

Analyse statistique de pluies maximales journalières

Comparaison de différentes méthodes et application au bassin Guadalhorce (Espagne)

Javier-Polo FERRER

RÉSUMÉ

Une analyse statistique de séries annuelles de pluies maximales journalières a été réalisée sur les données de 47 stations météorologiques situées dans le bassin du Guadalhorce, en utilisant des méthodes usuellement appliquées à l'étude des crues ; trois lois de distribution ont ainsi été retenues dans cette analyse : la loi des valeurs extrêmes généralisées (GEV), la loi Log-Pearson III (LP3) et la loi des valeurs extrêmes à deux composantes (TCEV). Elles ont été ajustées en utilisant conjointement des données locales et régionales et en estimant les paramètres de manière spécifique. Les résultats issus des 3 méthodes ne sont pas significativement différents. La comparaison entre ces trois lois de distribution a été assurée par le biais du calcul d'indices d'ajustement, de l'analyse du comportement asymptotique par simulation et de la robustesse de la méthode par simulation.

MOTS CLÉS : Pluies maximales annuelles — Modélisation statistique — Estimation de paramètres — Régionalisation — Génération de séries.

ABSTRACT

FREQUENCY ANALYSIS OF DAILY RAINFALL ANNUAL MAXIMUM SERIES IN THE GUADALHORCE BASIN

Frequency analysis of daily rainfall annual maximum sets has been performed on 47 meteorological stations located in the Guadalhorce basin, applying approaches usually used in flood studies. Three candidate distributions have been considered : GEV, LP3 and TCEV with selected parameter estimation methods and schemes of joint use of at-site and regional data, and only small differences have been found in the results. Comparison of three procedures has been carried out in three ways : numerical indices of agreement, behaviour analysis and robustness simulation.

KEY WORDS : Maximal annual daily rainfall depths — Statistical modelling — Parameter estimation — Regionalisation — Set generation.

INTRODUCTION

L'analyse hydrologique des crues de la rivière Guadalhorce (3 100 km²), située dans le sud-est de l'Espagne (près de Malaga), a été menée grâce à des modèles hydrologiques basés sur les propriétés statistiques des pluies maximales sur cette zone.

La plupart des stations du bassin ne fournissent que des chroniques de pluies au pas de temps journalier. 47 stations fonctionnant depuis plus de 30 ans, ont été sélectionnées pour cette analyse, la plus longue série à notre disposition étant de 40 ans.

(1) *Cedex, Paseo Bajo de la Virgen del Puerto, 3 - 28005 Madrid.*

- La modélisation statistique de séries (WMO, 1989) suppose que l'on choisisse au préalable :
- a — la façon de constituer un échantillon,
 - b — une loi de distribution,
 - c — une méthode d'estimation des paramètres et des quantiles,
 - d — un schéma qui permette l'utilisation conjointe de données locales et régionales.

Concernant la constitution des échantillons, on peut soit retenir les valeurs maximales de chaque année (AM), soit retenir toutes les données supérieures à un seuil préalablement fixé, et pour un pas de temps donné (POT). La méthodologie AM est généralement préférée à POT, aussi bien par les chercheurs que par les projeteurs (CUNNANE, 1987), car elle est plus facile à appliquer et souvent statistiquement plus efficace ; pour ces raisons, elle a été aussi retenue dans cette analyse.

L'objet de cet article concerne majoritairement les points b, c et d de la modélisation statistique des PJX (Pluies Journalières maXimales) qui proviennent de pluviomètres du Guadalhorce, modélisation basée sur les méthodes les plus répandues et les plus récentes, et habituellement utilisées en analyse de crues.

1. LES LOIS DE DISTRIBUTION DISPONIBLES. CHOIX POUR L'ANALYSE

Une enquête de l'OMM (1989) faite auprès de 55 agences de 28 pays révèle que 52 % de ces agences ont pour habitude d'utiliser comme loi de distribution la loi des valeurs extrêmes généralisées (GEV) ; cette loi admet comme cas particuliers les lois de Gumbel (EV1), Frechet (EV2) et Weibull (EV3). 31 % des agences utilisent soit une loi Pearson III (P3), soit une loi Log-Pearson III (LP3) ou, soit encore, une loi Log-Normal (LN).

Par ailleurs, ROSSI *et al.* (1984) ont remarqué que la loi des valeurs extrêmes à deux composantes (TCEV) s'adaptait mieux à des séries AM observées que des distributions plus traditionnelles ne pouvaient le faire.

En résumé, on retient dans la présente étude les lois de distribution suivantes : GEV, LP3 (la distribution LN est un cas particulier à asymétrie nulle dans l'espace logarithmique) et TCEV. La formulation mathématique de ces lois est rappelée dans le tableau I.

TABLEAU I
Fonctions de distribution

Loi de Distribution	f(x) ou F(x)	Paramètres
GEV	$F(x) = \exp \left\{ - \left[1 - k \left(\frac{x-u}{\alpha} \right) \right]^{1/k} \right\}$	u, α, k
LP3	$f(x) = \frac{\left(\frac{\log x - u}{\alpha} \right)^{k-1}}{x \alpha \Gamma(k)} \exp \left\{ - \left(\frac{\log x - u}{\alpha} \right) \right\}$	u, α, k
TCEV	$F(x) = \exp (-\alpha_1 e^{-x/\theta_1} - \alpha_2 e^{-x/\theta_2})$	$\alpha_j, \theta_j \quad j = 1, 2$

2. ESTIMATION DES PARAMÈTRES ET DES QUANTILES

2.1. GÉNÉRALITÉS

Parce que l'asymétrie est très variable dans l'espace, l'estimation des paramètres qui lui sont relatifs oblige à utiliser des méthode régionales. Celles-ci s'appuient sur l'hypothèse selon laquelle les séries locales des différentes régions partageraient une certaine caractéristique statistique, généralement le coefficient d'asymétrie Cs (voir formules (2) et (10)) ou le coefficient de variation Cv (écart-type sur moyenne).

La première étape de l'approche régionale, et probablement la plus controversée, est la définition et la délimitation de régions homogènes. L'USWRC (1981) suggère des critères géographiques et « l'emploi d'au moins 40 stations, ou toutes les stations à l'intérieur d'un rayon de 161 km » pour définir l'asymétrie régionale (dans l'espace logarithmique) des débits. Cette norme propose l'emploi de la moyenne des valeurs locales d'asymétrie, s'il n'existe pas de tendance géographique évidente lors de l'analyse géographique. Cette dernière a été effectuée dans le bassin

du Guadalhorce, mais il n'a pas été possible d'établir de façon nette une carte des isolignes d'asymétrie ; a donc été retenue une unique région, homogène d'un point de vue de l'asymétrie. Afin de vérifier l'hypothèse de cette homogénéité régionale, les moyennes et écart-types des C_v ($\langle C_v \rangle$ et $C_{v_{C_v}}$) ont été calculés et ont été trouvés égaux à : $\langle C_v \rangle = 0,43$ et $C_{v_{C_v}} = 0,21$. Ils ont été considérés suffisamment faibles pour pouvoir appliquer avantageusement une méthode régionale (LETENMAIER *et al.*, 1985).

Une fois définies les limites à l'intérieur desquelles la région peut être considérée comme homogène, il s'agit de choisir un schéma complet pour l'estimation des paramètres et des quantiles, en utilisant simultanément les données locales et régionales. Le but de ce travail n'est pas d'analyser ni de comparer les avantages et les inconvénients des différentes méthodes ; simplement, pour chacune des lois retenues, ont été inventoriées les méthodes les plus répandues ou celles présentant les meilleures propriétés, d'après de récents travaux (se reporter aux références citées ci-après pour avoir des renseignements sur les méthodes complètes des lois).

1. La distribution GEV a été recommandée pour les études de crues en Grande Bretagne (Nerc, 1975), associée à une méthode statistique régionale (« index flood method ») pour chacune des 10 régions délimitées sur le territoire britannique. Cette méthode suppose que la variable $y = X/\langle X \rangle$ suit en tous les points la même loi de distribution. Les paramètres proviennent d'une analyse régionale des différents ensembles de données locales. Les quantiles X , en un point donné, s'obtiennent en multipliant les valeurs du quantile y_T par la moyenne des données locales $\langle X \rangle$ au même site. Cette démarche suppose non seulement une asymétrie régionale constante, mais aussi un coefficient de variation régional constant. Le présent travail utilise la méthode statistique régionale proposée par HOSKING *et al.* (1985) ; celle-ci est basée sur une moyenne régionale des moments de probabilité pondérés (PWM), qui ont été préalablement calculés à chaque point et traduits en un nombre adimensionnel. On désignera ci-après cette méthode par GEV/PWM.

2. La distribution LP3 est recommandée par l'USWRC (1981) pour les études de crues. Elle utilise l'équation traditionnelle suivante :

$$\text{Log } X_T = \langle y \rangle + K_T \cdot S \quad (1)$$

où la valeur de la variable X_T pour une certaine période de retour T est fonction de K_T , facteur de fréquence, de la moyenne $\langle y \rangle$, et de l'écart-type S ; les deux dernières variables s'estiment en chaque point à partir d'un échantillon constitué du logarithme des données. K_T est calculé à partir de la période de retour T et de la valeur régionale du coefficient d'asymétrie C_s , obtenu à partir de la moyenne régionale des estimations locales de C_s . Ces dernières estimations s'obtiennent (WALLIS *et al.*, 1974) par la formule suivante :

$$C_s = \frac{N \sum (y - \langle y \rangle)^3}{(N - 1) \cdot (N - 2) \cdot S^3} \cdot (1 + 8,5/N) \quad (2)$$

avec :

- y : logarithme népérien des données,
- N : effectif de l'échantillon.

Cette méthode sera appelée LP3 / LMOM ci-après.

3. La distribution TCEV a été recommandée par ROSSI *et al.* (1984) pour l'analyse régionale de crues. L'estimation des quantiles passe par trois phases de calcul ; les données sont d'abord transformées en valeurs réduites y par la relation suivante :

$$y = (x - u) / \alpha \quad (3)$$

où, pour une station donnée, u et α sont les paramètres de la loi de Gumbel EV1 obtenus par la méthode du maximum de vraisemblance (les valeurs extraordinaires ou « outliers » ont été enlevées des différentes séries). Dans un deuxième temps, les valeurs de la variable réduite y identifiées à chaque station sont regroupées dans une série où sont réintroduits les outliers précédemment écartés. La variable y suit une loi TCEV, dont la fonction de répartition est donnée par la formule (4). Les valeurs théoriques des paramètres de cette distribution sont reliés à celle de la distribution TCEV suivie par la variable d'origine X et, en particulier, α_1 et θ_1 ont pour valeur théorique 1 (ROSSI *et al.*, 1984).

$$F(y) = \exp (-\alpha_1 e^{-y/\theta_1} - \alpha_2 e^{-y/\theta_2}). \quad (4)$$

Dans une deuxième étape, il s'agit d'estimer par la méthode du maximum de vraisemblance (ML) les paramètres (α_1 , α_2 , θ_1 et θ_2). Les déviations observées par rapport aux valeurs unitaires théoriques des paramètres α_1 et θ_1 sont

dus à la distorsion qu'introduit la réduction de la variable originelle (3) au moyen d'estimations déterminées des paramètres u et α . Ce fait a mené d'autres auteurs (ARNELL *et al.*, 1988) à proposer d'autres méthodes d'estimation de paramètres plus complexes, qui n'ont pas été utilisées dans ce travail.

Dans la méthode utilisée ici, seuls 2 des ces paramètres sont régionaux : α_2 et θ_2 . Les quantiles Y_T , pour les valeurs voulues de période de retour T , peuvent alors être estimés. Enfin, on revient aux valeurs locales X_T par l'équation (5), dérivée de la formule (3).

$$X_T = u_K + z_{K_{YT}} \quad (5)$$

où (u_K, α_K) sont les valeurs de (u, α) pour la série locale K . Cette méthode sera appelée ci-après TCEV/ML.

2.2. APPLICATION AUX DONNÉES DU GHADALHORCE. RÉSULTATS

Dans le tableau II figurent, pour chacun des trois modèles exposés ci-dessus, les valeurs estimées des paramètres régionaux et les valeurs moyennes des paramètres locaux. Dans le tableau III, sont consignés les quantiles estimés pour différentes périodes de retour (relation $X-T$) à partir des paramètres précédents.

TABLEAU II
Estimation des paramètres

	GEV / LWM	LP3 / LMOM	TCEV / ML
Paramètres régionaux	$u = 0,79$ $\alpha = 0,28$ $K = -0,156$	$Cs = 0,501$	$\alpha_1 = 0,414$ $\alpha_2 = 0,517$ $\theta_1 = 0,651$ $\theta_2 = 1,627$
Paramètres locaux	$\langle x \rangle = 67,13$	$\langle y \rangle = 1,78$ $S = 0,17$	$u = 54,47$ $\alpha = 18,63$

TABLEAU III
Estimation de quantiles (mm) pour des périodes de retour allant de 2 à 1 000 ans

T (années)	GEV / LWM	LP3 / LMOM	TCEV / ML
2	60	58	60
10	104	102	105
50	154	150	153
100	180	173	174
500	250	236	224
1000	287	267	243

3. VALIDITÉ DES DIFFÉRENTS MODÈLES

De nombreuses techniques existent pour comparer les différentes méthodes d'analyse des lois de probabilité, et pour choisir la meilleure. Elles peuvent se regrouper selon les critères suivants :

1. épreuves de la capacité de description qui étudient dans quelle mesure la distribution envisagée reproduit certains aspects des données observées. On réalisera ici deux sortes d'épreuves : le calcul d'indices numériques d'ajustement et l'analyse du comportement statistique de la queue du côté droit de la distribution ;

2. épreuves de capacité de prédiction qui étudient dans quelle mesure la distribution envisagée peut estimer la relation $X - T$, même quand la population ne suit pas la distribution supposée. Il s'agit donc de tester la robustesse de la distribution.

3.1. INDICES NUMÉRIQUES D'AJUSTEMENT

Les méthodes traditionnelles (BENSON, 1968) fournissent une estimation de la probabilité expérimentale au non dépassement liée à chaque élément de l'échantillon. Dans cette analyse, la formule de Gringorten a été choisie, en ayant pris soin, au préalable, de ranger l'échantillon dans un ordre croissant :

$$F_i = \frac{i - 0,44}{N - 0,12} \quad (6)$$

avec : — N : effectif de l'échantillon ;

— F_i : probabilité expérimentale au non dépassement associée à la variable de rang i .

Pour chaque période de retour choisie T , la valeur « expérimentale » de la variable x_T est obtenue par interpolation linéaire (sur du papier de Gumbel) entre les deux points les plus proches connus (un de chaque côté).

On calcule enfin la distance entre X_T , quantile de période de retour T estimé par la distribution théorique choisie, et x_T , quantile de même période de retour T mais estimé expérimentalement, par la formule (7).

$$d_T = \frac{X_T - x_T}{x_T} \quad (7)$$

La moyenne des valeurs absolues de ces distances pour chaque station K peut être considérée comme un indice d'ajustement pour chaque période de retour (8) et la somme pour les NT périodes de retour considérées fournit une valeur globale de l'ajustement (9).

$$D_T = \sum_k |dT|_k / M \quad (8)$$

$$d = \sum_T DT \quad (9)$$

Les résultats sont récapitulés dans la tableau IV.

TABLEAU IV

Indices numériques d'ajustement D_T pour différentes périodes de retour et les lois étudiées, et d pour les différentes lois

	T=2	T=5	T=10	T=25	T=50	d
GEV	0,055	0,052	0,083	0,124	0,173	0,098
LP3	0,042	0,048	0,066	0,091	0,134	0,076
TCEV	0,040	0,044	0,074	0,137	0,191	0,097

L'ajustement est d'autant meilleur que d et D_T sont proches de 0.

3.2. ANALYSE DU COMPORTEMENT ASYMPTOTIQUE DE LA DISTRIBUTION

Le comportement rectiligne de la queue des différentes distributions est l'une des caractéristiques les plus intéressantes à préserver dans une modélisation statistique de séries de valeurs maximales. Dans cette analyse, et suivant en cela ROSSI *et al.* (1984), les paramètres suivants ont été sélectionnés :

1. l'asymétrie, donnée par la formule (10) ;

$$C_s = \frac{N \sum (X - \langle X \rangle)^3}{(N - 1) \cdot (N - 2) \cdot S^3} \quad (10)$$

2. la variable réduite Y_n , calculée à partir de la valeur maximale X_n , par la formule (11) ;

$$y_n = \frac{X_n - \langle X \rangle}{S} \quad (11)$$

avec : — X_n : valeur maximale,

— $\langle X \rangle$: la moyenne,

— S : l'écart-type.

En premier lieu, ont été générés, selon les paramètres du tableau II, 3 000 échantillons de $N = 40$ éléments, pour chacune des distributions retenues. Pour chaque valeur des différents échantillons, les y_n correspondants ont été calculés (10) et pour chaque échantillon, les C_s ont été estimés (11)

L'analyse a été menée en comparant graphiquement (sur papier de Gumbel) en chaque point des valeurs de C_s et y_n simulées et observées pour le Guadalhorce. Les résultats sont rassemblés sur les figures 1 et 2, la formule (6) ayant été utilisée pour l'estimation de la fréquence au non dépassement des valeurs expérimentales ; l'ensemble des valeurs générées est représenté par une courbe lissée. Sur ces figures, les résultats d'une distribution EV1 sont en outre reportés ; ils montrent que cette loi de distribution ne s'ajuste pas convenablement à l'échantillon des C_s ni à celui des y_n . Par contre, l'analyse donne des résultats également satisfaisant pour les trois distributions choisies, ne permettant pas d'en éliminer une.

3.3. ANALYSE DE LA ROBUSTESSE

La robustesse de la modélisation (biais et écart quadratique moyen) est testée, en supposant que des changements se sont produits dans la distribution de la population. L'analyse se fait par le biais de la simulation (LETTENMAIER *et al.*, 1985) et comporte trois étapes :

1. sélection d'une des trois distributions étudiées comme population, pour laquelle les vraies valeurs des quantiles X_T sont connues (tableau III) ;
2. génération, par une simulation de Montecarlo, de 47 chroniques de 40 ans, relatives aux 47 stations météorologiques analysées, en utilisant les paramètres du tableau II ;

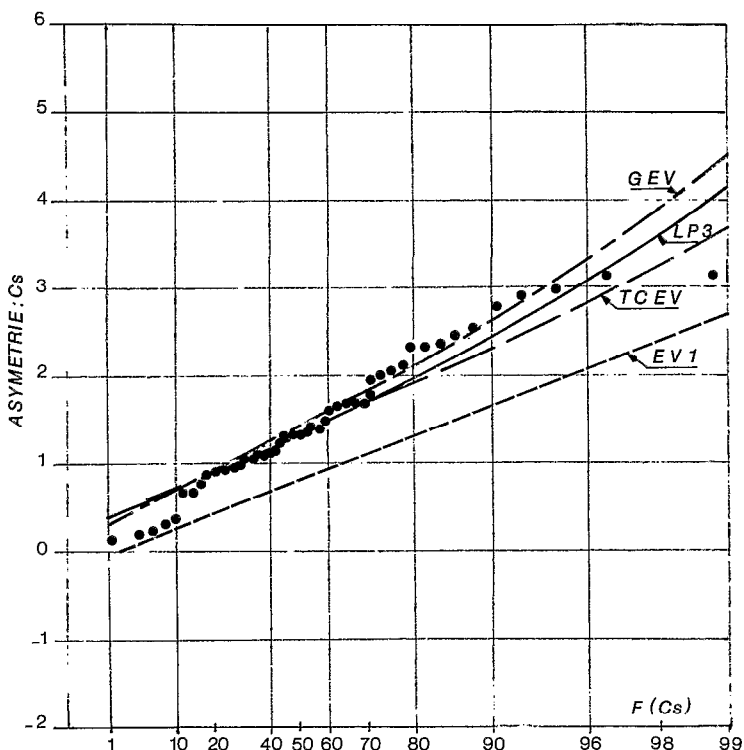


FIG. 1. — Valeurs observées et simulées de la fonction de distribution de l'asymétrie C_s

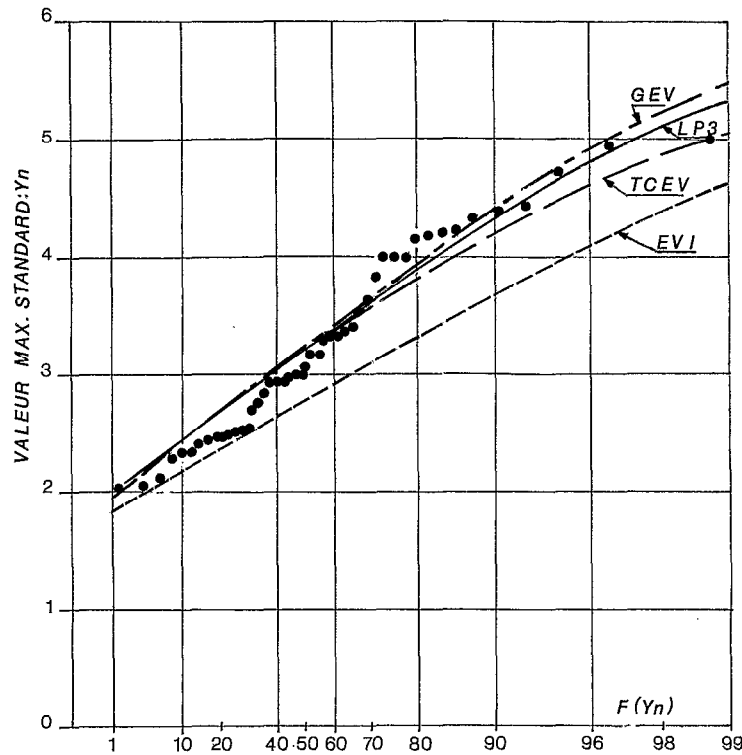


FIG. 2. — Valeurs observées et simulées de la fonction de distribution de la valeur Max. Standard Y_n

3. pour chacune des trois méthodes étudiées et pour les périodes de retour considérées, on calcule les paramètres suivants :

- quantiles x_T pour chacune des 47 stations ;
- biais b_T et racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (RMSE), représentées par un nombre adimensionnel (formules 12 et 13).

$$b_T = [(\sum X_T / M) - x_T] / x_T \tag{12}$$

$$rmse_T = [\sum (X_T - x_T)^2 / M]^{1/2} / x_T \tag{13}$$

où M représente le nombre de sites ponctuels.

Les étapes 2 et 3 sont itérées une centaine de fois de façon à obtenir des valeurs moyennes. Les résultats figurent dans les tableaux V et VI.

Les critères adoptés pour analyser les valeurs des tableaux V et VI sont les suivants :

- une méthode pour laquelle b_T a une petite valeur absolue est préférable à une méthode pour laquelle ce même paramètre b_T est négatif (résultats peu sûrs) avec une valeur absolue élevée ;
- la méthode est d'autant meilleure que RMSE est faible.

Ces critères ont été appliqués à chacune des méthodes ; on n'a retenu que le résultat le plus défavorable pour les trois hypothèses de population.

TABLEAU V
Biais dans l'estimation des quantiles

Période de retour (années)	Population GEV	Population TCEV	Population LP3
	<u>GEV / PWM</u>		
2	0,002	0,005	0,003
10	-0,001	-0,016	0,007
50	-0,005	-0,003	0,003
100	-0,008	0,018	0,010
500	-0,014	0,102	0,034
1000	-0,016	0,159	0,046
	<u>LP3 / LMOM</u>		
2	0,000	0,007	0,000
10	0,010	-0,005	0,006
50	0,000	0,001	0,015
100	-0,007	0,016	0,020
500	-0,029	0,076	0,034
1000	-0,039	0,120	0,039
	<u>TCEV / ML</u>		
2	0,003	0,007	0,000
10	-0,005	-0,008	0,007
50	-0,003	-0,004	-0,011
100	-0,009	-0,002	-0,030
500	-0,058	0,001	-0,093
1000	-0,089	0,009	-0,124

TABLEAU VI
RMSE de l'estimation des quantiles

Période de retour (années)	Population GEV	Population TCEV	Population LP3
	<u>GEV / PWM</u>		
2	0,073	0,070	0,074
10	0,073	0,071	0,073
50	0,074	0,070	0,074
100	0,073	0,073	0,075
500	0,074	0,127	0,084
1000	0,074	0,178	0,090
	<u>LP3 / LMOM</u>		
2	0,062	0,062	0,062
10	0,108	0,100	0,104
50	0,152	0,142	0,148
100	0,170	0,161	0,167
500	0,207	0,223	0,210
1000	0,223	0,264	0,228
	<u>TCEV / ML</u>		
2	0,067	0,067	0,065
10	0,097	0,099	0,098
50	0,114	0,119	0,113
100	0,119	0,124	0,118
500	0,134	0,134	0,147
1000	0,149	0,138	0,167

TABLEAU VII
Meilleures et pires distributions pour différentes périodes de retour ; critère de sélection : le biais

Période de retour (années)	Moindre biais en valeur absolue	Biais négatif le plus fort en valeur absolue
2	GEV	-
10	TCEV	GEV
50	GEV	TCEV
100	GEV	TCEV
500	LP3	TCEV
1000	LP3	TCEV

TABLEAU VIII
Meilleures et pires distributions pour différentes périodes de retour ; critère de sélection : le RMSE

Période de retour (années)	Moindre RMSE	Plus grand RMSE
2	LP3	GEV
10	GEV	LP3
50	GEV	LP3
100	GEV	LP3
500	GEV	LP3
1000	TCEV	LP3

CONCLUSION

Les méthodes usuelles pour l'analyse statistique des débits peuvent être utilisées en analyse d'échantillons des PJX. Les trois méthodes, GEV / PWM, LP3 / LMOM et TCEV / ML, qui permettent l'utilisation conjointe de données locales et de données régionales, ont fourni des résultats semblables (tableau III) avec des différences voisines de 15 % pour une période de retour de 1 000 ans. Les résultats de ce tableau montrent que les quantiles de pluie les plus élevés sont obtenus par la méthode GEV/PWM, les quantiles les plus faibles l'étant par la méthode TCEV/ML (la méthode LP3/LMOM donne des résultats intermédiaires).

Concernant l'évaluation des indices numériques d'ajustement entre les séries observées et les quantiles estimés, la méthode LP3 / LMOM fournit les meilleurs résultats avec des différences minimales par rapport aux résultats

engendrés par GEV / PWM et TCEV / ML. La contrainte supplémentaire imposée à la méthode régionale utilisée en parallèle avec la loi GEV (méthode de « l'indice de crue » qui suppose une valeur constante pour C_v) n'a eu que peu de conséquences sur les résultats, même si elle fournit des résultats moins bons pour des périodes de retour comprises entre 2,5 et 10 ans.

Les trois méthodes reproduisent correctement le comportement asymptotique rectiligne de la queue de la distribution, et aussi bien le biais que les valeurs réduites maximales y_n de l'échantillon expérimental sont proches de ceux obtenus à partir des échantillons générés (fig. 1 et 2). A noter que la distribution EV1 (Gumbel) n'est pas un bon choix pour l'analyse de pluies maximales dans le bassin du Guadalhorce.

L'analyse de la robustesse, effectuée au moyen de simulations, indique que les méthodes GEV / PWM (pour les périodes de retour moyennes) et LP3 / LMOM (pour les périodes de retour plus importantes) engendrent des biais positifs moindres lors de l'estimation des quantiles, mais que la méthode TCEV / ML a tendance à donner des valeurs négatives pour le biais. La méthode LP3 / LMOM est celle qui donne les valeurs les plus élevées des RMSE à cause de son importante variance ; c'est là son principal défaut. Si l'on se base sur le calcul du RMSE, la méthode GEV / PWM est la meilleure, bien que la méthode TCEV / ML donne des résultats semblables ; néanmoins, l'hypothèse d'un C_v constant faite dans cette méthode est particulièrement favorable à cause de l'homogénéité régionale prise en compte dans les simulations.

On peut enfin conclure que la méthode traditionnelle LP3 / LMOM mène à des estimations de pluies journalières maximales comprises entre celles obtenues par la méthode TCEV/ML (valeurs les plus faibles) et celles obtenues avec la méthode GEV/PWM (valeurs plus importantes). En ce qui concerne l'adéquation des modèles aux données observées, la méthode LP3/LMOM met en évidence un bon comportement comparé aux deux autres méthodes analysées. En revanche, et c'est son principal défaut, la robustesse de ce modèle est sensiblement inférieure à celle des autres modèles.

BIBLIOGRAPHIE

- ARNELL (N.), GABRIELLE (S.), 1988 — The performance of the Two-Component Extreme Value Distribution in regional flood frequency analysis. *In : Water Resour. Res.*, 24(6) : 879-887.
- BENSON (M.A.), 1968 — Uniform Flood Frequency Estimating Methods for Federal Agencies. *In : Water Resour., Res.* 4(5) : 891-908.
- CUNNANE (C.), 1987 — *Review of Statistical Models for Flood Frequency Estimation Paper pres.* *In : Inst. Symp. on Flood Frequency and Risk Analysis.* Baton Rouge. La., Publ. in Singh, V.P. (Ed.), Hydrologic Frequency Modelling, Reidel Publ. Co., Dordrecht : 49-95.
- HOSKING (J.R.M.), WALLIS (J.R.), WOOD (E.F.), 1985 — An Appraisal of the Regional Flood Frequency Procedure in the U.K. Flood Studies Report. *In : Hydrol. Sci. J.*, 30(1) : 85-109.
- LETTENMAIER (D.P.), POTTER (K.W.), 1985 — Testing Flood Frequency Estimation Methods using a Regional Flood Generating Model. *In : Water Resour. Res.*, 21(12) : 1903-1914.
- Nerc, 1975 — Flood Studies Report. Nat. Environ. Res. Council. London, Vols 1-5, 1 100 p.
- ROSSI (F.), FIORENTINO (M.), VERSACE (P.), 1984 — Two Component Extreme Value Distribution for Flood Frequency Analysis. *In : Water Resour. Res.*, 20(7) : 847-856.
- USWRC, 1981 — *Guidelines for Determining Flood Flow Frequency.* Bulletin 17B. *In : Water Resources Council, Washington.*
- WALLIS (J.R.), MATALAS (N.C.), SLACK (J.R.), 1974 — Just a Moment. *In : Water Resour. Res.*, 10(2) : 211-219.
- World Meteorological Organization, 1989 — Statistical Distributions for Flood Frequency Analysis. *WMO-Operational Hydrology Report*, n° 33, 73 p.