

ANALYSE STATISTIQUE DES MAXIMUMS ANNUELS DE PLUIE JOURNALIERE A KOLWEZI (ZAÏRE)

**Daily rainfalls at Kolwezi station (Zaire),
a statistical analysis of their annual maxima**

ASSANI A. & KALOMBO K.*

ABSTRACT.

The aim of the study is to fit a suitable probability function for estimating the return periods of heavy rainfalls that cause inundations and damage in the Kolwezi town. A good adjustment of the annual maxima of daily rainfall is obtained by 3 parameter probability functions (Jenkinson, Loglogistic, Weibull III). However, the distribution, advocated by BULTOT, tends to underestimate the quantiles whose recurrence is lower than 5 years. The return period of the minimal threshold of rainfalls (60mm), is estimated at about 2 years.

RESUME.

Cette note a pour but d'estimer, au moyen d'une loi de probabilité adéquate, la période de récurrence des pluies à l'origine des inondations et des forts dégâts matériels dans la ville de Kolwezi. Il s'est révélé que les lois de probabilité à trois paramètres (Jenkinson, Loglogistique et Weibull III) décrivent de manière satisfaisante la répartition des pluies maximales annuelles. Toutefois, la loi des valeurs des extrêmes généralisées (loi de Jenkinson), préconisée par BULTOT, tend à sous-estimer les pluies de récurrence inférieure à 5 ans. Estimée sur une série annuelle, la période de retour du seuil minimal des pluies (60 mm) est de 2 ans environ.

INTRODUCTION.

Cette note s'inscrit dans un vaste programme qui vise à modéliser les fortes pluies au moyen des lois de probabilité en vue de déterminer leur

* Département de Géographie, Université de Lubumbashi, B.P. 1825, Lubumbashi.

Actuellement: Institut de Géographie, Université de Liège, Allée du 6 Août, Sart-Tilman, 4000 Liège

fréquence d'apparition sur l'ensemble du territoire zaïrois. Inutile d'insister sur l'intérêt socio-économique d'une telle étude dans divers domaines (irrigation, drainage, constructions de réservoirs pour la pisciculture, conservation des sols, aménagement des voies d'eau, des routes et aérodromes etc..) et pour la prévention des risques naturels (inondations, éboulement, érosion etc..). La destruction quasi généralisée des infrastructures (égouts bouchés et canalisations obstruées...) et le déboisement autour de grandes agglomérations ont encore accru ces risques au cours de ces dernières années; ce qui justifie davantage un tel programme.

Du point de vue climatologique et hydrologique, il est question de voir si une seule loi de probabilité peut être utilisée sur l'ensemble du pays. En dépit de nombreuses études statistiques sur la pluviométrie au Zaïre (VANDENPLAS, 1945, 1948; BULTOT, 1954, 1954, 1956, 1957, 1959, 1961; PIRE *et al*, 1960; CRABBE, 1970; MALAISSE *et al*, 1978; KALOMBO, 1979; SOYER & NTOMBI, 1982; ASSANI, 1994...), la problématique de la modélisation des lames d'eau journalières au moyen de lois de probabilité n'a jamais fait l'objet d'une note spécifique.

Dans le volume 2 de l'atlas climatique du bassin zaïrois consacré aux composantes du bilan d'eau, BULTOT (1971) mentionne quelques valeurs de pluie journalière correspondant aux récurrences de 10, 25 et 50 ans pour certaines stations climatiques du Zaïre. Ces valeurs furent estimées par la loi de Jenkinson (loi des valeurs extrêmes généralisées). Cependant, aucun commentaire n'a accompagné ces résultats. Ce qui suscite des interrogations sur le choix de cette loi et son adéquation sur les séries analysées. Il nous a donc paru utile de confronter cette loi de probabilité à d'autres afin de choisir la meilleure pour modéliser les pluies maximales journalières recueillies à Kolwezi.

Située à l'extrémité occidentale de l'arc cuprifère zaïro-zambienne, la région de Kolwezi recèle les gisements les plus riches en minerais de Cu, Co, Zn etc.. Ceux-ci y sont extraits notamment dans les carrières à ciel ouvert, très exposées à des inondations lors de fortes pluies. Ces dernières entraînent parfois l'interruption des travaux d'extraction pendant plusieurs jours. En outre, la ville entière est en proie à une érosion ravissante (MBENZA *et al*, 1991) et à des inondations des rivières qui la drainent. De nombreux quartiers sont ainsi très menacés. D'ailleurs, plusieurs d'entre eux sont de ce fait appelés à disparaître comme le prévoit le plan directeur d'aménagement (BRUNEAU & MANSILA, 1986).

Les nombreux dégâts causés par les eaux de ruissellement sont généralement provoqués par les pluies journalières de hauteur supérieure à 60 mm. Il nous a donc paru intéressant d'étudier leur fréquence d'apparition au moyen d'une loi de probabilité adéquate.

La qualité de l'estimation des probabilités associées aux valeurs observées et leurs récurrences impliquent le choix des meilleures méthodes d'estimation (WMO, 1989) des paramètres des lois de probabilité et des fréquences expérimentales des valeurs de la variable, des lois de probabilité et des séries à analyser.

Choix de la méthode d'estimation des paramètres des lois de probabilité et des fréquences expérimentales.

Traditionnellement, deux méthodes d'estimation sont couramment utilisées pour estimer les paramètres des lois, à savoir, la méthode classique des moments et celle de maximum de vraisemblable. La première méthode consiste à adopter comme loi ajustée obtenue en attribuant aux paramètres les valeurs empiriques déduites de la série des observations lorsque le ou les paramètres de la loi de répartition sont des moments de cette loi. La seconde méthode vise à déterminer une valeur minimum du moment, valeur en dessous de laquelle il n'est pas possible de descendre, quelle que soit la fonction utilisée dans la définition de l'estimateur (DAGNELIE, 1992). Elle est en effet plus précise pour l'estimation des paramètres des lois (variance et biais faibles) que la première.

En 1979, GREENWOOD *et al* introduisirent une nouvelle méthode d'estimation, la méthode des moments de probabilité pondérés (probability weighted moments ou PWM), approche de plus en plus utilisée dans la littérature spécialisée. Par rapport à la méthode classique des moments, la méthode des moments de probabilité pondérés génère des faibles biais et variance des paramètres des lois de probabilité et des quantiles. Elle est donc plus efficace que la première. D'autre part, la méthode des moments de probabilité pondérés prend en compte aussi bien les rangs que les valeurs d'éléments de l'échantillon analysé. Enfin, les paramètres de certaines lois de répartition ne peuvent pas être estimés par la méthode classique des moments. C'est le cas notamment des lois de Jenkinson, Weibull, Lambda symétrique etc.. (LANDWEHR *et al*, 1979). Ainsi, l'efficacité de la méthode des moments de probabilité pondérés en ce qui concerne l'estimation des paramètres est comparable à celle de la méthode de maximum de vraisemblable (HOSKING, 1985; LUBES & MASSON, 1991). Par rapport à cette dernière, elle présente cependant le grand avantage de rendre facile le calcul des paramètres des lois de probabilité sans passer par la résolution des fonctions complexes. En outre, pour des échantillons de petite taille (15 à 25 individus) - comme c'est le cas avec l'échantillon de Kolwezi - la méthode des moments de probabilité pondérés donne une meilleure estimation des paramètres (faible biais) que la méthode de maximum de vraisemblable (HOSKING *et al*, 1985). Tous ces éléments plaident en faveur de l'utilisation de cette méthode pour estimer les paramètres des lois de probabilité que nous allons retenir.

L'estimation des paramètres des lois par la méthode de probabilité pondérés requiert le calcul des quatre premiers moments définis par les relations suivantes.

$$M_0 \approx \sum x_i/n \quad (1)$$

$$M_1 \approx [\sum x_i p_i]/n \quad \text{ou} \quad [\sum x_i (1 - p_i)]/n \quad (2)$$

$$M_2 \approx [\sum x_i (p_i)^2]/n \quad \text{ou} \quad [\sum x_i (1 - p_i)^2]/n \quad (3)$$

$$M_3 \approx [\sum x_i (p_i)^3]/n \quad \text{ou} \quad [\sum x_i (1 - p_i)^3]/n \quad (4)$$

p_i , qui varie de 0 à 1, est la fréquence expérimentale (plotting position) de la variable x de rang i classé par ordre de grandeur croissant et n est la taille de l'échantillon analysé.

Il existe plusieurs formules pour évaluer ces fréquences expérimentales (CUNNANE, 1978). En ce qui concerne la méthode des moments de probabilité pondérés, HOSKING *et al* (1985) recommandent la relation suivante:

$$p_i = (i - 0.35)/n \quad (5)$$

Il faut noter toutefois que SINCLAIR & AHMAD (1988) ont remarqué qu'un changement d'origine se répercute sur la valeur du paramètre de forme de la loi de Jenkinson, quand on utilise cette expression. Pour corriger ce défaut, ils proposèrent la formule suivante :

$$p_i = (i + a)/(n + d) \quad (6)$$

$$a = [- (n - 1) + (n^2 - 1)^{1/2}]/2 \quad (7)$$

$$d = 1 + 2a \quad (8)$$

LUBES & MASSON (1991) ont utilisé les expressions 6 et 7 pour évaluer le biais et la variance des estimateurs β_1 et β_2 de la loi de Jenkinson. Ils ont montré, à partir de 100 échantillons simulés par la méthode de Monte-Carlo, que ces deux expressions fournissaient des estimateurs dont la moyenne (dont se déduit le biais par rapport à la vraie valeur) et la variance étaient sensiblement de même ordre de grandeur. A la lumière de ce résultat, ils penchent en faveur de l'utilisation de l'expression (6) qu'ils considèrent comme le meilleur compromis au regard des critères de biais et de variance. Nous l'avons ainsi utilisé dans ce travail pour évaluer les fréquences expérimentales.

Choix des lois de probabilité.

Dans certains pays, des organismes chargés de la gestion des eaux et de l'environnement recommandent l'utilisation d'une ou deux lois de probabilité sur toute l'étendue du territoire pour estimer les récurrences des variables hydroclimatiques et ce malgré une certaine diversité climatique. C'est le cas de l'USWRC (United States Water Research Council) aux Etats-Unis, qui imposa la loi logPearson III en 1967 (WALLIS & WOOD, 1985). En Grande-Bretagne, le

NERC (Natural Environment Research Council) recommanda l'utilisation de la loi de Jenkinson (AHMAD *et al.*, 1988) dès 1975. En Belgique, la loi de Gumbel est couramment utilisée (DUPRIEZ & DEMAREE, 1988; BUISSHAND & DEMAREE, 1989). En France, la méthode de Gradex (une variante de la loi de Gumbel) a remplacé la loi de Frechet (une variante de la loi de Jenkinson) qui fut jadis utilisée (LUBES & MASSON, 1991).

Dans d'autres pays où les organismes chargés d'exploitation et de la gestion des ressources hydriques n'imposent aucune loi, les chercheurs sont obligés d'utiliser un certain nombre des lois et de choisir parmi elles la loi qui donne une meilleure estimation des variables hydroclimatiques (pluies, débits etc.). C'est le cas notamment de l'Espagne où les lois de Jenkinson et de TCEV (une variante de la loi de Gumbel) furent utilisées pour estimer les pluies dont les récurrences sont respectivement supérieures et inférieures à 10 ans (FERRER, 1992). En Turquie, HAKTANIR (1991) observa que les lois loglogistique et logPearson III décrivent de manière satisfaisante les débits de nombreux cours d'eau.

Cependant depuis deux décennies, on assiste à un foisonnement des lois de probabilité proposées pour analyser les valeurs extrêmes des variables hydroclimatiques. Cette multiplication des lois rend malaisé le choix des lois à utiliser. Néanmoins, AHMAD *et al.* (1988) ont proposé un certain nombre de critères qui aident à opérer ce choix. En ce qui nous concerne, en tenant compte de certains de ces critères, nous avons retenu six lois de probabilité dont chacune possède une fonction inverse. L'existence d'une telle fonction autorise en effet de calculer aisément la probabilité associée à une valeur de variable ou l'inverse sans ainsi devoir passer par les tables dont la manipulation pour certaines lois est très fastidieuse comme c'est le cas des lois de la famille Gamma. En définitive, nous avons choisi les lois suivantes: a) celles proches de la répartition de Jenkinson (Gumbel, Jenkinson, Weibull II et III) et b) celles de la famille logistique (logistique, loglogistique). Les formules d'estimation des paramètres de ces lois par la méthode des moments de probabilité pondérés sont consignés au tableau I.

Choix de la série à analyser.

On dispose généralement de deux types de séries.

- Une série annuelle composée de la seule valeur maximale (d'une variable hydroclimatique) de chaque année. La taille de la série est ainsi égale au nombre d'années d'observation.
- Une série partielle constituée par les valeurs de la variable ayant atteint ou dépassé un seuil donné, fixé par l'opérateur. Ce seuil est choisi de manière à rendre statistiquement indépendants les termes de la série. Une telle série est d'un emploi plus délicat et ne sera pas envisagée ici.

Tab.I.- Loïs de probabilité et estimation de leurs paramètres par la méthode des moments de probabilité pondérés.

Loïs de probabilité	Fonction de répartition [F (x)]	Fonction inverse	Estimation des paramètres
Gumbel	$\exp \{ -\exp [-a (x - b)] \}$	$b + [-\ln (-\ln F(x))]/a$	$a = \ln 2 / [M_0 - M_1]$ $b = M_0 - 0.57722/a$
Logistique	$\{ 1 + \exp [-(x-m)/a] \}^{-1}$	$m + a [\ln F(x) - \ln (1-F(x))]$	$m = M_0$ $a = M_0 - 2M_1$
Weibull II	$1 - \exp [-(x/a)^b]$	$a [-\ln (1 - F(x))]^{1/b}$	$a = M_0/\Gamma \{ \ln [M_0/M_1] / \ln 2$ $b = \ln 2 / \ln [M_0/2M_1]$
Jenkinson (GEV)	$\exp \{ -\exp [-((1-k(x-d)/s)^{1/k})] \}$	$d + \{ (s/k) [1 - (-\ln F(x))^{1/k}] \}$	$k = 7.8590c + 2.9554 c^2$ $s = (2M_1 - M_0)k / \Gamma(1+k)(1-2^{-k})$ $d = M_0 + \{ s[\Gamma(1+k) - 1] \}^{1/k}$ c^*
Loglogistique	$\{ 1 + [(x-a)/b]^{-1/c} \}^{-1}$	$a + \{ b [F(x)/(1-F(x))]^c \}$	$c = 3 - [2M_0 - 3M_1]/(M_0 - 2M_1)$ $b = (M_0 - 2M_1)/cA(1,c)$ $a = M_0 - bA(1,c)$ $A(1,c) **$
Weibull III	$1 - \exp \{ -[(x-m)/a]^b \}$	$m + a [-\ln (1 - F(x))]^{1/b}$	$m = 4 \{ (M_3M_0 - [M_1]^2) / (4M_3 + M_0 - 4M_1) \}$ $a = \{ M_0 - m \} / \Gamma [\ln((M_0 - 2M_1)/(M_1 - 2M_3)) / \ln 2]$ $b = \ln 2 / \ln [(M_0 - 2M_1) / (2M_1 - 4M_3)]$

$$c^* = [(2M_1 - M_0)k / (3M_2 - M_0)] - \ln 2 / \ln 3$$

$$A(1,c)** = 1/(0.9993 + 0.0164c - 1.74337 c^2 + 0.2321 c^3 + 0.6 c^4 - 0.10444 c^6)$$

Γ = fonction Gamma.

Le choix de l'une ou l'autre série dépend de la variance et du biais qu'elle génère lors de l'estimation des paramètres et de la période de retour des quantiles. L'analyse de CUNNANE (1973) sur la loi de Gumbel a révélé qu'à taille égale, la série annuelle conduit à une meilleure estimation de la récurrence (≥ 10 ans) que celle obtenue sur série partielle. Cependant, cette dernière peut conduire à une meilleure estimation des paramètres des lois de probabilité, pourvu que sa taille soit au moins 1.65 fois celle de la série annuelle. D'autre part, cette dernière est cependant plus facile à constituer que la série partielle (FERRER, 1992). Elle est donc préférée aussi bien par les chercheurs que par les prévisionnistes. Toutefois, lorsque le nombre d'années d'observation est court - comme c'est le cas de Kolwezi - il est préférable d'analyser aussi une série partielle pour améliorer éventuellement la qualité d'estimation.

ANALYSE DES DONNEES PLUVIOMETRIQUES DE KOLWEZI.

La modélisation statistique se fondera sur les données pluviométriques recueillies à la station de la Gécamines-Kolwezi de 1969 à 1991. Les mesures furent ensuite interrompues à la suite d'incidents politiques. Pour des raisons évoquées ci-dessus, nous avons analysé une série annuelle et une série partielle. Cette dernière fut constituée par toutes les pluies journalières ayant atteint ou dépassé 50 mm. Ce seuil a été choisi du fait qu'il permet d'obtenir une taille satisfaisante qui réponde au critère au critère préconisé par CUNNANE (1973), c'est à dire presque deux fois celle de la série annuelle. En effet, au-dessous de 50 mm, les séries partielles deviennent trop longues et au-dessus de ce seuil, la taille des séries partielles devient inférieure à 1,65 fois celle de la série annuelle. Par ailleurs, ce seuil est suffisamment élevé pour que les termes de la série ne soient pas affectés par le phénomène d'autocorrélation et que l'occurrence des pluies au moins supérieures à 50 mm suive un processus selon la distribution de Poisson (occurrence aléatoire). Ces deux conditions rendent en effet les termes de cette série partielle indépendants.

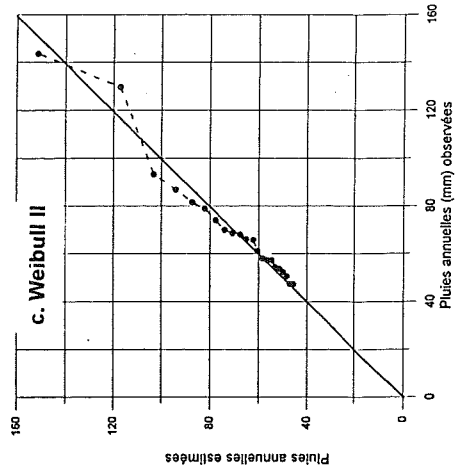
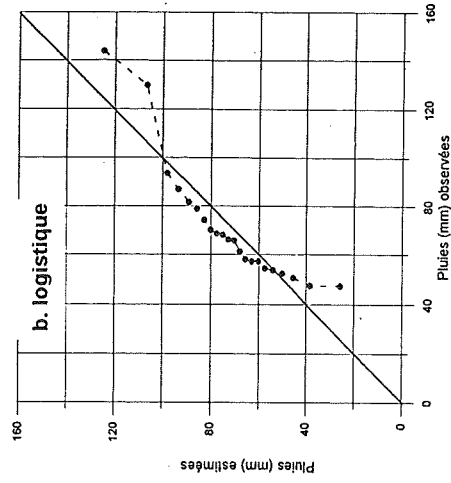
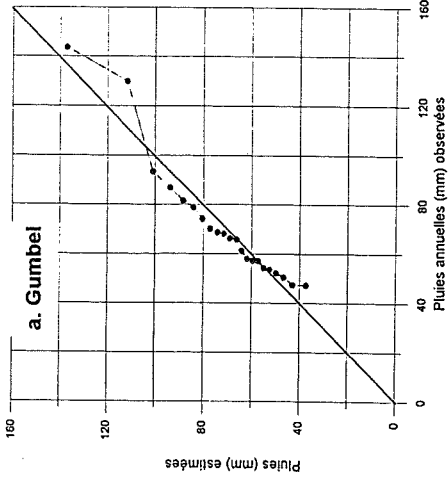
Analyse de la série annuelle.

L'ajustement a été effectué selon les six lois de probabilité retenues à l'aide des 22 valeurs de la série des maximums annuels de pluie journalière. La meilleure adéquation repose sur les deux critères suivants.

- L'écart type résiduel (s) qui est la racine carrée de la variance résiduelle (S^2). Celle-ci est évaluée au moyen de l'expression suivante.

$$S = (1/n) \cdot \sum (x_i - x_i')^2 \quad (9)$$

x_i' est la valeur de la variable estimée par la loi de probabilité au moyen de la fonction inverse. Cette relation suggère que l'adéquation est d'autant meilleure que la valeur de la variance est faible. Celle-ci devient nulle en cas d'une adéquation parfaite. Contrairement au test classique d'adéquation du Khi-carré,



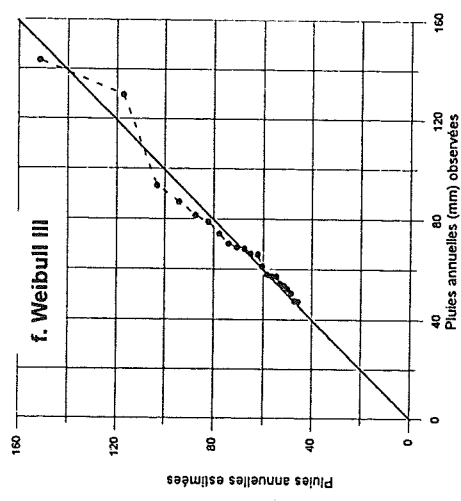
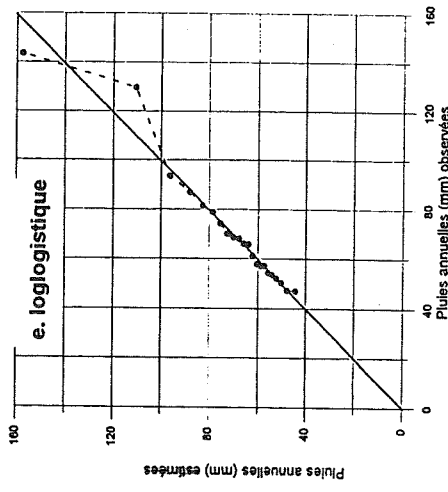
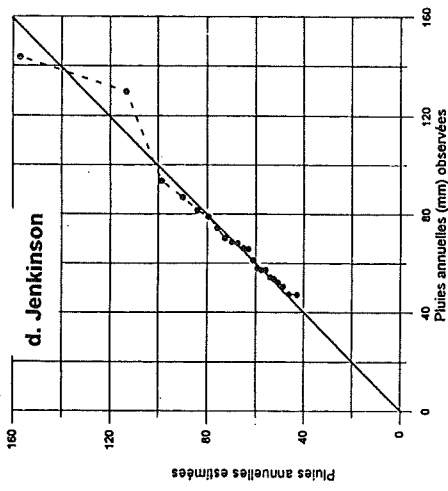


Fig.1. - Comparaison des valeurs de pluies observées et estimées selon certaines lois, sur la série annuelle, à la station Gécamines-Kolwezi.

basé sur le regroupement des valeurs de la variable en classes, la variance résiduelle tient compte de chaque valeur de la variable prise individuellement. Il importe de préciser que le regroupement en classe entraîne une certaine perte d'information. D'autre part, en raison de la taille de l'échantillon analysé, l'emploi du test de khi-carré devient très malaisé car il ne permet pas de former un nombre de classes supérieur à 4 contenant chacune un effectif d'au moins 5 individus. De la sorte, le nombre de degré de libertés des lois de probabilité à trois paramètres deviendra donc nul interdisant de la sorte de tester leur adéquation sur les données d'observation au moyen des tables.

Le test graphique, très vivement recommandé par DUBREUIL (1974) et SNEYERS (1975), permet de s'assurer de la bonne adéquation des lois ajustées en visualisant leur tracé par rapport aux points observés. Afin de rendre aisée la comparaison entre les différentes lois, nous avons préféré représenter séparément ces lois sur des graphiques à échelle arithmétique (en abscisses et en ordonnées) dans lesquels les valeurs observées sont directement comparées à leurs estimées. La qualité de l'ajustement des lois sera ainsi appréciée en fonction de la dispersion des points par rapport à la diagonale qui relie les points d'égale valeur.

Les résultats d'ajustement des lois de probabilité sur la série annuelle des pluies à Kolwezi sont consignés au tableau II en ce qui concerne l'écart type résiduel et à la figure 1a-f quant au test graphique.

Tab.II.- Valeurs des écarts types résiduels (S_x) de différentes lois de probabilités ajustées sur la série annuelle des pluies à Kolwezi (1969-1991).

	Gumbel	Logistique	Weibull II	Jenkinson	Loglogistique	Weibull III
S_x	6.23	9.93	10.56	4.99	5.29	4.56

Il ressort du tableau II que la plus faible valeur de l'écart type résiduel est fournie par la loi de Weibull III, suivie de près par les lois de Jenkinson et loglogistique. Le test graphique confirme ces résultats. En effet, pour ces trois lois, la dispersion des points autour de la diagonale (fig.1d, 1e, 1f) est faible. Il importe de noter que si on omet les deux plus grandes valeurs de pluie journalière, c'est la loi loglogistique qui décrit mieux la répartition des lames pluviométriques journalières car presque tous les points s'alignent sur la diagonale (fig. 1e). Quoi qu'il en soit, il nous semble difficile de départager ces trois lois.

Donc, à la lumière de ces considérations, ce sont les lois à trois paramètres qui s'ajustent le mieux à la série annuelle des pluies maximales journalières à Kolwezi, à l'instar des autres stations du Zaïre (BULTOT, 1971). Elles nous serviront donc à estimer la période de retour des pluies les plus intenses. L'estimation de la récurrence de ces pluies est consignée au tableau III. La

divergence entre la loi de Jenkinson et les deux autres lois (Loglogistique et Weibull) apparaît surtout pour les pluies dont la récurrence est inférieure à 5 ans.

Tab.III.- Estimation des valeurs des pluies (en mm) associées à certaines récurrences par les lois de Jenkinson, loglogistique et Weibull III.

Récurrences en années	Jenkinson	Loglogistique	Weibull III
2	53.0	64.5	63.4
5	83.5	82.5	87.1
10	99.7	97.8	104.8
20	118.1	116.4	122.5
25	124.6	123.3	128.1
40	139.4	139.5	140.0
50	147.0	148.2	145.6
100	173.1	179.5	163.0

La première loi a tendance à les sous-estimer. Précisons que ce sont ces deux dernières lois qui correspondent aux faibles valeurs de l'écart type résiduel. D'autre part, la période de retour de la pluie de 60 mm - responsable des dégâts matériels et d'inondation dans la ville de Kolwezi - estimée par les lois de Weibull III et loglogistique - est de l'ordre de 2 ans. La pluie maximale enregistrée (143.6 mm) en 22 ans d'observation aurait une période de retour d'environ 50 ans.

La comparaison des hauteurs de pluie journalière correspondant à certaines périodes de retour (10, 25 et 50 ans) à celles estimées dans d'autres régions climatiques par la loi de Jenkinson (BULTOT, 1971) révèle que la pluie de récurrence décennale est peu différente de celle estimée à Lubumbashi, la station la plus proche (tableau IV). Mais pour des récurrences supérieures à 10 ans, les pluies journalières à Kolwezi sont plus élevées qu'à Lubumbashi. Elles sont comparables à celles observées à Kinshasa et Yangambi, deux régions connues pour leurs fortes intensités de pluies (BULTOT, 1961).

Tab.IV.- Estimation des pluies journalières (en mm) à Kolwezi et dans d'autres stations du Zaïre au moyen de la loi de Jenkinson.

Récurrence	Kolwezi (Aw6)	Lubumbashi (Cw)*	Kinshasa (Aw4)*	Tshibinda (Cf)*	Yangambi (Af)*	Luebo (Aw4)*	Bambesa (Am)*
10 ans	100	101	119	89	112	109	97
25 ans	125	110	138	96	135	120	105
50 ans	147	116	153	101	154	127	110

* = valeurs calculées par BULTOT (1971).

De ces considérations, on peut donc affirmer que les pluies de récurrence supérieure à 10 ans sont plus intenses à Kolwezi qu'à Lubumbashi, deux villes

situées sur le plateau du Katanga et balayées par les mêmes types de flux aussi bien en saison des pluies (confluence interocéanique) qu'en saison sèche (alizé des Mascareignes). Dans l'état actuel de nos connaissances, rien ne semble expliquer cette différence d'intensité entre les deux régions. Peut-on l'associer à une différence d'altitude, Kolwezi (1400 m) étant situé plus haut que Lubumbashi (1200 m). Si c'est le cas, pourquoi cette influence ne se limiterait qu'aux très fortes pluies?

REPARTITION MENSUELLE DES PLUIES JOURNALIERES ≥ 60 mm.

Il est intéressant de connaître aussi la répartition mensuelle des fortes pluies car l'ampleur de leurs effets dépend de la période pendant laquelle elles surviennent. Ainsi, une pluie de 100 mm qui tombe au début de la saison a peu de chance de provoquer des inondations aussi graves que lorsqu'elle survient au coeur de la saison des pluies lorsque le sol est complètement saturé.

En 22 ans d'observations, on a enregistré 19 pluies au total ayant atteint ou dépassé 60 mm. Leur fréquence mensuelle est représentée à la fig. 2. Il ressort de ce graphique que ces pluies peuvent survenir à n'importe quel mois de la saison des pluies de septembre à février. Néanmoins, la moitié de ces précipitations survient aux mois d'octobre et de février, vers le début et la fin de la saison pluvieuse.

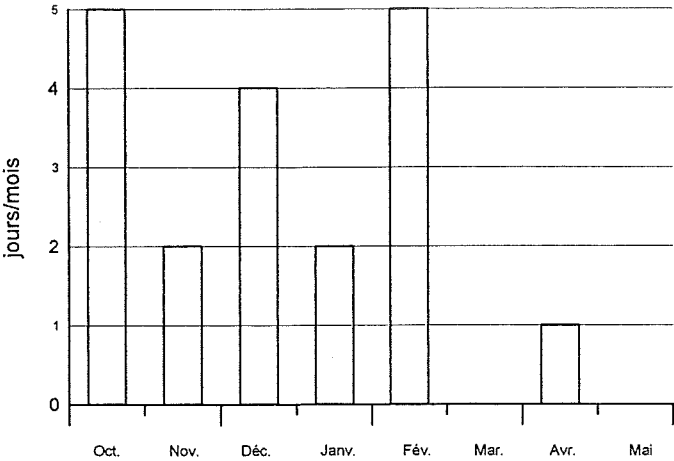


Fig.2. - Répartition mensuelle des pluies journalières supérieures à 60 mm (Kolwezi). (1969-1990)

CONCLUSION.

L'analyse statistique des pluies maximales annuelles journalières de Kolwezi a révélé que celles-ci peuvent être décrites de manière satisfaisante par les lois de probabilité à trois paramètres (Jenkinson, Loglogistique et Weibull III). Toutefois, la loi de Jenkinson sous-estime les pluies de récurrence inférieure à la récurrence quinquennale.

Estimée sur une série annuelle, la récurrence du seuil minimal des pluies (60 mm) qui provoquent notamment les inondations est estimée à 2 ans. Ces précipitations peuvent survenir à n'importe quel mois de la saison pluvieuse.

La période de retour de la lame d'eau la plus élevée (143.6 mm) enregistrée en un jour en 22 ans d'observations est estimée à 50 ans. Les pluies de récurrence supérieure à la récurrence décennale (100 mm) sont plus élevées à Kolwezi qu'à Lubumbashi, deux régions balayées par les mêmes flux malgré la différence d'altitude. Elles sont comparables à celles estimées à Kinshasa (région soumise en partie à l'influence maritime) et à Yangambi (région équatoriale). A titre comparatif, à la station d'Uccle (Belgique) par exemple, région baignée par un climat tempéré océanique, les pluies de récurrences décennale, cinquantennale et centennale - estimées sur une série annuelle par la loi de Gumbel - correspondent respectivement à 49, 59 et 71mm (DUPRIEZ & DEMAREE, 1988). Ces valeurs sont très inférieures à celles estimées à Kolwezi.

REMERCIEMENTS.

Les auteurs expriment leurs vifs remerciements au professeur DEMAREE, directeur de la section hydrologie à l'Institut Royal Météorologique de Belgique, pour l'accueil qu'il a réservé à l'un d'entre nous.

BIBLIOGRAPHIE.

- AHMAD, M.I., SINCLAIR, C.D. & WERRITY, A., 1988. Log-logistic flood frequency analysis. *Journal of hydrology*, 98, 205-224.
- ASSANI, A.A., 1994. Etude statistique du nombre de jours secs et de la longueur des périodes sèches au cours de la saison des pluies à Lubumbashi. *Geo-Eco-Trop*, 17, 1-4, 1-14.
- BRUNEAU, J.C. & MANSILA, F.K., 1986. Kolwezi: l'espace habité et ses problèmes dans le premier centre minier du Zaïre. *Cah. Sc. Hum.*, 22, 2, 217-228.
- BUISHAND, T.A. & DEMAREE, G.R., 1989. Estimation of the annual maximum distribution from samples of maxima in separate seasons. *Stochastic Hydrol. Hydraul.*, 4, 89-103.

- BULTOT, F., 1950. Régimes normaux et carte des précipitations dans l'est du Congo belge. Publ. INEAC, Bur. Climatol., 1, 28p.
- BULTOT, F., 1954. Saisons et périodes sèches et pluvieuses au Congo belge et au Rwanda-Urundi. Publ. INEAC, Bur. Climatol., 9, 70p.
- BULTOT, F., 1956. Etude statistique des pluies intenses en un point et sur une aire au Congo belge et au Rwanda-Urundi. Publ. INEAC, Bur. Climatol., 11, 90p.
- BULTOT, F., 1959. Etude statistique des chutes de grêle au Congo belge et au Rwanda-Urundi. Publ. INEAC, Bur. Climatol., 17, 43p.
- BULTOT, F., 1971. Atlas climatique du bassin congolais. Les composantes du bilan d'eau. INEAC, Bruxelles, vol II, 88 planches, 19 figures, 11 tableaux.
- CRABBE, M., 1970. *L'écoclimat de Yangambi de 1960 à 1965*. Office National de la Recherche et du Développement, Kinshasa, 95p.
- CUNNANE, C., 1973. A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. *Journal of hydrology*, 18, 257-271.
- CUNNANE, C., 1978. Unbiased plotting - a review. *Journal of hydrology*, 37, 271-279.
- DAGNELIE, P., 1992. Statistique théorique appliquée. Gembloux, 492p.
- DUBREUIL, P., 1974. Initiation à l'analyse hydrologique. Masson-ORSTOM, Paris, 214p.
- DUPRIEZ G.I. & DEMAREE, G., 1988. Analyse de 11 séries pluviométriques de plus de 80 ans. *Miscellanea*, série A, vol. 8, 154 p.
- FERRER, J.P., 1992. Analyse statistique de pluies maximales journalières. *Cahiers ORSTOM, série Hydrol. Continent.*, 7, 1, 23-31.
- GREENWOOD, J.R., LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. & WALLIS, J.R., 1979. Probability Weighted Moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 15, 5, 1049-1054.
- HAKTANIR, K., 1991. Statistical modelling of annual maximum flows in Turkish rivers. *Hydrological Sciences Journal*, 36, 4, 367-389.
- HOSKING, J.R.M., 1985. Maximum-likelihood estimation of the parameters of the Generalized-Extreme value distribution, *Applied statist. Journ.*, 34, 3, 301-310.
- KALOMBO, K., 1979. Contribution à l'étude de l'intensité des pluies à Lubumbashi (Shaba, Zaïre). *Geo-Eco-Trop*, 3, 3, 159-167.

- LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C. & WALLIS, J.R., 1979. Probability Weighted Moments compared with some traditional technique in estimating Gumbel parameters and quantiles. *Water Resources Research*, 15, 5, 1055-1064.
- LUBES, H. & MASSON, J.M., 1991. Méthode des moments de probabilité pondérés. Application à la loi de Jenkinson. *Cahiers ORSTOM, série Hydrol. Continent.*, 6, 1, 67-84.
- MALAISSÉ, F., MALAISSÉ-MOUSSET M. & SCHOROCHOFF, G., 1978. Analyse de la pluviosité à Lubumbashi et dans ses environs immédiats. *Geo-Eco-Trop*, 2, 3, 301-315.
- MBENZA, M., MITI, T. & ALONI, K., 1991. L'érosion ravinante dans la ville de Kolwezi au Shaba (Zaire). *Geo-Eco-Trop*, 15, 3-4, 97-104.
- PIRE, J., BERRUX, M. & QUOIDBACH, J., 1960. L'intensité des pluies au Congo et au Rwanda-Urundi. *Acad. Roy. Sci. Outre-Mer, Class. Sci. Techn., Mém.*, 6, 1, 135p.
- SINCLAIR, C.D & AHMAD, M.I., 1988. Location-invariant plotting position for PWM estimation of the parameters of the GEV distribution. *Journal of hydrology*, 98, 271-279.
- SOYER, J., & NTOMBI, M.K., 1982. Variabilité des pluies à Lubumbashi (Zaire). *Geo-Eco-Trop*, 6, 1, 1-20.
- VANDENPLAS, A., 1945. La pluie au Congo belge. *Ciel et Terre*, 7, 8, 1-16.
- VANDENPLAS, A., 1949. Sur la répartition verticale des précipitations dans la région montagneuse de l'Est du Congo belge. Publ. Dir. Agriculture, de l'Elevage et de la Colonisation, Bruxelles, 51 p.
- WALLIS, J.R. & WOOD, E.F., 1985. Relative accuracy of log Pearson III procedures. *Journal of hydraulics Engineering*, 111, 7, 1043-1056.
- World Meteorological Organization, 1989. Statistical distributions for flood frequency analysis. WMO, 01Operational Hydrology Report, n°33, 73p.

