

Analyse des périodes sèches pour la gestion d'un barrage au nord de la Tunisie

MATHLOUTHI MAJID & LEBDI FETHI

Laboratoire de Recherche en Sciences et Techniques de l'Eau, Institut National Agronomique de Tunisie (INAT), 43 av. Charles Nicolle, 1002 Tunis, Tunisie
mathlouthi_majid@yahoo.fr

Résumé Cette contribution porte sur l'emploi de l'analyse des périodes sèches pour la gestion des barrages réservoirs sur une base différente de celle des observations faites à intervalle de temps régulier. Le cas d'étude est le barrage Ghézala localisé au nord de la Tunisie à climat méditerranéen. Les événements secs sont constitués d'une série de jours secs encadrés par des événements pluvieux. Un événement pluvieux est une série ininterrompue de jours pluvieux comprenant au moins un jour ayant reçu une précipitation supérieure ou égale à un seuil de 4 mm. Les événements pluvieux sont définis par leurs durées et hauteurs qui ont été trouvées corrélées. Une analyse de la hauteur de pluie par événement conditionnée par la durée de l'événement a été effectuée. La loi binomiale négative apparaît la meilleure loi pour l'ajustement de la hauteur de pluie par événement de durée un jour. La durée de l'événement de pluie suit la loi géométrique alors que celle de l'événement sec suit la loi binomiale négative. La loi Gamma s'ajuste à la longueur de l'année hydrologique. Une procédure de simulation de lois de probabilité a été exécutée pour générer des séquences synthétiques d'événements pluvieux et secs avec les longueurs correspondantes de l'année hydrologique. Ces séquences permettent de définir et de calibrer des modèles de simulation pour la planification réaliste des réservoirs, l'estimation de la demande en eau d'irrigation et l'étude des effets d'un changement climatologique.

Mots clefs événement pluvieux; gestion de barrages; période sèche

Analysis of dry periods for dam operation in northern Tunisia

Abstract This contribution concentrates on a statistical analysis of dry and wet spells with the purpose of deriving operational rules for small dams for agricultural purposes in a Mediterranean climate with its annual wet and dry seasons. Central to this study is the Ghézala Dam in northern Tunisia. Thirty-four years of daily rainfall data are available. Dry events are characterized by a sequence of dry days separated by threshold-rainfall events. A threshold-rainfall event is defined as a sequence of days with rainfall containing at least one day with an amount of precipitation equal to or exceeding 4 mm. Rainfall events are defined by their total depth in mm, and by their duration in days, which were found to be correlated. A statistical analysis of the rainfall depth for given classes of rainfall event duration was performed. A negative binomial distribution appears to yield the best overall fit for the depth per event for one-day long events. The durations of rainfall events follow a geometric distribution. The durations of dry events also follow a negative binomial distribution. A Gamma distribution appears to fit the length of the hydrological year (wet plus dry seasons). A simulation procedure has been used to generate synthetic sequences of wet and dry events for Gamma distributed hydrological year lengths. These sequences enable definition and calibration strategies for realistic planning of small reservoirs, the estimation of irrigation water demand and the study of the effects of climatological change.

Key words rainfall event; dam operation; dry spell

INTRODUCTION

Le contexte théorique de l'analyse par événements des pluies a été traité en profondeur par plusieurs auteurs dont nous pouvons citer: Smith & Schreiber (1973), Duckstein *et al.* (1980), Fogel & Duckstein (1982), Osborn (1983), Dracup (1990) et Bogardi & Duckstein (1993). En vertu, cet article est orienté principalement à une analyse des pluies journalières par alternance de périodes sèche-humide qui est exploitée pour générer des séquences d'événements pluvieux synthétiques dans le but d'optimiser les règles de gestion par événement des barrages réservoirs destinés à l'irrigation. Le concept d'analyse par événements est favorisé aux méthodes de génération de données type continu. Les séries chronologiques d'événements pluvieux synthétiques couplées avec un modèle pluie ruissellement fournissent des apports au barrage par événement. Une méthode d'optimisation peut être exécutée sur des scénarios d'apports différents au pas de temps variable correspondant à l'événement pluvieux ou sec. Les résultats de l'optimisation sont analysés pour dériver les règles de gestion par événement. Dès lors, on aura une gestion tactique dont la courbe des règles serait plus réaliste.

Conditions climatiques du site d'étude

On utilise les observations de pluies journalières, de 1968 à 2002, de la station pluviométrique du barrage Ghézala (37°02'75"N, 9°32'07"E) situé au nord de la Tunisie. La pluviométrie annuelle moyenne enregistrée à la station pluviométrique de Ghézala-barrage durant cette période est de 680 mm, avec un coefficient de variation de 0.255. Elle représente environ 46% de l'évapotranspiration annuelle moyenne. La saison humide s'étend de septembre à avril, bien que le début ou la fin de cette saison puisse se déplacer de quelques semaines. Elle est suivie d'une saison sèche de presque quatre mois. La pluviométrie présente fréquemment un pic en décembre. Sur les 408 mois constituant l'échantillon, 53 mois ont une pluviométrie inférieure à 1mm (environ 13%).

La pluviométrie journalière est assez variable. En hiver, on peut enregistrer des quantités journalières supérieures à 30 mm, mais d'une façon rare. Il existe aussi une variation considérable d'une année à une autre. Les événements pluvieux semblent être groupés sur plusieurs jours humides séparés par des périodes sèches de durée variable. Cependant, on peut observer des événements pluvieux qui durent un seul jour. Durant les années hydrauliques 1987–1988 et 2001–2002, on n'a pas enregistré d'apport au barrage.

Paramètres extraits de l'analyse par événements

On se sert des observations de pluies quotidiennes. Un événement est une durée dans le temps d'une pluie ou d'une sécheresse continue (Fig. 1). Etant donné que l'analyse est effectuée afin d'obtenir les données nécessaires aux études d'aménagement des ressources en eau, l'événement pluvieux est défini suivant une certaine valeur seuil de pluie journalière. Une limite de 4 mm j⁻¹ a été choisie, quantité d'eau correspondant approximativement à l'évapotranspiration quotidienne moyenne et indiquant ainsi la limite physique inférieure compte tenu de la pluie qui peut produire une ressource

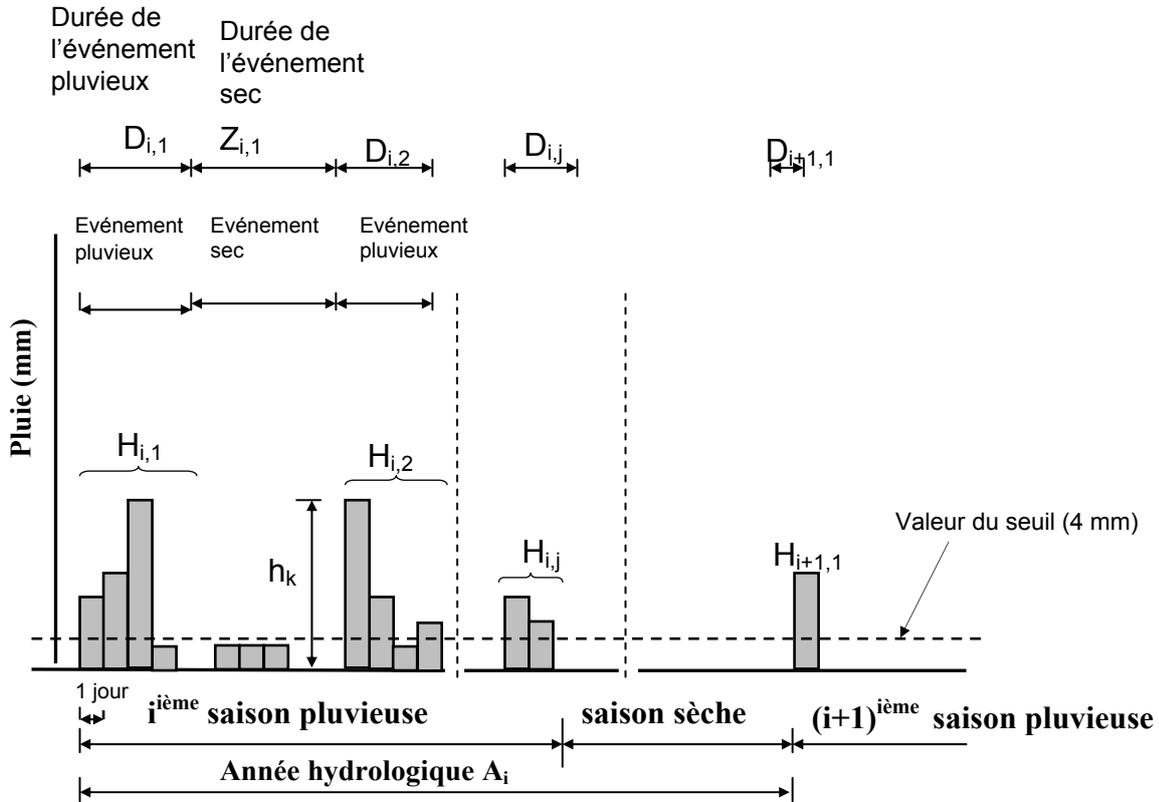


Fig. 1 Représentation événementielle de l'année hydrologique.

d'eau de surface utilisable. La pluie au-dessous de ce seuil sera considérée seulement sur les jours qui font partie d'un événement donné où au moins un jour satisfait la condition d'avoir reçu une pluie supérieure ou égale à 4 mm (Fig. 1). Un événement pluvieux j dans une saison humide i sera caractérisé par sa durée $D_{i,j}$, symbolisant le nombre de jours de pluie, le nombre d'événements par saison N_i et par la hauteur totale de pluie accumulée $H_{i,j}$ en $D_{i,j}$ jours pluvieux, en mm:

$$H_{i,j} = \sum_{k=1}^{D_{i,j}} h_k \quad (1)$$

où h_k représente la pluie totale journalière en mm. Soit $h_k > 0$ et on a ou moins une valeur de $h_k \geq 4$ mm. Pour définir la position chronologique d'un événement pluvieux à l'intérieur de la saison humide on emploie un paramètre supplémentaire temps. Dans cette contribution, le temps entre la fin d'un événement de pluie et le début de l'événement de pluie suivant est l'événement sec $Z_{i,j}$ (Fig. 1) représentant le nombre de jours sans pluie entre deux événements consécutifs. $Z_{i,j}$ est assigné au dernier événement précédant la saison sèche. Ainsi, $Z_{i,j} = 0$ pour le dernier événement d'une saison ($j = N_i$). Le nombre d'événements secs par saison est donc $N_i - 1$.

La longueur de la saison humide L_i est définie comme la durée entre le début du premier et la fin du dernier événement pluvieux d'une saison donnée, alors que la longueur de l'année hydrologique A_i est déterminée par l'intervalle de temps entre le commencement de deux saisons humides subséquentes, c'est à dire une saison humide suivie par une saison sèche.

$$L_i = \sum_{j=1}^{N_i} D_{i,j} + \sum_{j=1}^{N_i-1} Z_{i,j} \quad (2)$$

où L_i est la longueur de la saison humide i en jours et N_i le nombre d'événements dans la saison i .

La hauteur totale de pluie par saison humide est par conséquent déterminée ainsi:

$$H_{t,i} = \sum_{j=1}^{N_i} H_{i,j} \quad (3)$$

où $H_{t,i}$ est la hauteur totale de pluie par saison dans une saison humide i , en mm.

Fonctions de distribution des probabilités (fdp)

Afin d'étudier les rapports entre les paramètres décrivant les événements pluvieux, la saison humide et la longueur de l'année hydrologique, on a effectué des analyses par régression linéaire simple. Les résultats trouvés sont résumés dans le Tableau 1. Dans ce tableau, un rapport moyen a été trouvé entre la durée de l'événement $D_{i,j}$ et la hauteur de pluie par événement $H_{i,j}$, bien qu'une corrélation non significative entre $Z_{i,j}$ et la durée $D_{i,j}$ et la hauteur de pluie par événement $H_{i,j}$ a pu être détectée. En conséquence, l'hypothèse prise dans l'analyse suivante, à savoir que les événements de pluie dans la saison humide sont des éléments d'un processus aléatoire indépendant, semble être justifiée.

Le nombre d'événements par saison N_i est pratiquement indépendant des autres variables exception, comme attendu, de la hauteur totale de pluie $H_{t,i}$ qui caractérise les événements pluvieux de la saison humide. Bien que la longueur de l'année hydrologique A_i semble être indépendante du nombre d'événements par saison humide N_i , elle montre une moyenne dépendance de la longueur de la saison humide L_i .

En représentant graphiquement le nuage des points pour chaque couple de paramètres reportés dans le Tableau 1 et en effectuant une régression non linéaire, en choisissant la courbe de tendance (logarithmique, polynomiale, puissance, ...) qui se rapproche le plus de la forme (tendance) du nuage des points considéré, on a déduit que pratiquement les valeurs maximales des coefficients de détermination sont celles qui ont été obtenues avec une régression linéaire simple (Tableau 1).

Nombre d'événements par saison humide

En tenant compte de l'hypothèse de l'indépendance séquentielle des événements pluvieux, comme formulée ci-dessus, la fonction de densité de Poisson doit décrire suffisamment le nombre d'événements par saison :

$$f(n, \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (4)$$

où n décrit le nombre d'événements durant une saison pluvieuse.

La Fig. 2 montre la fonction de densité de probabilité de Poisson ajustée. La moyenne est de 22.54 et l'écart type est de 4.67 (Tableau 2). L'adéquation a été

Tableau 1 Coefficients de détermination r^2 .

Caractéristiques saisonnières	$\sum_i D_{i,j}$ (jours)	N_i	$Z_{i,j}$ max (jours)	A_i (jours)
$H_{i,i}$ (mm)	0.69	0.49	0.50	0.02
L_i (jours)	0.007	0.33	0.21	0.62
$\sum_i Z_{i,j}$ (jours)	0.63	0.04	0.51	0.46
A_i (jours)	0.03	0.22	0.23	1
Caractéristiques entre événements			H_{ij} (mm)	D_{ij} (jours)
D_{ij} (jours)			0.64	1
Z_{ij} (jours)			0.02	0.02

$\sum_i D_{i,j}$: nombre de jours pluvieux par saison humide; N_i : nombre d'événements par saison;
 $Z_{i,j}$ max: durée de l'événement sec maximum; A_i : longueur de l'année hydrologique; $H_{i,i}$: hauteur totale de pluie par saison humide; L_i : longueur de la saison humide; $\sum_i Z_{i,j}$: nombre de jours sans pluie pendant la saison humide; D_{ij} : durée de l'événement pluvieux; Z_{ij} : durée de l'événement sec; H_{ij} : hauteur de pluie/événement.

Tableau 2 Caractéristiques statistiques des séries d'événements pluvieux observées et générées (sur une période de 50 ans). Nombre d'années observées est 34.

Nombre d'évènements		Nombre de jours de pluie (jours)		Longueur de l'année hydrologique (jours)		Longueur de la saison humide (jours)		Temps d'attente max (jours)		Hauteur totale de pluie/saison (mm)	
Moy- enne	Ecart type	Moy- enne	Ecart type	Moy- enne	Ecart type	Moy- enne	Ecart type	Moy- enne	Ecart type	Moy- enne	Ecart type
22.5 ^a	4.67	63.0	12.4	365.1	16.2	220.55	14.75	30.2	3.6	605.86	159.44
22.1 ^b	4.16	61.94	13.97	364.96	18.44	218.0	43.5	29.2	3.5	583.2	153.51
22.48	5.07	62.84	16.45	364.88	20.28	217.2	52.34	27.63	6.47	569.24	156.85
22.34	5.0	62.20	17.6	365.92	22.36	218.84	55.30	26.54	5.27	548.43	184.87
23.06	4.92	63.24	17.12	365.64	21.93	223.18	63.86	29.87	11.24	590.53	191.93
22.30	4.55	60.36	17.13	365.26	15.80	215.34	51.12	28.00	8.00	553.62	190.29
21.92	4.62	60.96	15.28	364.9	17.44	208.32	53.55	27.40	6.14	550.58	156.75
22.96	4.97	64.90	18.13	364.58	22.77	221.22	60.87	27.68	7.72	598.11	189.01
22.78	4.88	66.02	17.94	364.4	26.54	224.4	59.51	27.57	6.99	606.73	183.38
21.78	4.34	63.7	18.7	365.01	18.51	216.24	60.26	26.26	5.2	569.52	177.81
22.12	4.19	62.08	15.62	364.8	19.01	218.02	51.24	29.81	9.4	573.23	164.53

^a observée ; ^b générée.

évaluée en utilisant le test de Kolmogorov-Smirnov à intervalle de confiance de 95%, effectué avec le Logiciel SIMFIT (Bardsley, 2004). La moyenne arithmétique paraît fournir une estimation stable du paramètre λ de la *fdp* de Poisson en préférence à la simple variance qui montre des fluctuations considérables.

Durée des événements pluvieux

Le dépouillement des données montre que 33% des événements pluvieux en effet ont duré 1 jour. Les séquences ininterrompues de jours de pluie, parfois ont duré près de

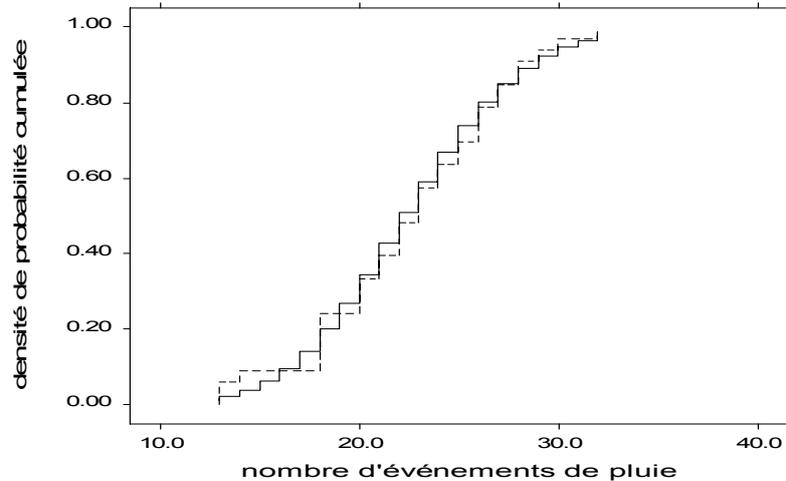


Fig. 2 Distribution du nombre d'événements par saison.

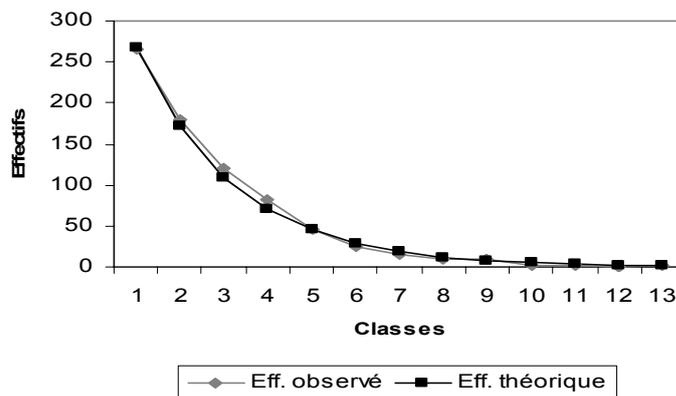


Fig. 3 Distribution de la durée de l'événement pluvieux.

deux semaines (la durée maximale observée est 13 jours). Cependant, la fréquence de tels événements à longue durée diminue rapidement avec l'augmentation de la durée. On obtient une moyenne de 2.79 jours et un écart type de 1.87. La fonction de densité de probabilité géométrique apparaît la plus adéquate pour l'ajustement (Fig. 3):

$$f(m) = pq^{m-1} \quad (5)$$

où m est la durée de l'évènement pluvieux en jours, $p = 1/\bar{m}$ est l'inverse de l'espérance mathématique des durées des évènements pluvieux et $q = 1 - p$.

On a utilisé la méthode des moments pour l'estimation des paramètres de l'ajustement. Cette méthode, qui consiste à vérifier que les premiers moments de la loi et les moments empiriques des observations coïncident, est souvent employée car les calculs sont plus simples. Contrairement, la méthode du test de Kolmogorov-Smirnov compare la fonction de distribution cumulée observée pour une variable à une distribution théorique spécifiée. La valeur de Kolmogorov-Smirnov est calculée à partir de la plus grande différence (en valeur absolue) entre les fonctions de distribution cumulatives observées et théoriques. Cette qualité du test d'ajustement examine si les observations pourraient raisonnablement être venues de la distribution spécifiée.

Hauteur de pluie par évènement

D'après l'analyse par régression (Tableau 1), on déduit qu'il existe une relation entre la hauteur de pluie et la durée, donc il est nécessaire de distinguer entre les *fdp* de la hauteur de pluie pour différentes durées de l'évènement. Ceci est fait au moyen d'estimation de la *fdp* conditionnelle. Les hauteurs de pluie par évènement $H_{n,m}$ enregistrées sont scindées en classes de 4 mm, en commençant par celle de (4–8 mm). Pour un évènement de durée 1 jour, comme représenté dans Fig. 4, la *fdp* binomiale négative s'est montrée la meilleure loi théorique pour l'ajustement:

$$f(h) = \frac{(\gamma + h - 1)!}{h! (\gamma - 1)!} p^\gamma q^h, \quad h = 0, 1, 2, \dots, H, \quad \gamma = \frac{c \cdot p}{1 - p} \quad (6)$$

où c est la moyenne arithmétique du nombre de classes de la hauteur de pluie par évènement de durée 1 jour. On a utilisé la méthode des moments pour l'estimation des paramètres de l'ajustement. La moyenne et l'écart type observés, en nombre de classes, sont respectivement de 2.55 et 2.18.

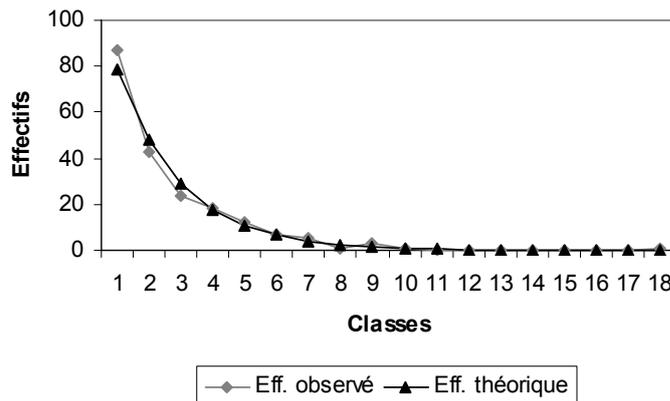


Fig. 4 Distribution de la hauteur de pluie pour un évènement de durée 1 jour.

Pour des évènements qui durent au moins 6 jours, la distribution Gamma donne la meilleure forme d'ajustement (Fig. 5). L'adéquation a été évaluée en utilisant le test de Kolmogorov-Smirnov. La moyenne arithmétique de cette classe fait 69.81 mm et l'écart type 38.02.

Durée des évènements secs

D'après l'analyse par régression (Tableau 1), l'évènement sec peut être assimilé indépendant des autres caractéristiques du phénomène de précipitation. Ainsi la distribution de l'évènement sec, qui ne peut présumer que des valeurs entières, suit une fonction de distribution des probabilités inconditionnelle. La *fdp* binomiale négative décrit bien la distribution de l'évènement sec (Fig. 6). On a utilisé la méthode des moments pour l'estimation des paramètres de l'ajustement. La Fig. 6 montre que la plus courte interruption (un jour) est la plus fréquente; presque 19% des évènements secs ont une durée seulement d'un jour. Toutefois, le champ observé est beaucoup plus long

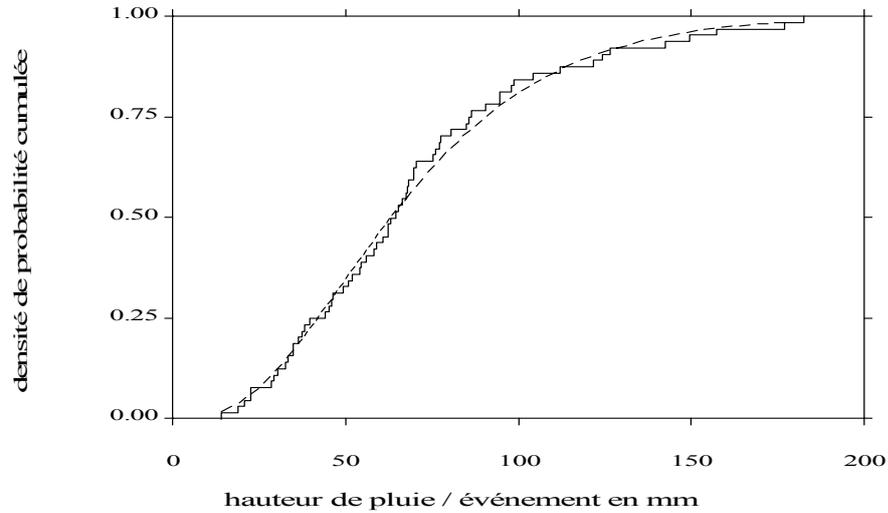


Fig. 5 Ajustement de la loi Gamma à la hauteur de pluie par événement de durée ≥ 6 jours.

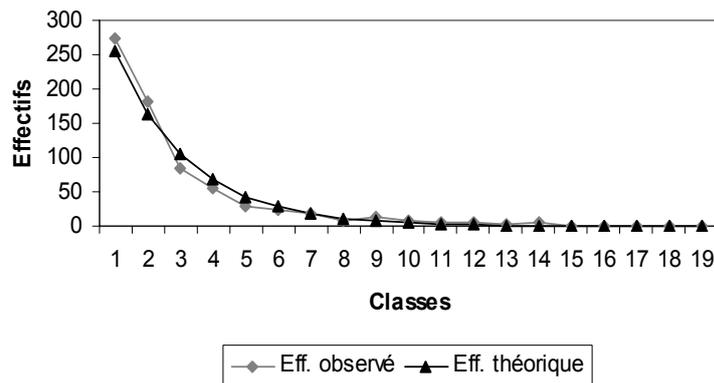


Fig. 6 Distribution de la durée de l'événement sec.

que la durée de l'évènement pluvieux. Des périodes sèches jusqu'à 30 jours et même plus peuvent être enregistrées, cependant la probabilité que de telle longueur extrême se produise au milieu de la saison humide est faible. La moyenne et l'écart type des valeurs maximales sont 30.2 jours et 3.6 (Tableau 2). La moyenne et l'écart type de l'évènement sec sont respectivement de 7.3 jours et 7.91. Le fait même que la moyenne est d'environ 7 jours et l'écart type est élevé sont tous les deux un sérieux avertissement au sujet du manque de fiabilité d'assumer une précipitation régulièrement distribuée pendant la saison humide.

Longueur de l'année hydrologique

Le coefficient de variation faible (0.044) obtenu par analyse indique la stabilité de cette valeur. La moyenne arithmétique accuse 365.1 jours alors que l'écart type enregistre 16.23 (Tableau 2). Pour ce paramètre, la *fdp* Gamma fournit un bon ajustement pour la distribution de la longueur de l'année hydrologique A_i (Fig. 7). L'adéquation a été évaluée en utilisant le test de Kolmogorov-Smirnov.

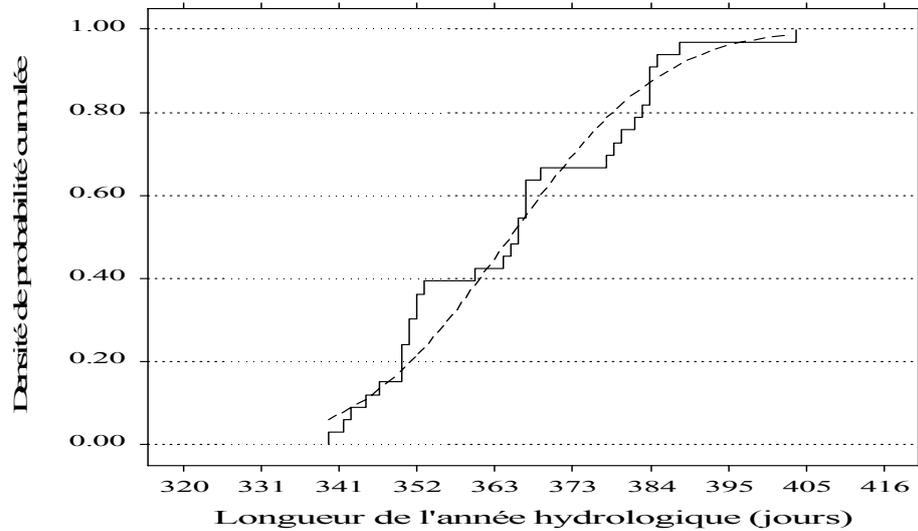


Fig. 7 Ajustement de la loi Gamma à la longueur de l'année hydrologique.

RESULTAS

L'analyse basée sur les événements pluvieux, décrit précédemment, a été utilisée pour générer des séquences d'événements synthétiques par simulation de lois de probabilités (Tableau 2), selon une procédure décrite dans Bogardi *et al.* (1988). Les longueurs des années hydrologiques correspondantes ont été également générées. D'après ce tableau, on remarque que la comparaison des moyennes arithmétiques des données observées et des valeurs générées montre seulement des déviations très limitées, alors que la différence dans les écarts type apparaisse être plus considérable pour la longueur de la saison humide. Ce phénomène peut être attribué à l'incorporation des éléments empiriques et les concepts de simplification dans l'analyse, qui ont une tendance de lisser hors des fluctuations.

DISCUSSION ET CONCLUSIONS

Le cas d'étude, en utilisant les données pluviométriques du site du Barrage-Ghézala, confirme le concept de l'indépendance de la durée d'un événement pluvieux et celle d'un événement sec. Le phénomène de sécheresse dans cette région semble être particulièrement bien décrit en ajustant la loi binomiale négative aux périodes de sécheresse prolongées entre deux événements pluvieux subséquents (Fig. 6). Conceptuellement, selon (Fogel & Duckstein, 1982), dans un véritable processus de Poisson, le temps "sans événement" devrait suivre la *fdp* exponentielle ou, dans un cas discret, la *fdp* géométrique. Il est intéressant de noter que ce "défaut" peut être éliminé en définissant le temps inter-événements comme événement "sec" (Bogardi, 1986). En conséquence, le rôle actuel du temps inter-événements serait assuré par la durée des événements pluvieux (Bogardi *et al.*, 1988). Comme le montre Fig. 3, la condition théorique de la *fdp* géométrique ajustée serait alors accomplie.

L'association des séries chronologiques d'événements pluvieux synthétiques à un modèle pluie-débit déterministe (fonction de production de la lame ruisselée) permet

d'obtenir les séries d'apports synthétiques qu'on utilise aux études d'optimisation des règles de gestion des barrages par événement. La gestion est plus réaliste à incréments de temps événementiels. En outre, à partir des séries prédictives d'événements secs et d'événements pluvieux, à l'échelle journalière et à l'échelle de l'année, sur un horizon T (en années), on peut également identifier des pics d'événements secs maximum et d'événements pluvieux minimum. Ces pics sont aussi d'une importance capitale dans les études de planification.

REFERENCES

- Bardsley, W. G. (2004) SIMFIT, A package for simulation, curve fitting, statistical analysis and graph plotting. University of Manchester, School of Biological Sciences, Manchester, UK. (<http://www.simfit.man.ac.uk>).
- Bogardi, J. J. (1986) Event based analysis of the dry spell phenomenon. In: *Proc. Int. Conf. Water Resources, Needs and Planning in Drought Prone Areas* (Khartoum, Sudan). UN Development Programme.
- Bogardi, J. J., Duckstein, L. & Rumambo, O. H. (1988) Practical generation of synthetic rainfall event time series in semi-arid climatic zone. *J. Hydrol.* **103**, 357–373.
- Bogardi, J. J. & Duckstein, L. (1993) Evénements de période sèche en pays semi-aride. *Revue des Sciences de l'Eau* **6**(1), 23–44.
- Duckstein, L., Bogardi, J. J. & Fogel, M. M. (1980) Event based models of precipitation for semi arid lands. In: *Hydrology of Areas of Low Precipitation*, 51–64. IAHS Publ. 128. IAHS Press, Wallingford, UK.
- Dracup, J. A. (1990) Descriptive models of drought. In: *Proceedings of the National Science Foundation Workshop on Drought Research* (ed. by Y. Y. Haimes) (Washington DC, May 31–June 1, 1990).
- Fogel, M. M. & Duckstein, L. (1982) Stochastic precipitation modelling for evaluating non-point source pollution in statistical analysis of rainfall and runoff. In: *Statistical Analysis of Rainfall and Runoff* (Proc. Int. Symp. Rainfall-Runoff Modelling, 1981), 119–136. Water Resources Publications. Littleton, Colorado, USA.
- Osborn, H. B. (1983) Timing and duration of high rainfall rates in the South-western United States. *Water Resources Research*, **19**(4), 1036–1042.
- Smith, R. E. & Schreiber, H. A. (1973) Point processes of seasonal thunderstorm rainfall distribution of rainfall events. *Water Resour. Res.* **9** (4), 871–884.