

Analysis of the dry spell for operation dam in the North of Tunisia

Mathlouthi M., Lebdi F.

in

Lamaddalena N. (ed.), Bogliotti C. (ed.), Todorovic M. (ed.), Scardigno A. (ed.).
Water saving in Mediterranean agriculture and future research needs [Vol. 1]

Bari : CIHEAM

Options Méditerranéennes : Série B. Etudes et Recherches; n. 56 Vol.I

2007

pages 407-417

Article available on line / Article disponible en ligne à l'adresse :

<http://om.ciheam.org/article.php?IDPDF=800129>

To cite this article / Pour citer cet article

Mathlouthi M., Lebdi F. **Analysis of the dry spell for operation dam in the North of Tunisia.** In : Lamaddalena N. (ed.), Bogliotti C. (ed.), Todorovic M. (ed.), Scardigno A. (ed.). *Water saving in Mediterranean agriculture and future research needs [Vol. 1]*. Bari : CIHEAM, 2007. p. 407-417 (Options Méditerranéennes : Série B. Etudes et Recherches; n. 56 Vol.I)



<http://www.ciheam.org/>
<http://om.ciheam.org/>

ANALYSIS OF THE DRY SPELL FOR OPERATION DAM IN THE NORTH OF TUNISIA

Mathlouthi Majid * et Lebdi Fethi **

¹ Doctorant; * 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

Tel: +216 72 431 438 / +216 72 431 454; Fax: +216 72 431 174

² Professeur; ** Laboratoire de Recherche en Sciences et Techniques de l'Eau, Institut National Agronomique de Tunisie, 43 av. Charles Nicolle 1002 Tunis, Tunisie.

Lebdi.fethi@iresa.agrinet.tn

Tel: +216 71 840 270 ; Fax: +216 71 799 391

SUMMARY- This contribution focuses on the use of analysis of the dry spell for operation dam with basis different from that of observations carried out with regular time's intervals. The case study is the Ghézala dam localized in North of Tunisia with Mediterranean climate. The dry events are constituted of a series of dry days framed by the rainfall event. Rainfall events are defined themselves in the form a uninterrupted series of rainfall days understanding at least a day having received a precipitation superior or equal to a threshold of 4 mm. The rainfall events are defined by depth and duration, which are found to be correlated. An analysis of the depth per event conditioned on the event duration has been undertaken. The negative binomial distribution appears the best overall fit for the depth per event for one-day long events. The duration of the rainfall event follows a geometric distribution while that the dry event follows the negative binomial distribution. The length of the hydrological year seems to fit a Gamma distribution. An algorithm has been executed to generate a synthetic sequence of rainfall and dry events with correspondent hydrological year lengths. These sequences are used for reservoir simulation studies, the estimation of irrigation water demand and the study of the effects of a climatologically change.

Key words: dry spell, dam operation, rainfall event.

RESUME- 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 climatique.

Mots clés: événement pluvieux, gestion de barrages, période sèche.

INTRODUCTION

Le contexte théorique de l'analyse par événements des pluies a été traité en profondeur par plusieurs auteurs dont nous pouvons citer Todorovic et Yevjevich (1969), Fogel et Duckstein (1969,

1982), Duckstein *et al.* (1972, 1980), Smith et Schreiber (1973), Osborn (1983), Bogardi *et al.* (1988), Dracup (1990) et Bogardi et 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. Les résultats de l'optimisation sont analysés pour dériver les règles de gestion par événement. Ainsi on a fait à une gestion tactique dont la courbe des règles serait plus réaliste.

CONDITIONS CLIMATIQUES DU SITE D'ETUDE

On utilise les observations de pluies journalières, durant la période 1968-2002, de la station pluviométrique du barrage Ghézala (lat. 37°02'75"N, long. 9°32'07'E) situé au Nord de la Tunisie (Fig.1). 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.

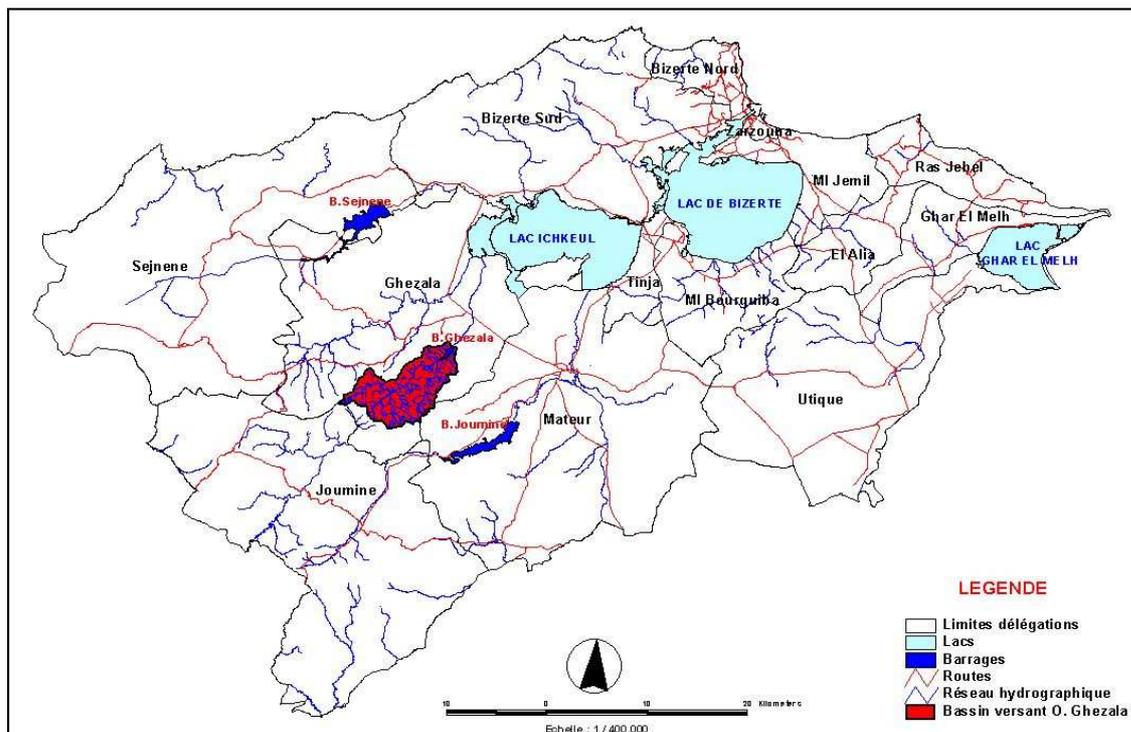


Fig. 1. Situation géographique du barrage Ghézala.

PARAMETRES EXTRAITS DE L'ANALYSE PAR EVENEMENTS

On se sert des observations de pluies quotidiennes. Un événement est une durée dans le temps d'une pluie ou d'une sécheresse continue. 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 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 . 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 $h_k \geq 4 \text{ mm}$. 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 $Z_{i,j}$ 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 PROBABILITES (FDP)

Afin d'étudier les rapports entre les paramètres décrivant les évènements 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'évènement $D_{i,j}$ et la hauteur de pluie par évènement $H_{i,j}$, bien qu'une corrélation non significative entre $Z_{i,j}$ et la durée $D_{i,j}$ et la hauteur de pluie par évènement $H_{i,j}$ a pu être détectée. En conséquence, l'hypothèse prise dans l'analyse suivante, à savoir que les évènements de pluie dans la saison humide sont des éléments d'un processus aléatoire indépendant, semble être justifiée.

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)
$H_{t,i}$ (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 évènements	$H_{i,j}$ (mm)		$D_{i,j}$ (jours)	
$D_{i,j}$ (jours)	0,64		1	
$Z_{i,j}$ (jours)	0,02		0,02	

$Z_{i,j}$ max : durée de l'évènement sec maximum (jours); $\sum_i D_{i,j}$: Nombre de jours pluvieux par saison humide; $\sum_i Z_{i,j}$: Nombre de jours sans pluie pendant la saison humide.

Le nombre d'évènements 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 évènements pluvieux de la saison humide. Bien que la longueur de l'année hydrologique A_n semble être indépendante du nombre d'évènements par saison humide N_i , elle montre une moyenne dépendance de la longueur de la saison humide L_i .

Nombre d'évènements par saison humide

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

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

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

La figure 2 montre la fonction de densité de probabilité de poisson ajustée. Le *Tableau 2* donne les paramètres de la distribution de Poisson. L'adéquation a été évaluée en utilisant le test de Kolmogorov-Smirnov à intervalle de confiance de 95%. 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.

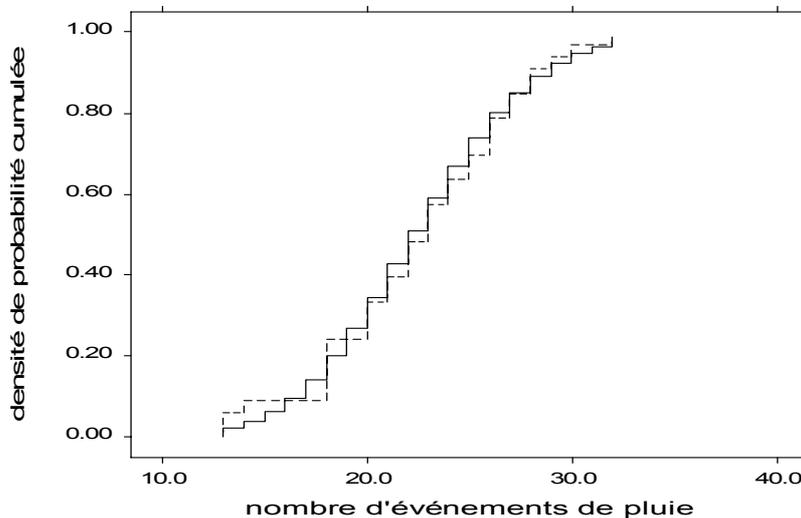


Fig. 2. Distribution du nombre d'événements par saison

Tableau 2. Paramètres de la distribution du nombre d'évènements pluvieux par saison

Nombre de données	Moyenne arithmétique	Ecart type	Variance	Coefficient de variation
34	22,54	4,67	21,88	0,21

Durée des évènements pluvieux

Le dépouillement des données montre que 33% des évènements pluvieux en effet ont duré 1 jour. Les séquences ininterrompues de jours de pluie, parfois ont duré près de deux semaines (la durée maximale observée est 13 jours). Cependant, la fréquence de tels évènements à longue durée diminue rapidement avec l'augmentation de la durée. Le *Tableau 3* présente les paramètres de la fonction de densité de probabilité géométrique qui apparaît la plus adéquate pour l'ajustement (Fig. 3):

$$f(m) = p q^{m-1} \tag{5}$$

où m est la durée de l'évènement pluvieux en jours, $p = \frac{1}{m}$ l'inverse de l'espérance

mathématique des durées des évènements pluvieux et $q = 1 - p$.

Tableau 3. Paramètres de la distribution de la durée des évènements pluvieux

Nombre d'évènements	Durée maximale observée (j)	Moyenne arithmétique (j)	Ecart type	Coefficient de variation
744	13	2,79	1,87	0,669

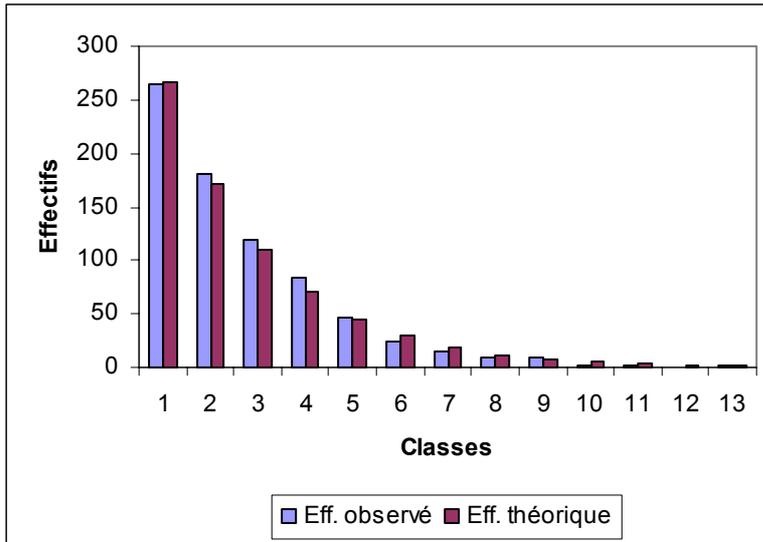


Fig. 3. Distribution de la durée de l'événement pluvieux

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 f_{dp} de la hauteur de pluie pour différentes durées de l'événement. Ceci est fait au moyen d'estimation de la f_{dp} conditionnelle (Tableau 4). 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 f_{dp} 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.

Pour des évènements qui durent au moins 6 jours, la distribution Gamma donne la meilleure forme d'ajustement (Fig. 5). Le tableau 4 donne les paramètres des f_{dp} de la hauteur de pluie par évènement.

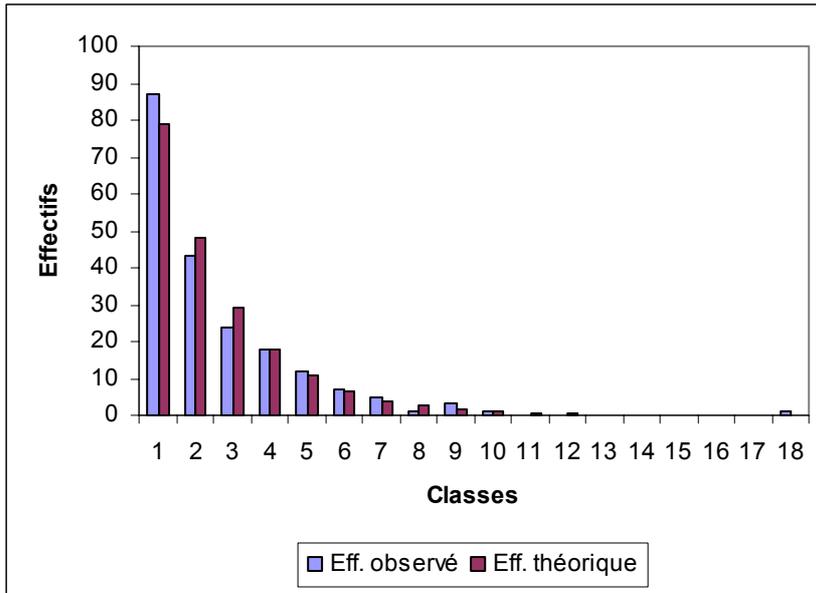


Fig. 4. Distribution de la hauteur de pluie pour un événement de durée 1 jour

Tableau 4. Classes et f_{dp} de la hauteur de pluie par évènement

Durée de l'évènement pluvieux (jours)	F_{dp} choisie	Moyenne arithmétique	Ecart type	p	γ
1	binomiale négative	2,55 ^a	2,18 ^a	0,3254	0,7524
2	géométrique	4,18 ^a	3,8 ^a	0,239	-
3	géométrique	6,18 ^a	4,67 ^a	0,162	-
		Moyenne arithmétique	Ecart type	α	β
4 + 5	Gamma	41,07 ^b	28,04 ^b	2,146	19,14
≥ 6	Gamma	69,81 ^b	38,02 ^b	3,371	20,71

^aen référence aux nombres de classes ; ^ben référence aux valeurs.

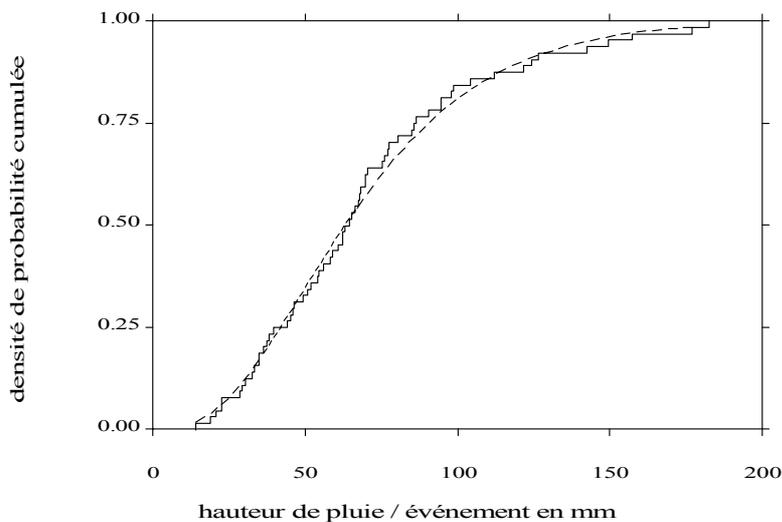


Fig. 5. Ajustement de la loi Gamma à la hauteur de pluie par évènement de durée ≥ 6 jours

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). 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 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 de l'évènement sec sont respectivement de 7,3 jours et 7,91 (tableau 5). 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.

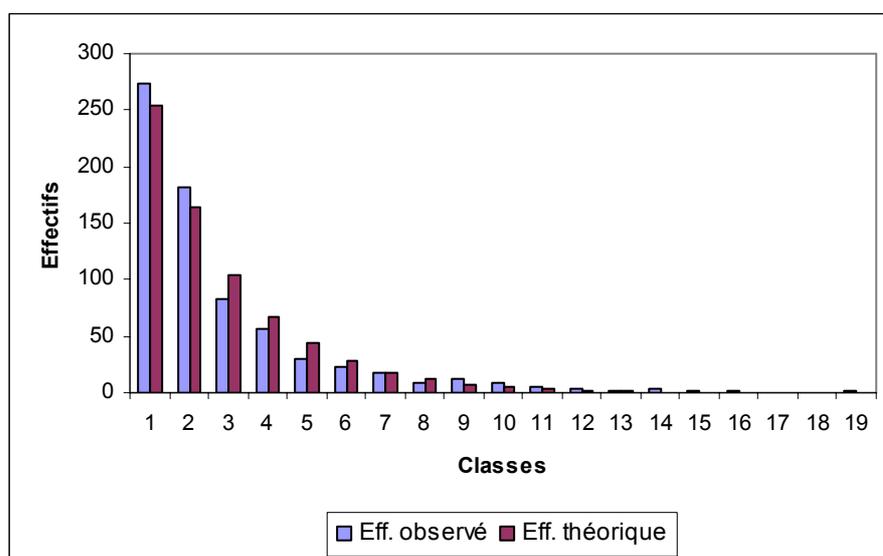


Fig. 6. Distribution de la durée de l'évènement sec

Tableau 5. Paramètres de la distribution de l'évènement sec

Moyenne arithmétique (j)	Ecart type	Coefficient de variation	Paramètres de la répartition binomiale négative	
			p	γ
7,30	7,91	1,08	0,1007	0,7054

Longueur de l'année hydrologique

Comme le montre le *tableau 6*, le coefficient de variation faible obtenu par analyse indique la stabilité de cette valeur. Pour ce paramètre, la *fdp* Gamma fournit un bon ajustement pour la distribution de la longueur de l'année hydrologique A_n (Fig. 7).

Tableau 6. Caractéristiques statistiques de la longueur de l'année hydrologique

Moyenne arithmétique (j)	Ecart type	Coefficient de variation	Coefficient d'asymétrie (Pearson) C_p
365,1	16,23	0,044	0,88

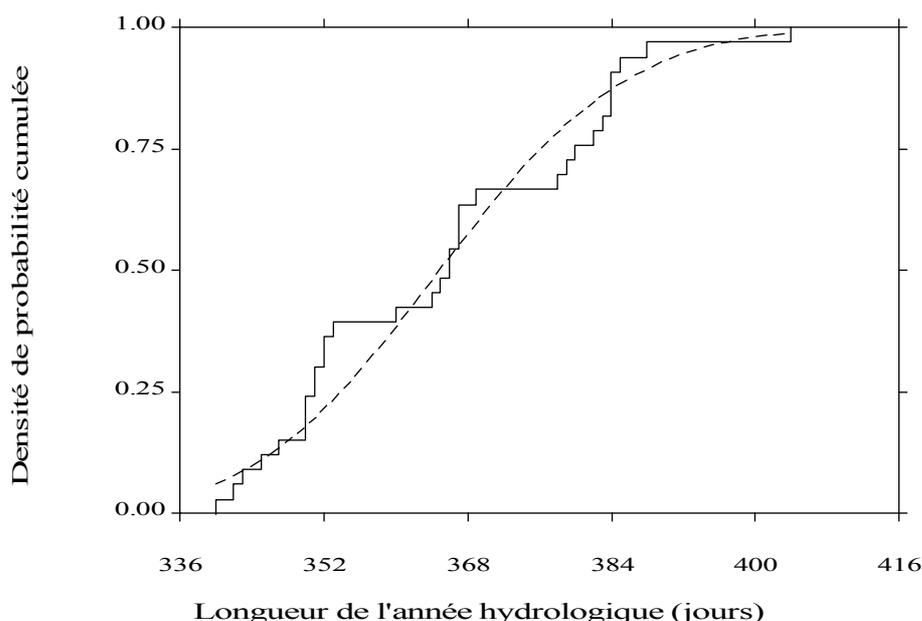


Fig. 7. Ajustement de la loi Gamma à la longueur de l'année hydrologique

RESULTAS

L'analyse basée sur les évènements pluvieux, décrit précédemment, a été utilisée pour générer des séquences d'évènements synthétiques par simulation de lois de probabilités (Tableau 7), 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 pour la période 1968-2002, confirme le concept de l'indépendance de la durée d'un évènement pluvieux et celle d'un évènement 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 évènements pluvieux subséquents (Fig. 6). Conceptuellement, selon (Fogel et Duckstein, 1982), dans un véritable processus de Poisson, le temps "sans évènement" devrait suivre la f_{dp} exponentielle ou, dans un cas discret, la f_{dp} géométrique. Il est intéressant de noter que ce "défaut" peut être éliminé en définissant le temps inter-évènements comme évènement "sec" (Bogardi, 1986). En conséquence, le rôle actuel du temps inter-évènements serait assuré par la durée des évènements pluvieux (Bogardi et al., 1988). Comme le montre Fig. 3, la condition théorique de la f_{dp} géométrique ajustée serait alors accomplie.

L'association des séries chronologiques d'évènements pluvieux synthétiques à un modèle pluie-débit déterministe (fonction de production de la lame ruisselée) permet d'obtenir des séries d'apports synthétiques qu'on utilise aux études d'optimisation des règles de gestion des barrages par évènement. La gestion est plus réaliste à incréments de temps événementiels. En outre, à partir des séries prédictives d'évènements secs et d'évènements 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'évènements secs maximum et d'évènements pluvieux minimum. Ces pics sont aussi d'une importance capitale dans les études de planification.

Tableau 7. Caractéristiques statistiques des séries d'évènements pluvieux observées et générées (sur une période de 50 ans)

Nombre d'années observées	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)	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
34	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.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Bogardi J.J., 1986. Event Based Analysis of the Dry Spell Phenomenon. Proc. Int. Conf. Water Resources. Needs and Planning in Drought Prone Areas, Khartoum, Sudan, U. N. Dev. Programme.
- Bogardi J.J., Duckstein L., Rumambo OH, 1988. Practical generation of synthetic rainfall event time series in semi-arid climatic zone. *Journal of Hydrology* **103**, pp. 357-373.
- Bogardi J. J., Duckstein L., 1993. Evénements de période sèche en pays semi-aride. *Revue des Sciences de l'Eau*, **6**(1), pp. 23-44.
- Duckstein, L., Fogel, M.M., and Kisiel, C.C., 1972. A stochastic model of runoff-producing rainfall for summer type storms, *Water Resources Research*. **8**(2): 410-421.
- Duckstein, L., Bogardi, J.J. and Fogel, M. M., 1980. Event based models of precipitation for semi arid lands. *Proc. Int. Assoc. Hydrol. Sci., Symp. Hydrol. Areas low Precipitation. IAHS-AISH Publ.* 128: 51-64.
- Dracup J.A., 1990. Descriptive Models of Drought (in) Y.Y. Haines, *Ed., Proceedings of the National Science Foundation Works-hop on Drought Research*, Washington DC, May 31-June 1, 1990.
- Fogel M.M. and Duckstein L., 1982. Stochastic precipitation modelling for evaluating non-point source pollution in statistical analysis of rainfall and runoff. Proceeding of the international symposium on rainfall-runoff modelling, 1981: *in Statistical Analysis of rainfall and runoff, Water Resources Publications*. Littleton, Colo., USA, pp. 119-136.
- Fogel, M.M. and Duckstein, L., 1969. Point rainfall frequencies in convective storms. *Water Resources Research*, **5**(6): 1229-1237.
- 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. and Schreiber H.A., 1973. Point processes of seasonal thunderstorm rainfall distribution of rainfall events. *Water Resources Research* **9** (4): 871-884.
- Todorovic P. and Yevjevich V., 1969. Stochastic processes of precipitation, *Hydrology Paper N° 35*, Colorado State University, Fort Collins, Colo.