

**ETUDE STATISTIQUE DU NOMBRE DE JOURS SECS ET DE LA
LONGUEUR DES PERIODES SECHES AU COURS DE LA SAISON
DES PLUIES A LUBUMBASHI**

**Statistical study of the number of dry days and of the dry periods during
the rainy season in Lubumbashi**

ASSANI A.A.*

ABSTRACT

The statistical analysis of dry periods by means of different probabilistic models of the persistence (negative binomial distribution and its derivatives, Eggenberger-Polya distribution, Erikson's model, Markov chains) have pointed out a certain persistence of the dryness that indistinctly affects all the months of the wet season in Lubumbashi.

In December, January and February (months of the middle of the rainy season), the dryness persistence is only of two (Markov chain of the first order) to three days (Erikson's model) . Moreover, those three months have a similar statistical behaviour (adjustment to the same types of distribution). Nevertheless, with the help of negative binomial distribution, it appears that the probability to get a sequence of three or four consecutive dry days is higher in February than in January or December.

Those results do not permit to attest the existence of a little dry season or a trend to a certain dryness in January as evoked by some authors.

RESUME

L'analyse statistique des périodes sèches au moyen de différents modèles probabilistes de persistance (loi binomiale négative et ses dérivés, loi d'Eggenberger-Polya, modèle d'Erikson, chaîne de Markov) a permis de mettre en évidence une certaine persistance de "l'absence de pluies" qui affecte indistinctement tous les mois de la saison des pluies à Lubumbashi.

En décembre, janvier et février (mois de la pleine saison des pluies), cette persistance a une durée moyenne de deux (chaîne de Markov d'ordre 1) à trois jours (modèle d'Erikson). En outre, ces trois mois présentent des comportements statistiques

* Département de Géographie, Université de Lubumbashi, B.P.1825, Lubumbashi, Zaïre. Actuellement :
Département de Géographie physique, Université de Liège, 7 place du 20 Août, 4000 Liège, Belgique

semblables quant aux périodes sèches (ajustement aux mêmes types de distribution). Néanmoins, il s'est révélé que la probabilité d'avoir un jour sec de plus par temps de sécheresse semble plus élevée en février qu'en janvier et décembre.

A la lumière de ces résultats, rien ne permet d'attester la thèse de l'existence d'une "petite saison sèche" ou celle d'une tendance à une certaine sécheresse évoquée par certains auteurs pour le mois de janvier.

INTRODUCTION

Dans la région de Lubumbashi, l'occurrence de périodes sèches (jours consécutifs sans pluies) en saison des pluies a suscité une controverse. Pour certains, ces périodes sèches sont à l'origine du concept de "petite saison sèche" survenant en pleine saison pluvieuse (BERNARD, 1950; ROBERT, 1956; SCHMITZ, 1971; THOEN *et al.*, 1974; LOOTENS & KISHIMBI, 1986; NTOMBI, 1991). Sans toutefois préciser sa durée, ces auteurs situent cette petite saison sèche en janvier, opinion qui serait largement partagée par les habitants de Lubumbashi selon MALAISSE *et al.* (1978). Toutefois, pour NTOMBI (1990), cette accalmie pluviométrique peut survenir aussi bien en décembre qu'en février. Tout en soulignant son caractère aléatoire et irrégulier, ce dernier auteur l'a associée "à la présence relativement permanente de vents d'est dans la troposphère". D'autres auteurs refusent par contre cette notion de "petite saison sèche" (VANDENPLAS, 1943; MALAISSE *et al.*, 1978; SOYER & NTOMBI, 1982), malgré parfois une "tendance à une certaine sécheresse" signalée en janvier (MALAISSE *et al.*, 1978).

Cependant, pour étayer leur thèse, les uns et les autres se contentent le plus souvent à énumérer quelques séquences plus ou moins longues de périodes sèches et/ou pluvieuses survenues durant certaines saisons. A notre avis, ces arguments ne constituent pas des preuves irréfutables pour pouvoir emporter la conviction des tenants de la thèse opposée. Ainsi, pour clarifier ce débat, notre intention est de mener une étude exhaustive 1) du nombre des jours secs et 2) de la longueur des périodes sèches relatives aux différents mois de la saison des pluies à l'aide de méthodes statistiques appropriées. La saison des pluies court de novembre à mars. Décembre (261.2 mm), janvier (266.4 mm) et février (257.3 mm) sont appelés les mois de la pleine saison des pluies (MALAISSE *et al.*, 1978).

La présente note repose sur l'analyse des données pluviométriques journalières relevées à la station Gécamines-Lubumbashi. Ces relevés couvrent la période 1921 à 1989, à l'exception des saisons 1933-34 et 1961-62. Au cours du dépeuplement, nous avons considéré comme jours sans précipitations ceux dont la lame d'eau recueillie était inférieure à 0,1 mm.

METHODES ET RESULTATS.

ANALYSE DU NOMBRE DE JOURS SECS.

Le tableau I reprend les principales caractéristiques statistiques de la distribution du nombre des jours secs au cours des différents mois de la saison des pluies. En ce qui concerne les valeurs de ces caractéristiques, une nette différence se dégage entre les mois de la pleine saison des pluies (décembre à février) et ceux qui les encadrent (novembre et mars).

Les mois de la pleine saison sont en effet caractérisés par:

- un nombre moyen de jours secs inférieurs à 10 (9 en décembre, 8 en janvier et février);
- des coefficients de variation relativement élevés (tous > 40%), reflet d'une variabilité interannuelle plus ou moins importante de l'occurrence de nombre des jours secs;
- une probabilité générale, sous l'hypothèse de l'indépendance, inférieure à 0,30, et ce malgré l'occurrence parfois de plus de 15 jours secs par mois observée au cours de certaines années.

Novembre et mars, mois qui marquent respectivement le début et la fin de la saison pluvieuse, accusent une fréquence élevée de nombre des jours secs, traduite notamment par:

- des jours secs moyens par mois supérieurs à 1 (15 en novembre et 12 en mars);
- une probabilité générale d'occurrence d'un jour sec d'environ 0,40. En novembre notamment, l'occurrence d'un jour sec est quasi équiprobable à celle d'un jour pluvieux. Cette occurrence semble plus régulière qu'au cours d'autres mois, le coefficient de variation étant en effet le plus faible (27,1 %).

Tab.I. - Caractéristiques statistiques de nombre des jours secs durant les mois de la saison des pluies à la station Gécamines-Lubumbashi (1921-1989)

	novembre	décembre	janvier	février	mars
Nombre total de jours secs	968	572	536	495	815
Nombre moyen de jours secs/mois	14,7	8,7	8,1	7,5	12,4
Ecart-type en jours	4,0	3,6	3,3	3,5	4,5
Coefficients de variation (en %)	27,1	41,3	40,6	46,5	36,3
Nombre maximum de jours secs	24	17	17	19	22
Probabilité générale	0,487	0,280	0,262	0,268	0,398

La répartition de ce nombre de jours secs par groupe de dix jours (non chevauchants) (Fig. 1) révèle que les fréquences absolues décroissent de novembre à janvier. Après avoir atteint leur minimum à la dernière décade de ce dernier mois, elles augmentent très légèrement en février, puis sensiblement en mars.

Cette tendance générale est toutefois jalonnée par des variations en dents de scie, très marquées en pleine saison des pluies. De telles variations peuvent conforter la thèse

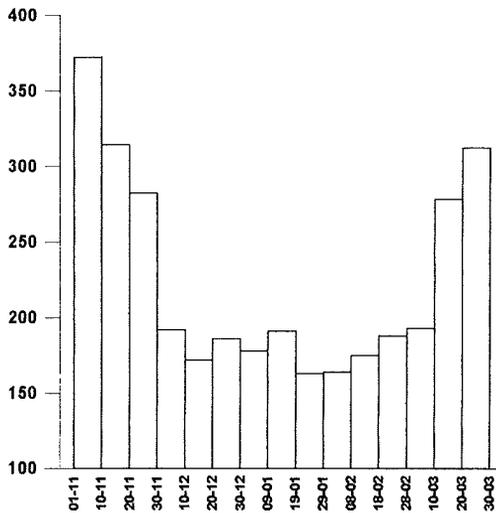


Fig.1. - Nombre de jours sans pluies ($R < 0,1$ mm) par décades pendant la pleine saison des pluies à la station Lubumbashi-Gécamines de 1921 à 1989.

de l'existence de périodes plus sèches que d'autres pendant cette partie de la saison. C'est le cas notamment de la seconde décade de janvier où la fréquence des jours secs semble élevée (Fig. 1). Cependant, ces différences apparentes de fréquence en pleine saison des pluies ne sont pas statistiquement significatives. Car, si on omet les mois de novembre et de mars, l'application de la loi uniforme conduit à l'acceptation de l'hypothèse nulle, c'est-à-dire l'uniformité dans la répartition des fréquences absolues du nombre des jours secs de décembre à février à l'échelle décadaire.

D'autre part, les fréquences très élevées de jours secs observées au début de novembre et vers la fin du mois de mars, à l'origine du rejet de l'hypothèse d'uniformité lorsqu'on inclut ces deux mois, seraient liées aux fluctuations des dates de début et de fin de la saison des pluies. En effet, d'après BULTOT et GRIFFITHS (1972), la saison des pluies peut débuter entre le 3 octobre et le 12 novembre et s'achever entre le 30 mars et le 7 mai.

Cependant, il convient de faire remarquer que pendant la période allant du 22 octobre - date moyenne présumée du début de la saison des pluies (BULTOT & GRIFFITHS, 1972) - au 5 novembre, la probabilité générale d'occurrence d'un jour sec est supérieure à 60 %. Cette valeur dénote un risque encore très élevé de sécheresse pendant cette période de l'année. Après le 5 novembre, cette probabilité diminue au-dessous de 50 % (Tab. II). Ce seuil est de nouveau dépassé après le 31 mars.

Il ressort de toutes ces considérations que le mois de janvier ne paraît pas plus sec que les deux autres mois de la pleine saison de pluies (décembre et février). D'autre part, novembre reste le mois le plus sec de la saison.

Tab.II. - Fréquence absolue et probabilité générale des jours secs par période de cinq jours en octobre-novembre et mars-avril à la station Gécamines-Lubumbashi (1921-1989)

	Fréquence	Probabilité
22 au 26 octobre	245	0,742
27 au 31 octobre	250	0,758
1 au 5 novembre	215	0,652
6 au 10 novembre	158	0,479

27 au 31 mars	164	0,497
1 au 5 avril	210	0,636
6 au 10 avril	233	0,706

ANALYSE DES PERIODES SECHES

L'analyse des périodes sèches doit permettre de mettre en évidence l'existence ou non d'une persistance de la sécheresse et de définir éventuellement sa durée. Plusieurs approches statistiques existent pour décrire et évaluer la persistance d'un phénomène météorologique (ARLERY *et al.*, 1973; BERGER & GOOSSENS, 1983). Les unes sont basées sur le calcul des indices, les autres reposent sur les modèles probabilistes. Seuls, ces derniers seront utilisés car certains d'entre-eux présentent l'avantage de pouvoir comparer les séquences observées à celles estimées par ces différents modèles probabilistes. Mais avant d'appliquer ces modèles, il convient d'examiner tout d'abord quelques paramètres relatifs aux séquences de jours secs au cours des différents mois de la saison des pluies. Ces paramètres sont consignés au tableau III.

Tab.III. - Quelques caractéristiques des périodes sèches observées en saison des pluies à la station Gécamines-Lubumbashi (1921-1989)

	novembre	décembre	janvier	février	mars
Nombre total de périodes sèches	384	348	357	320	382
Longueur moyenne des séquences	2,5	17	15	1,5	2,1
Séquence la plus longue observée	15	14	8	6	11

Il ressort de ce tableau qu'à l'instar du nombre des jours secs, les mois de la pleine saison des pluies (décembre, janvier et février) sont caractérisés par des séquences moyennes plus courtes (inférieures à 2) qu'en novembre (2,5) et mars (2,1). La séquence maximale annuelle de jours consécutifs sans pluies mesurables observée en 66 ans varie de 15 jours (en novembre 1987) à 6 jours (février 1983). En pleine saison des pluies, c'est décembre qui a connu une séquence de plus de 10 jours sans pluies (14 jours en 1925).

Modèles probabilistes de persistance

Quatre lois de probabilités sont couramment utilisées pour modéliser la durée des séquences de jours de pluie ou de jours secs. Il s'agit de la loi binomiale négative et ses dérivées (lois géométriques et logarithmique) ainsi que de la loi d'Éggenberger-Polya. Ces distributions seront présentées de manière succincte.

a. - La loi binomiale négative

Cette loi permet notamment de caractériser le degré d'hétérogénéité des causes qui produisent les phénomènes accidentels considérés (SNEYERS, 1975). Le calcul de probabilité de cette loi est fondée sur la statistique suivante:

$$p_k = p_0 \cdot \alpha^k \cdot \beta(\beta + 1) \dots (\beta + k - 1) / k! \quad k > 0 \quad (1a)$$

où k = la longueur des séquences des jours secs, $k = 1, 2, 3, \dots, r$.

p_0 = probabilité pour $k = 0$. Elle est estimée par la relation suivante :

$$p_0 = (1 - \alpha)^\beta \quad (1b)$$

α et β étant les deux paramètres de la loi. Dans ce travail, ils ont été estimés par la méthode de maximum de vraisemblable au moyen des équations suivantes (SNEYERS, 1975) :

$$\ln(1 + m/\beta) = [F_1/\beta + F_2/(\beta + 1) + F_3/(\beta + 2) + \dots + F_r/(\beta + r - 1)] / F_0 \quad (1c)$$

où $F_0, F_1, F_2, F_3, \dots, F_r$ sont les fréquences cumulées correspondant à $k = 0, 1, 2, 3, \dots, r$ et m est la séquence moyenne

$$\text{et } \alpha = m / (\beta + m) \quad (1d)$$

b. - La loi géométrique

C'est une loi binomiale négative pour laquelle, le paramètre β est égal à 1. Le calcul de probabilité s'effectue au moyen de l'équation suivante :

$$p_k = (1 - \alpha) \cdot \alpha^k, \quad \text{pour } k > 0 \quad (2a)$$

$$\text{et pour } k = 0, \quad p_0 = 1 - \alpha \quad (2b)$$

α est le paramètre de la loi. Elle est évaluée par la statistique exhaustive suivante :

$$\alpha = N_0 / (N_0 + F_0), \quad \text{où} \quad (2c)$$

$$N_0 = \sum k \cdot f_k, \quad f_k \text{ étant la fréquence de périodes sèches d'une durée de } k \text{ jours} \quad (2d)$$

c. - *La loi logarithmique*

C'est aussi une loi binomiale négative dont le paramètre β tend vers 0. Les différentes probabilités sont calculées par l'équation suivante :

$$p_k = p_0 \cdot a^k / (k+1), \quad k > 0 \quad (3a)$$

$$\text{avec } p_0 = -\alpha / \ln(1-\alpha) \quad (3b)$$

Le paramètre de la loi α est estimé à l'aide de la statistique exhaustive suivante :

$$\ln(1 - \alpha) = -\alpha / (1 - \alpha) \cdot l_0^* \quad \text{où } l_0^* = m + 1 \quad (3c)$$

d. - *La loi d'eggenberger-Polya*

Elle permet de caractériser les phénomènes affectés par une persistance. La probabilité d'occurrence d'un événement est estimée par la statistique suivante :

$$p_k = m(m+d) \dots [(m+(k-1) \cdot d) / k! (1+d)^{m(d+k)}], \quad p_k > 0 \quad (4a)$$

$$\text{et pour } k = 0, \quad p_0 = 1 / (1+d)^{(m/d)} \quad (4b)$$

où d est le paramètre de la loi. Il est estimé au moyen de la relation suivante :

$$d = s^2 / (m - 1) \quad (4c)$$

avec s^2 = la variance des occurrences de l'événement.

Le paramètre d caractérise la persistance d'un événement. Lorsque sa valeur est supérieure à zéro, l'occurrence de cet événement rend probable une nouvelle occurrence du même événement (BOUVIER, 1984), s^2 étant la variance des occurrences de l'événement.

Enfin, il importe de noter qu'en vertu de la relation $f_0 > 2f_1$, valable pour tous les mois de la saison des pluies (annexe), le recours aux formes tronquées de ces lois ne se justifiait point.

Les résultats de l'ajustement de ces quatre types de distribution sont résumés aux tableaux IV et V.

En ce qui concerne les valeurs de Khi-carré, qui mesurent l'écart entre les fréquences théoriques et les fréquences observées, il s'avère que toutes les lois décrivent de manière plus ou moins satisfaisante la répartition de la fréquence des périodes sèches de chacun des mois de la saison pluvieuse, à l'exception toutefois de la distribution géométrique pour novembre et en mars.

Les bons ajustements ainsi obtenus au moyen d'une ou plusieurs de ces distributions suggèrent que tous les mois de la saison des pluies connaissent une persistance de la sécheresse. Celle-ci est mise plus particulièrement en évidence par les valeurs du paramètre d de la loi d'eggenberger-Polya, toutes supérieures à la valeur zéro (Tab. V).

Tab.IV. - Valeurs de Khi-carré

Distribution	novembre	décembre	janvier	février	mars
Géométrique	17,61(6)	0,34 *(3)	2,20 *(3)	3,46 *(3)	20,47 (5)
Logarithmique	3,30 *(6)	6,23 *(3)	1,01 *(3)	1,30 *(3)	3,96 *(5)
Eggenberger-Polya	5,66 *(6)	4,60 *(3)	1,33 *(3)	1,29 *(3)	6,72 *(5)
Binomiale négative	2,00*(5)	0,56 *(2)	0,85 *(2)	0,92 *(2)	4,68 *(4)

* = significatif au niveau 0.05; () = nombre de degré de liberté.

D'autre part, comme on pouvait s'y attendre les meilleurs ajustements, traduits par les faibles valeurs du Khi-carré (Tab. IV), sont fournis par la loi binomiale négative, loi à deux paramètres. De la sorte, la valeur de son paramètre α permet donc de donner une limite vers laquelle tend la probabilité d'avoir un jour sec de plus par temps de sécheresse (SNEYERS, 1960). Cette probabilité est ainsi plus élevée au début ($\alpha = 0,716$ en novembre) qu'à la fin ($\alpha = 0,650$ en mars) de la saison des pluies. Tout en restant faible en pleine saison des pluies ($\alpha < 0,500$), elle est néanmoins plus élevée en février ($\alpha = 0,485$) qu'en janvier ($\alpha = 0,459$) ou en décembre ($\alpha = 0,439$).

Tab.V. - Valeurs des paramètres des différentes distributions

Distributions		novembre	décembre	janvier	février	mars
Géométrique	α	0,596	0,389	0,334	0,357	0,532
Logarithmique	α	0,798	0,600	0,535	0,563	0,747
Eggenberger-Polya	d	2,477	1,151	0,968	0,667	1,540
Binomiale négative	α	0,716	0,439	0,459	0,485	0,650
	β	0,584	0,815	0,590	0,590	0,600

Cependant ces quatre distributions ne permettent guère d'estimer de manière précise la durée de cette persistance de sécheresse. Cette estimation requiert ainsi l'utilisation d'autres modèles parmi lesquels le modèle d'Erikson et les chaînes de Markov ont retenu notre attention.

Le modèle d'Erikson

Ce modèle a été appliqué notamment par BERGER et GOOSSENS (1983) pour tester la persistance des états pluvieux et secs à Uccle (Belgique). Il est basé sur le calcul des probabilités conditionnelles si on connaît l'état du jour initial (jour 0).

Tab. VI. - Modèle d'Erikson: probabilités conditionnelles (p_n) et probabilité générale (p)

	jour initial	p_1	p_2	p_3	p_4	p_5	p
novembre	sec	0,603	0,513	0,493	0,488	0,487	0,487
	pluvieux	0,376	0,462	0,481	0,485	0,486	
décembre.	sec	0,392	0,297	0,282	0,280	0,280	0,280
	pluvieux	0,236	0,273	0,279	0,279	0,280	
janvier	sec	0,334	0,269	0,263	0,262	0,262	0,262
	pluvieux	0,236	0,260	0,262	0,262	0,262	
février	sec	0,354	0,278	0,269	0,268	0,268	0,268
	pluvieux	0,237	0,264	0,267	0,268	0,268	
mars	sec	0,531	0,428	0,405	0,400	0,398	0,398
	pluvieux	0,310	0,379	0,394	0,397	0,398	

Si on convient de noter s l'état sec et h l'état pluvieux, L, le nombre total des séquences de jours secs par mois et M, le nombre total de jours secs par mois, on peut calculer les probabilités conditionnelles suivantes:

$$P_{h/s} = L/M, \text{ probabilité qu'un jour sec soit suivi d'un jour pluvieux;} \quad (5a)$$

$$P_{s/s} = 1 - P_{h/s}, \text{ probabilité qu'un jour sec soit suivi d'un autre jour sec.} \quad (5b)$$

Et à partir des relations suivantes :

$$q.P_{h/h} + p.P_{h/s} = p \quad (5c)$$

$$p.P_{s/s} + q.P_{s/h} = q \quad (5d)$$

on peut tirer les deux autres probabilités conditionnelles $P_{s/h}$ (probabilité qu'un jour pluvieux soit suivi d'un jour sec) et $P_{h/h}$ (probabilité qu'un jour pluvieux soit suivi d'un

autre jour pluvieux), sachant que p est la probabilité générale d'occurrence d'un jour sec, sous l'hypothèse d'indépendance, et

$$q = 1 - p.$$

Ainsi, la probabilité de ne pas avoir de la pluie au jour n si le jour initial (jour 0) est sec est donnée par la relation suivante :

$$p_n = p_{n-1} \cdot P_{s/s} + (1 - p_{n-1}) \cdot P_{s/h} \text{ pour } n > 1 \quad (5e)$$

et pour $n = 1$, $p_1 = P_{s/s}$.

Et lorsque le jour initial est pluvieux, la formule ci-dessus reste d'application mais p_1 devient : $p_1 = P_{s/h}$.

Par ailleurs, $\lim_{n \rightarrow \infty} p_n = p$

L'application du modèle d'Erikson conduit aux résultats qui figurent au tableau VI. Les valeurs de probabilités conditionnelles (p_n) convergent vers la probabilité générale (p), sous l'hypothèse d'indépendance, après 5 jours en novembre et en mars; et 3 jours en décembre, janvier et février. Ces résultats confirment une fois de plus l'existence d'une persistance de sécheresse durant tous les mois de la saison des pluies. Mais comme ce modèle ne permet pas de comparer les fréquences observées aux fréquences calculées, nous allons recourir aux chaînes de Markov qui présentent cet avantage.

Chaînes de Markov

Les chaînes de Markov servent à représenter la structure de dépendance chronologique de variables ne pouvant prendre qu'un nombre fini d'états n au moyen de matrices de probabilités dites de transition. Dans le cas présent, $n = z$, les états étant réduits à un état sec (s) et un état pluvieux (h).

Dans l'hypothèse d'indépendance des états secs (chaînes d'ordre 0), la probabilité d'avoir k jours secs est estimée par la relation suivante :

$$p_k = q^k \cdot p^k \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots, r \quad (6a)$$

Dans le cas où l'état sec pris au jour n dépend de l'état sec pris au jour $n-1$ (dépendance ou chaîne d'ordre 1), p_k devient :

$$p_k = (1 - p_{s/s}) \cdot p_{s/s}^{k-1}, \quad (6b)$$

et lorsque cet état dépend de l'état sec pris aux jours $n-1$ et $n-2$ (ordre 2), p_k est estimé par la relation :

$$p_k = (1 - p_{s/s}) \cdot p_{s/h} \cdot p_{s/ss}^{k-2} \quad (6c)$$

Par le biais des valeurs de Khi-carré, les résultats de l'ajustement des chaînes de Markov d'ordre 0 et 1 sont consignés au tableau VII. L'analyse de ce tableau appelle certains commentaires:

- comme on devait s'y attendre au vu des résultats précédents, l'hypothèse d'indépendance des états secs doit être rejetée au niveau de 0,05 ;

Tab. VII. - Valeurs de Khi-carré. Ajustement aux chaînes de Markov

	ordre 0	ordre 1
novembre	51,77(6)	18,9(5)
décembre	36,79 (4)	0,39*(3)
janvier	20,80 (4)	2,03 *(3)
février	30,20(4)	1,64 *(3)
mars	47,60(6)	19,44(5)

* = significatif au seuil de 0,05. () = nombre de degré de liberté.

- une chaîne d'ordre 1 suffit à décrire de manière satisfaisante les séquences sèches des mois de pleine saison des pluies à savoir, décembre, janvier et février. L'ajustement à cet ordre signifie en fait que la durée moyenne de persistance de sécheresse pour ces mois est de deux jours. Cette durée est en effet légèrement inférieure à celle mise en évidence par le modèle d'Erikson;

- pour novembre et mars, une chaîne d'ordre supérieure à 1 est requise pour rendre compte de la répartition des périodes sèches. Vu les valeurs des séquences moyennes de jours secs (Tab. III) et les résultats obtenus au moyen du modèle d'Erikson (Tab. VI), on est en droit d'espérer qu'une chaîne d'ordre deux ou trois suffira à décrire les séquences sèches de ces mois.

Au regard de tous ces résultats, il apparaît que le mois de janvier n'est guère plus sec que décembre et février, deux autres mois de la pleine saison des pluies.

DISCUSSION ET CONCLUSION

L'analyse du nombre de jours secs d'une part et des périodes de sécheresse prolongée, d'autre part, a permis de mettre en évidence une persistance de la sécheresse qui affecte tous les mois de la saison des pluies. La durée de cette persistance est de deux (chaîne de Markov) à trois jours (modèle d'Erikson) en décembre, janvier et février, mois de la pleine saison des pluies. Durant cette période, le nombre moyen de jours secs par mois, évalué sur 66 ans, a toujours été inférieur à dix jours.

D'autre part, le comportement statistique des périodes sèches de chacun de ces trois mois est le même et peut être, dans chaque cas, ajusté aux mêmes types de

distribution. En se basant sur la valeur du paramètre α de la loi binomiale négative, il se révèle que la probabilité d'avoir un jour sec de plus par temps de sécheresse semble être plus élevée, toutes proportions gardées, en février ($\alpha = 0,485$) - le mois le moins pluvieux de la pleine saison des pluies - qu'en janvier ($\alpha = 0,459$) et décembre ($\alpha = 0,439$).

Ces résultats ne semblent pas confirmer ni la thèse d'une petite saison sèche ni celle d'une tendance à une certaine sécheresse évoquée par certains auteurs en janvier.

Deux facteurs peuvent être invoqués pour expliquer cette persistance de sécheresse en pleine saison des pluies:

1. L'effet modérateur des précipitations d'un jour déterminé sur les phénomènes convectifs du lendemain (ERPICUM cité par NTOMBI, 1982). A notre avis, cet effet ne peut s'exercer que d'un jour à l'autre et s'il explique en partie la fréquence des jours secs au cours de la saison des pluies, il ne peut intervenir dans le phénomène de persistance de ces jours secs.

2. L'incursion de l'alizé des Mascareignes dans la basse troposphère en pleine saison des pluies évoqué par NTOMBI (1990). Celui-ci a mis en évidence au moyen des sondages aérologiques un lien très étroit entre la présence de ces vents au-dessus de Lubumbashi et les longues séquences sèches. Et comme il est, du reste, bien connu que ces vents sont à l'origine de la grande saison sèche à la suite de l'inversion de température qui les caractérise, il est plus que vraisemblable qu'ils soient aussi à l'origine de cette persistance de la sécheresse au sein de la saison des pluies.

Néanmoins, en raison de leur caractère aléatoire et irrégulier, ces incursions de vents d'est ne sont pas susceptibles de générer une véritable petite saison sèche dont le concept, à l'instar de la grande saison sèche, présume une régularité de l'occurrence de ces vents pendant une période bien déterminée avec une durée supérieure en tout cas à deux jours.

D'autre part, l'interruption des précipitations pendant quelques jours en période pluvieuse ne s'observe pas seulement à Lubumbashi. A Yangambi par exemple, région située dans un climat du type équatorial (Af), BULTOT (1971) signale que des périodes sèches de durée supérieure ou égale à 10 jours affectent tous les mois de l'année et malgré l'absence d'une saison sèche bien définie. Pourtant, à Lubumbashi, situé dans un climat de type Cw, on n'a observée qu'une seule fois une séquence de 14 jours sans la moindre goutte de pluie en pleine saison des pluies (décembre 1925). Aussi, pensons - nous qu'il faut écarter définitivement le terme de "petite saison sèche".

Enfin, il reste à souligner que la fréquence plus élevée des vents d'est en novembre qu'en mars (ERPICUM & NTOMBI, 1990) serait aussi à l'origine d'un risque de sécheresse plus élevé au début qu'à la fin de la saison des pluies. Et ce risque est particulièrement élevé pendant les cinq premiers jours du mois de novembre ($p > 0,500$). Ce résultat est à rapprocher de celui obtenu par MBENZA (1982) à l'aide de l'évolution de la teneur en eau de l'air près du sol. Cet auteur a en effet montré qu'une pression partielle de vapeur d'eau supérieure à 15 mb, (seuil qui permet de distinguer l'air sec de l'air humide), n'est atteinte qu'au début de novembre pour se maintenir jusque dans le courant du mois d'avril. Il nous semble donc que tous ces aspects devraient être pris en compte pour fixer la date du début de la saison des pluies malgré la réticence exprimée récemment par NTOMBI (1991) à toute fixation d'une date précise en raison du fait que

- comme on devait s'y attendre au vu des résultats précédents, l'hypothèse d'indépendance des états secs doit être rejetée au niveau de 0,05 ;

Tab.VII. - Valeurs de Khi-carré. Ajustement aux chaînes de Markov

	ordre 0	ordre 1
novembre	51,77(6)	18,9(5)
décembre	36,79 (4)	0,39*(3)
janvier	20,80 (4)	2,03 *(3)
février	30,20(4)	1,64 *(3)
mars	47,60(6)	19,44(5)

* = significatif au seuil de 0,05. () = nombre de degré de liberté.

- une chaîne d'ordre 1 suffit à décrire de manière satisfaisante les séquences sèches des mois de pleine saison des pluies à savoir, décembre, janvier et février. L'ajustement à cet ordre signifie en fait que la durée moyenne de persistance de sécheresse pour ces mois est de deux jours. Cette durée est en effet légèrement inférieure à celle mise en évidence par le modèle d'Erikson;

- pour novembre et mars, une chaîne d'ordre supérieure à 1 est requise pour rendre compte de la répartition des périodes sèches. Vu les valeurs des séquences moyennes de jours secs (Tab. III) et les résultats obtenus au moyen du modèle d'Erikson (Tab. VI), on est en droit d'espérer qu'une chaîne d'ordre deux ou trois suffira à décrire les séquences sèches de ces mois.

Au regard de tous ces résultats, il apparaît que le mois de janvier n'est guère plus sec que décembre et février, deux autres mois de la pleine saison des pluies.

DISCUSSION ET CONCLUSION

L'analyse du nombre de jours secs d'une part et des périodes de sécheresse prolongée, d'autre part, a permis de mettre en évidence une persistance de la sécheresse qui affecte tous les mois de la saison des pluies. La durée de cette persistance est de deux (chaîne de Markov) à trois jours (modèle d'Erikson) en décembre, janvier et février, mois de la pleine saison des pluies. Durant cette période, le nombre moyen de jours secs par mois, évalué sur 66 ans, a toujours été inférieur à dix jours.

D'autre part, le comportement statistique des périodes sèches de chacun de ces trois mois est le même et peut être, dans chaque cas, ajusté aux mêmes types de

distribution. En se basant sur la valeur du paramètre α de la loi binomiale négative, il se révèle que la probabilité d'avoir un jour sec de plus par temps de sécheresse semble être plus élevée, toutes proportions gardées, en février ($\alpha = 0,485$) - le mois le moins pluvieux de la pleine saison des pluies - qu'en janvier ($\alpha = 0,459$) et décembre ($\alpha = 0,439$).

Ces résultats ne semblent pas confirmer ni la thèse d'une petite saison sèche ni celle d'une tendance à une certaine sécheresse évoquée par certains auteurs en janvier.

Deux facteurs peuvent être invoqués pour expliquer cette persistance de sécheresse en pleine saison des pluies:

1. L'effet modérateur des précipitations d'un jour déterminé sur les phénomènes convectifs du lendemain (ERPICUM cité par NTOMBI, 1982). A notre avis, cet effet ne peut s'exercer que d'un jour à l'autre et s'il explique en partie la fréquence des jours secs au cours de la saison des pluies, il ne peut intervenir dans le phénomène de persistance de ces jours secs.

2. L'incursion de l'alizé des Mascareignes dans la basse troposphère en pleine saison des pluies évoqué par NTOMBI (1990). Celui-ci a mis en évidence au moyen des sondages aérologiques un lien très étroit entre la présence de ces vents au-dessus de Lubumbashi et les longues séquences sèches. Et comme il est, du reste, bien connu que ces vents sont à l'origine de la grande saison sèche à la suite de l'inversion de température qui les caractérise, il est plus que vraisemblable qu'ils soient aussi à l'origine de cette persistance de la sécheresse au sein de la saison des pluies.

Néanmoins, en raison de leur caractère aléatoire et irrégulier, ces incursions de vents d'est ne sont pas susceptibles de générer une véritable petite saison sèche dont le concept, à l'instar de la grande saison sèche, présume une régularité de l'occurrence de ces vents pendant une période bien déterminée avec une durée supérieure en tout cas à deux jours.

D'autre part, l'interruption des précipitations pendant quelques jours en période pluvieuse ne s'observe pas seulement à Lubumbashi. A Yangambi par exemple, région située dans un climat du type équatorial (Af), BULTOT (1971) signale que des périodes sèches de durée supérieure ou égale à 10 jours affectent tous les mois de l'année et malgré l'absence d'une saison sèche bien définie. Pourtant, à Lubumbashi, situé dans un climat de type Cw, on n'a observée qu'une seule fois une séquence de 14 jours sans la moindre goutte de pluie en pleine saison des pluies (décembre 1925). Aussi, pensons - nous qu'il faut écarter définitivement le terme de "petite saison sèche".

Enfin, il reste à souligner que la fréquence plus élevée des vents d'est en novembre qu'en mars (ERPICUM & NTOMBI, 1990) serait aussi à l'origine d'un risque de sécheresse plus élevé au début qu'à la fin de la saison des pluies. Et ce risque est particulièrement élevé pendant les cinq premiers jours du mois de novembre ($p > 0,500$). Ce résultat est à rapprocher de celui obtenu par MBENZA (1982) à l'aide de l'évolution de la teneur en eau de l'air près du sol. Cet auteur a en effet montré qu'une pression partielle de vapeur d'eau supérieure à 15 mb, (seuil qui permet de distinguer l'air sec de l'air humide), n'est atteinte qu'au début de novembre pour se maintenir jusque dans le courant du mois d'avril. Il nous semble donc que tous ces aspects devraient être pris en compte pour fixer la date du début de la saison des pluies malgré la réticence exprimée récemment par NTOMBI (1991) à toute fixation d'une date précise en raison du fait que

" trop de mécanismes dynamiques et thermiques entrent en ligne de compte pour ce démarrage".

BIBLIOGRAPHIE

- ARLERY, R., GRISOLET, H. & GUILMET, B., 1973. *Climatologie. Méthodes et pratiques*. Gauthier-Villars, Paris, 434p.
- BERGER, A. & GOOSSENS, Chr., 1983. Persistence of wet and dry spells at Uccle (Belgium). *Journal of Climatology*, 3, 21-34.
- BERNARD, E., 1950. Aperçus fondamentaux sur la climatologie du Katanga. In : *C.R. Journées scientifiques. Elisabethville*, 4,1, 56-69.
- BOUVIER, Ch., 1983. Etude des effets de dépendance dans une série chronologique. Application à l'étude des séquences de jours de pluies. *Cahiers ORSTOM, sér. Hydrol.*, 20, 79-116.
- BULTOT, F. & GRIFFITHS, J.F., 1971. The Equatorial wet zone. In J.F. GRIFFITHS (Ed.) *Climates of Africa*, pp.259-311,
- BULTOT, F., 1971 *Atlas climatologique du bassin congolais, vol II, Les composantes du bilan de l'eau*. INEAC, Bruxelles. 88 planches, 19 figures, 11 tableaux.
- ERPICUM, M., & N'TOMBI, M.K., 1990. Variations saisonnières du profil vertical du vent dans la région de Lubumbashi. *Publ. Assoc. Intern. Climatol.*, 3, 151-162.
- HARJOABA, I., HARJOABA, R & KALOMBO, K., 1978. L'évolution du régime pluviométrique du nord au sud de la partie orientale de la république du Zaïre. *Geo-Eco-Trop.*, 2, 3, 317-335.
- LOOTENS, M. & KISHIMBI, Y., 1986. Some aspects of water and sediment discharge in the upstream section of Kafubu River (Shaba-Zaïre). *Geogr. Ann.*, 68(A), 4, 383-392.
- MALAISSÉ, F., MALAISSÉ-MOUSSET & SCHOROCHOFF, G., 1978. Analyse de la pluviosité à Lubumbashi et dans ses environs immédiats. *Geo-Eco-Trop*, 2, 3, 301-315
- MBENZA, M., 1982. L'évolution de la teneur en eau de l'air à proximité du sol dans la région de Lubumbashi au cours de la période sans pluies continues. *Geo-Eco-Trop*, 6, 3, 191-199.
- NTOMBI, M.K., 1982. La date du début de la saison des pluies à Lubumbashi (Shaba, Zaïre). *Geo-Eco-Trop*, 6, 3, 183-190.
- NTOMBI, M.K., 1990. Etude des sondages aérologiques et des images satellitaires de Météosat en vue de l'explication du climat de la région de Lubumbashi (Shaba méridional, Zaïre). Thèse de doctorat, Univ. Liège, 377p.
- NTOMBI, M.K., 1991. Importance de la confluence inter-océanique "C.I.O" pour la prévision du début de la saison des pluies en Afrique tropicale australe occidentale. *Publ. Assoc. Intern. Climatol.*, 4, 225-228.
- ROBERT, M., 1956. *Géologie et Géographie du Katanga*. Marcel Hayez, Bruxelles, 620p.
- SCHMITZ, M., 1956. *La végétation de la plaine de Lubumbashi (Haut-Katanga)*. Pub. INEAC, sér. sc., 113, 388p.
- SNEYERS, R., 1960. Un type de distribution discrète tronquée. *Arch. Met. Geoph. u. Biokl.*, B., 10, 3, 404-411.
- SNEYERS, R., 1975. *Sur l'analyse statistique des séries d'observations*. O.M.M, note technique n° 143, Genève, 192p.

- SOYER, J. & N'TOMBI, M.K., 1982. Variabilité spatiale des pluies à Lubumbashi (Zaïre). *Geo-Eco-Trop.*, 6, 1, 1-20.
- THOEN, D., PARENT, G. & TSHITEYA, L., 1974. L'usage des champignons dans le haut-Shaba. *Probl. Soc. Zaïrois*, 100-101, 69-85.
- VANDENPLAS, A., 1943. La pluie au Congo belge. *Bull. agr. Congo belge*, 34, 3-4, 273-400.

ANNEXE I. Nombre de séquences de jours consécutifs sans pluies mesurables (k) pendant la saison des pluies à la station Gécamines-Lubumbashi (1921 - 1989).

(k)	novembre	décembre	janvier	février	mars
0	186	215	248	214	206
1	70	82	68	66	76
2	47	32	27	27	40
3	29	11	9	9	27
4	19	5	0	4	8
5	9	1	2	3	10
6	7	1	1	0	1
7	4	0	2	0	6
8	2	0	0	0	5
9	7	0	0	0	2
10	2	0	0	0	1
11	1	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0
13	0	1	0	0	0
14	1	0	0	0	0