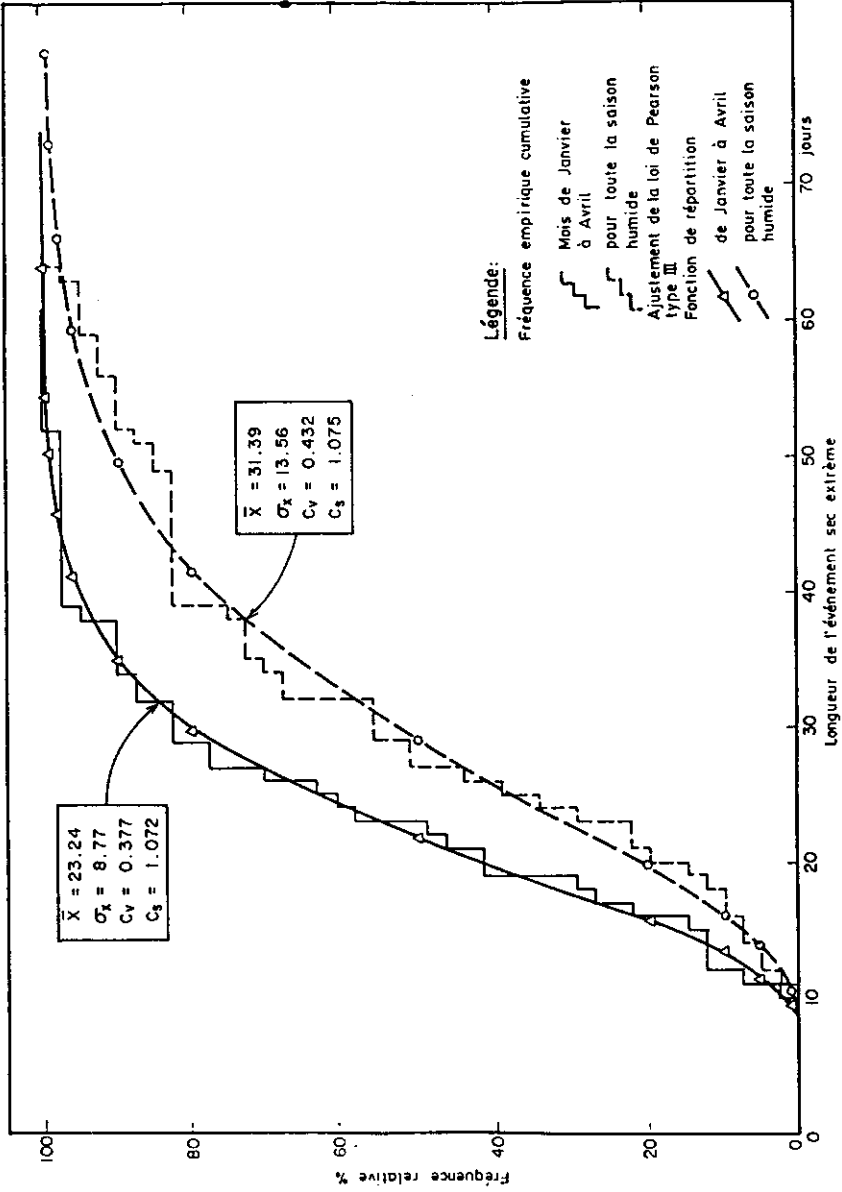


Figure 6
 Distribution de l'événement sec extrême au pluviomètre de Farkwa.
Distribution of the longest dry spell at Farkwa Mission rain gauge.

où λ représente l'espérance mathématique du nombre annuel d'événements secs. On peut remarquer qu'avec une saison pluvieuse par an, cette définition est équivalente à celle du nombre moyen d'événements secs par saison. Le dénominateur de l'équation 8 définit l'espérance mathématique du nombre d'observations nécessaires pour qu'un événement sec extrême d'une durée de N jours se produise au moins une fois. La longueur de cet événement sec extrême « N » peut s'obtenir à partir de la fonction de distribution d'une variable aléatoire distribuée suivant une loi binomiale négative comme suit :

$$p = 1 - P_e(N) = \sum_{n=1}^N f(n) \tag{9}$$

Le tableau 6 présente l'estimation de la durée des événements secs N obtenue par cette méthode. Les écarts importants observés pour un nombre d'observations faible entre les résultats obtenus en utilisant les méthodes d'analyse par événement et d'analyse par valeur extrême saisonnière s'expliquent par les différences de conception entre ces deux méthodes. Quelques saisons pluvieuses caractérisées par une distribution favorable des pluies peuvent cacher le fait statistique que sur 18 ou 19 événements secs il risque de s'en produire au moins un de plus de 24 jours !

Tableau 6 Estimation de l'événement sec extrême au pluviomètre de Farkwa.

Table 6 Estimates of extreme dry event durations at Farkwa rain gauge.

Probabilité de surassement P_e	Période de retour statist. en années	Ajustement des séries des valeurs extrême saisonnière à la loi de Pearson III		Modèle par séries des valeurs non-extrêmes loi négative binomiale	
		Nombre maximum de jours secs en milieu de saison	Nombre extrême de jours secs consécutifs en saison pluvieuse	Durée de l'événement extrême saisonnier	Espérance math. de la taille de l'échantillon à considérer
99	1,01	10	11	23	18,66
95	1,05	12	14	24	19,40
90	1,11	14	16	25	20,51
80	1,25	16	20	26	23,10
50	2	22	29	31	36,96
20	5	30	42	41	92,40
10	10	35	50	48	184,80
4	25	41	59	58	462
2	50	46	66	55	924
1	100	50	73	73	1 848
0,5	200	55	80	80	3 696
0,1	1 000	64	94	94	18 480

En plus de l'analyse de la durée des événements secs relatifs à une station pluviométrique, la distribution spatiale des événements secs doit être quantifiée en termes permettant d'analyser si la sécheresse est un événement régional. Le tableau 7 contient les observations de trois pluviomètres (Farkwa, Gwandi et Kondoa) rapportées à la première station considérée comme référence. Les distances respectives entre ces stations sont d'environ 30, 60 et 35 kms.

Tableau 7 Réalisations simultanées d'événements secs aux pluviomètres de Farkwa, Gwandi et Kondoa.

Table 7 *Coincidence of the simultaneous occurrence of dry events at the Farkwa, Gwandi and Kondoa rain gauges.*

Durée de l'événement sec à la station de réf. de Farkwa Mission, jours	Longueur minimum des événements secs ininterrompus à Gwandi et/ou à Kondoa, jours	Fréquence des événements secs (1962-1983)				Nombre total des événements secs de longueur donnée au pluviomètre de Farkwa
		Au pluviomètre de Farkwa seulement	Simultanément à			
			Farkwa et Gwandi	Farkwa et Kondoa	Farkwa Gwandi Kondoa	
1	1	39	21	13	21	94
2	2	17	10	11	16	54
3	2	7	10	3	25	45
4	3	6	3	3	20	32
5	3	0	0	1	12	13
6	4	2	4	3	14	23
7	4	1	0	3	9	13
8	5	2	2	4	6	14
9	5	1	2	2	15	20
10	6	3	4	0	9	16
11	6	2	0	0	7	9
12	7	1	0	1	2	4
13	7	0	0	0	0	0
14	8	0	1	0	5	6
15	8	1	2	1	6	10
16	9	0	1	0	4	5
17	9	1	1	0	1	3
18	10	1	0	1	3	5
19	10	0	0	1	3	4
20-21	11	1	1	0	5	7
22-23	12	0	2	0	4	6
24-25	13	1	1	0	3	5
26-27	14	2	0	0	3	5
28-29	15	0	1	0	1	2
30-34	17	1	0	0	0	1
35-39	19	2	0	0	1	3
40-44	22	0	0	0	0	0
45-49	24	0	0	0	0	0
50	28	2	0	1	0	3
Nombre total d'événements		93	66	48	195	402

Le tableau 7 représente les résultats d'une analyse de la réalisation simultanée d'événements secs en employant la durée comme paramètre. Comme cette analyse est fondée sur une station de référence, le tableau 7 ne prend pas en compte les événements secs qui se seraient produits simultanément à Gwandi et Kondoia et qui n'auraient pas été observés à Farkwa. Le tableau 7 montre qu'une forte majorité des événements secs est simultanée sur au moins 2 stations sauf pour les événements très courts (1 ou 2 jours) et les événements très longs (plus de 30 jours). De plus, si l'on exclut ces événements très courts ou très longs, plus de 30 % de tous les événements secs ont été observés en même temps aux trois stations. Cette observation simultanée est très surprenante en raison de la définition stricte d'un événement simultané et de la nature convective du phénomène de référence de Farkwa coïncidant avec un événement sec interrompu à l'autre station (ou aux deux autres stations). De la sorte, il était difficile qu'un événement de longue durée soit qualifié de simultané. Quant à un événement relativement court, il ne pouvait être qualifié de simultané que s'il coïncidait presque entièrement avec l'événement de référence.

DISCUSSION ET CONCLUSIONS

L'analyse des événements secs, faisant appel à l'hypothèse de l'indépendance des événements successifs, donne une méthode alternative pour examiner les phénomènes de sécheresse et permet de planifier les ressources hydriques sur une base différente de celle des observations faites à intervalle de temps régulier. En comparant les résultats de l'analyse par événement aux résultats de l'analyse par valeur extrême saisonnière, on fait apparaître un autre avantage de l'analyse par événement, à savoir que l'ajustement peut se faire avec peu de données. L'ajustement satisfaisant par la loi Pearson III n'a été possible que parce que l'on disposait de 41 ans de données fiables (*fig. 6*). Malheureusement la longueur des séries d'observations disponibles en pays arides et semi-arides est souvent bien plus courte. L'analyse par événement, même faite avec seulement quelques années d'observations, permet néanmoins de calibrer les fonctions de répartition des variables aléatoires du modèle. Par exemple, dans le tableau 3, l'espérance mathématique du nombre d'événements par saison doit être estimée à partir de très peu de données, mais cette estimation conduit à un coefficient de variation plus faible que l'estimation de la longueur moyenne de l'événement sec maximum, ainsi qu'on peut le constater dans le tableau 8 pour une taille d'échantillon constante. L'analyse par événement est également utile pour vérifier les propriétés spatiales des événements secs. Cependant, l'application la plus importante de l'analyse par événement est celle de la génération d'événements synthétiques par simulation (BOGARDI *et al.*, 1988). Les séquences synthétiques d'événements pluvieux et d'événements secs permettent de définir et de calibrer des modèles de simulation pour la planification réaliste des réservoirs ou pour l'estimation de la demande en eau d'irrigation. Une autre application de l'analyse par événement est l'étude des effets d'un changement climatologique.

Tableau 8 Coefficient de variation du temps séparant le début de deux événements dans la région de Dodoma.

Table 8 Coefficient of variation of the number of dry events-season and that of the longest seasonal dry spell.

Pluviomètre	Nombre de données	Coef. de variation du nb. d'événements secs CV1	Coef. de variation de l'événement de durée maximum CV2	CV2/CV1
Ikowa Dam	15	0,233	0,309	1,326
Dabalo Dam	20	0,161	0,343	2,130
Dodoma	22	0,263	0,255	0,970
Nondwa Pr. Sch.	10	0,361	0,487	1,349
Masange	5	0,315	0,705	2,238
Hanang	8	0,246	0,489	1,988
Gwandi	20	0,284	0,500	1,761
Kondoa	19	0,209	0,246	1,777
Farkwa (longue série)	41	0,192	0,432	2,250
Farkwa (courte série)	21	0,204	0,421	2,064

REMERCIEMENTS

Les résultats présentés dans cette étude ont été obtenus dans le cadre d'un projet de UNTCD : « Plan de Développement Regional Intégré de la Région de Dodoma, République de Tanzanie », préparés par des Ingénieurs-Conseils Agrar et Hydrotechnik, Essen, RFA. Les auteurs remercient également O.H. Rumambo, Hydrologue de la Région pour son aide primordiale. Par ailleurs cet article a été écrit grâce aux fonds de recherche de la Deutsche Gesellschaft fur Technische Zusammenarbeit (GTZ) GmbH de la R.F.-Allemagne et de la National Science Foundation des USA.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- (AHT) Agrar- und Hydrotechnik GmbH, 1984. "The Climate of the Dodoma Region", Final Report, Regional Integrated Development Plan, Dodoma Region, United Republic of Tanzania/UNDTCD, Essen, Federal Republic of Germany.
- BARDOSSY A., 1990. A Stochastic Weather Generator using Atmospheric Circulation Patterns and Its Use to Evaluate Climate Change Effects. To appear, *Proceedings International Workshop on New Uncertainty Concepts in Hydrology and Water Resources*, Madralin, Poland, 24-26 September, 1990.
- BARGAOUI Z.K., 1989. Occurrence des sécheresses dans le bassin de la Medjerda

- (Tunisie), *Revue des Sciences de l'Eau*. Vol. 2, n° 3, pp 429-447.
- BOGARDI J.J., DUCKSTEIN L., RUMAMBO OH, 1988. "Practical Generation of Synthetic Rainfall Event Time Series in a Semi-Arid Climatic Zone", *Journal of Hydrology*, 103, pp. 357-373.
- CANAVOS G.C., 1984. *Applied Probability and Statistical Methods*. Little, Brown and Co. Boston, 608 p.
- DRACUP J.A., KIL SEONG LEE, EDWING G.P. Jr., 1980. On the Statistical Characteristics of Drought Events. *Water Resources Research*, 16 : 289-296.
- DRACUP J.A., 1990. Descriptive Models of Drought (in) Y.Y. Haimes, Ed., *Proceedings of the National Science Foundation Workshop on Drought Research*, Washington DC, May 31-June 1, 1990.
- FELLER W., 1968. *An Introduction to Probability Theory and Its Application*. Volume I, 3rd edition, John Wiley & Sons Inc., New York, 509 p.
- FOGEL M., DUCKSTEIN L., 1982. "Stochastic Precipitation Modeling for Evaluating Non-Point Source Pollution in Statistical Analysis of Rainfall and Runoff", Proceedings of the International Symposium on Rainfall-Runoff Modeling, 1981 : in *Statistical Analysis of Rainfall and Runoff*, Water Resources Publications, Littleton, Colo, USA, pp. 119-136.
- GUPTA V.K., DUCKSTEIN L., 1975. A Stochastic Analysis of Extreme Drought. *Water Resources Research*, 11 : 221-228.
- YEVJEVICH V., HALL W.A., SALAS J.D., 1977. *Drought Research Needs*. Water Resource Publ., Ft. Collins, Co. 276 p.
- YEVJEVICH V., 1983. Methods for Determining Statistical Properties of Droughts, (in) Yevjevich V., L. de Cunha et E. Vlachos, Eds, *Coping with Droughts* Water Resource Publ., Fort Collins, co, pp. 22-43.