

Cit this: *JOWSET*, 2018 (03), N°1, 328-334

Regional estimation of extreme daily rainfall in West Africa (Côte d'Ivoire)

G. E. Soro*¹, B. T. A. Goula¹ B. Srohourou²

^[1] Geosciences and Environment Laboratory, Nangui Abrogoua University, 02 BP 801 Abidjan 02, Abidjan, Côte d'Ivoire

^[2] Department of Meteorology, SODEXAM,, 15 BP 950 Abidjan 15, Abidjan, Côte d'Ivoire

*Corresponding Author: Tel.: +225 07371070; e-mail: ge_soro@yahoo.fr

The extremes rainfalls are meteorological hazards that cause great damage and many casualties. Information on the occurrence of extreme rainfall events is therefore important to protect people. However, the rainfall information is not available in many areas because of deficiencies or lack of data. Regional frequency analysis is an alternative to provide robust information about quantile. In this perspective, the monthly and annual maximum rainfall of 44 stations in the Côte d'Ivoire over the period 1942-2002 were analyzed. Four contiguous homogeneous climatic regions were determined using the hierarchical cluster and validated by the test the homogeneity of Wiltshire. The analyses show that the series are adjusted by generalized Logistics distribution and generalized extreme values distribution. The differences between local and regional quantile of extreme rainfall are relatively low. It is of the order of 5% in terms of bias and 15% relative mean squared error. This attests to the robustness of the regional approach for the estimation of extreme rainfall events.

Received: 29 November 2017

Accepted: 26 March 2018

Available online: 26 March 2018

Keywords:

Regional analysis

Extreme Rainfall

Return period

Introduction

L'Afrique de l'Ouest a connu une alternance de périodes sèches et humides depuis le début du XXème siècle [21]. Ainsi, les décennies 1950 - 1959 et 1960 - 1969 constituent des périodes humides ; tandis que celles de 1970 - 1979, 1980 - 1989 et 1990 - 1999 sont des périodes sèches [6]. Les périodes sèches ont été marquées par une baisse du régime pluviométrique [7]. Dans certaines régions de l'Afrique de l'Ouest (Côte d'Ivoire, Mali, Burkina Faso, Sénégal, etc.) la pluviométrie annuelle a diminué de 20 à 40 % par rapport à la moyenne interannuelle [5]. En dépit de ce contexte climatique caractérisé par un déficit pluviométrique, de nombreux pays de l'Afrique de l'Ouest (Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Niger, Ghana, Sénégal, Togo) sont confrontés à de graves problèmes d'inondation tant en milieu urbain que rural [4]. L'aléa pluviométrique est souvent à l'origine de ces catastrophes naturelles, mais il n'est pas le seul facteur : l'état

hydrique et l'occupation du sol (type d'urbanisation), les caractéristiques du terrain (pente, profondeur, etc.) sont aussi déterminantes [13]. La difficulté de disposer de l'ensemble des paramètres indispensables pour appréhender ces catastrophes naturelles, peut souvent amener à se limiter à l'analyse des pluies extrêmes. La quantification de l'aléa pluviométrique peut se faire alors à partir de méthodes très différentes (analyse fréquentielle, pluie maximale probable, générateurs stochastiques), mais aussi et souvent complémentaires. L'analyse fréquentielle est l'approche statistique la plus utilisée pour quantifier l'aléa pluviométrique. En attribuant une probabilité d'occurrence à une grandeur physique telle que la pluie extrême, elle fournit un outil remarquable d'aide à la décision aux gouvernants [18]. Cependant, les estimations fiables exigent des enregistrements des stations très longues si les données de station unique doivent être utilisées. En Côte d'Ivoire, certaines zones sont dépourvues de stations disposant de longues et fiables séries pluviométriques. En outre, la situation socio-politique qu'a vécu le pays sur la période 2002-

2011 a entraîné une détérioration des stations de mesures de plusieurs régions. Plusieurs zones de la Côte d'Ivoire restent dépourvues de données sur cette période jusqu'à présent. L'analyse fréquentielle locale se trouve alors limitée à fournir des estimations robustes nécessaires au dimensionnement des ouvrages hydrauliques. En générale, les données de pluie restent limitées à la fois dans le temps et dans l'espace, ce qui ne permet pas toujours d'obtenir des estimations fiables de ces extrêmes [20]. La régionalisation est une possibilité pour résoudre ce problème de robustesse de l'estimation des quantiles extrêmes. En regroupant à regrouper les données des stations d'une région, ce type d'estimation permet d'estimer une fonction de distribution régionale de probabilité. Ainsi, l'échantillon devient plus riche et les estimateurs de cette distribution sont plus robustes que ceux obtenus par une distribution locale [1].

De nombreuses méthodes de régionalisation des événements pluviométriques extrêmes ont été proposées : l'analyse de corrélation spatiale [3]; analyse empirique de fonction orthogonale [16]; analyse en composantes principales (ACP) [25]; l'analyse par grappes [27]; L-moments associés à l'analyse de cluster [22]; une combinaison de L-moments et généralisée régression des moindres carrés [8]; Bayésiens carrés généralisés moins avancés [12]. Avec une panoplie d'approches d'estimation des quantiles, l'analyse fréquentielle permet d'optimiser les paramètres nécessaires au dimensionnement des ouvrages hydrauliques.

L'objectif principal de la présente étude est la régionalisation des distributions des pluies extrêmes journalières, pour obtenir des quantiles fiables en des sites ayant peu ou aucune donnée.

Matériels and méthodes

1. Données d'étude

Les données d'étude sont constituées de pluies journalières maximales mensuelles et annuelles issues de 44 postes de mesures répartis sur l'ensemble du territoire ivoirien (Figure 1). Elles ont été mise à disposition par la Direction de la Météorologie Nationale de la Côte d'Ivoire. L'absence de postes pluviométriques dans le Nord-Est et le Nord-Ouest s'explique par le fait que dans ces régions, les séries chronologiques sont très courtes et ont un pourcentage de données manquantes très élevé (entre 50 et 70 %). En outre, dans le Nord-Est, la présence du parc national de la Comoé avec une superficie d'environ 11500 km², réduit considérablement la densité du réseau pluviométrique dans cette partie de la zone d'étude. La période d'observation allant de 1942 à 2002 a été retenue pour réaliser cette étude (Figure 1). Le choix de cette fenêtre temporelle est lié à la situation socio-politique qu'a vécu la Côte d'Ivoire à la fin de l'année 2002. Celle-ci a provoqué une interruption de la mesure des paramètres climatiques au niveau de certaines stations, notamment celles situées au nord, au nord-est et au nord-ouest.

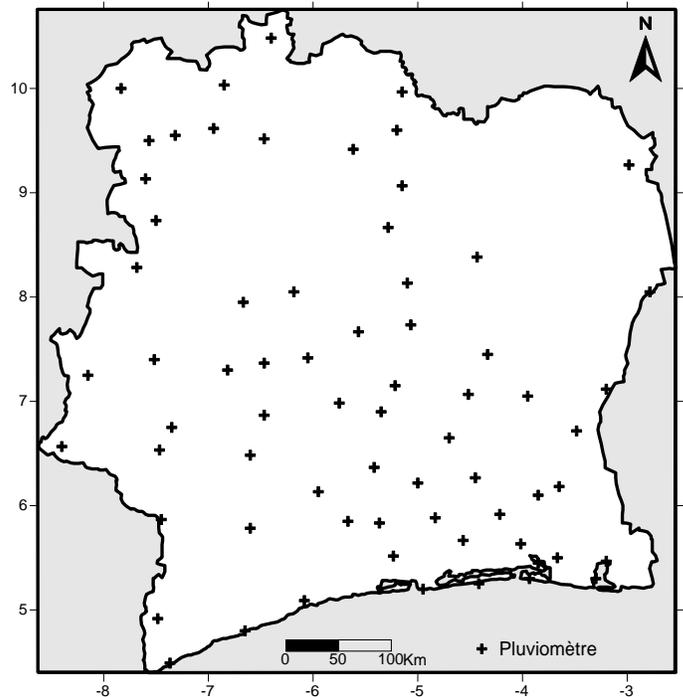


Fig 1 : Location des postes pluviométriques utilisés

2. Détermination des régions homogènes

La première étape de l'estimation régionale d'une variable météorologique est la décomposition de la zone d'étude en groupes homogènes de stations. Les maxima mensuels de chaque station pluviométrique ont été utilisés comme élément de caractérisation de cette homogénéité. La technique de classification ascendante hiérarchique avec la méthode d'agrégation de Ward a été utilisée pour construire les différentes régions homogènes. Ces régions homogènes, une fois identifiées, doivent être validées afin d'éviter des erreurs lors de l'estimation des quantiles régionaux de diverses périodes de retour.

3. Validation de l'homogénéité des régions

Une fois que les limites des régions sont fixées, on procède à la validation de l'homogénéité des stations pluviométriques incluses dans la région. Cette étape consiste à vérifier si les régions sont réellement homogènes ou s'il existe des hétérogénéités dans certaines régions préalablement définies comme homogènes. Le test d'homogénéité de Wiltshire [22] a été utilisé pour valider l'homogénéité des régions.

La statistique du test de Wiltshire est définie comme suit :

$$R = \frac{1}{V} \sum_{i=1}^N \frac{(G'_j - G)^2}{n_j}$$

Où G'_j est la moyenne des probabilités au non dépassement ; G est la moyenne régionale de G'_j ; n_j le nombre

d'enregistrements pluvieux au site j ; v est la variance de la distribution uniforme.

4. Choix des modèles statistiques régionaux

Lorsque les limites des régions homogènes sont bien établies, il faut procéder à l'identification d'une loi de probabilité régionale. Les modèles statistiques retenus a priori pour l'estimation régionale sont consignés dans le tableau 1. Ce choix s'inspire des travaux antérieurs sur l'estimation régionale des quantiles de pluie [2]. La méthode des L-moments a été utilisée pour estimer les paramètres des lois régionales.

Tabl 1. Loi de probabilité régionaux utilisés

Loi statistique	Fonction de densité de probabilité	Paramètres
Loi généralisée des valeurs extrêmes	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - \frac{k}{\alpha} (x - u) \right] \exp \left\{ - \left[1 - k \left(\frac{x - u}{\alpha} \right) \right]^{1/k} \right\}$	α, u, k
Loi Logistique généralisée	$f(x) = \left\{ 1 + \left[1 - \frac{k}{\alpha} (x - u) \right]^{1/k} \right\}^{-1}$	α, u, k
Loi de Pearson type 3	$f(x) = \frac{\alpha^\lambda}{\Gamma(\lambda)} (x - m)^{\lambda - 1} e^{-\alpha(x - m)}$	α, λ, m
Loi Lognormale 3	$f(x) = \frac{1}{(x - m)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{[-\ln(x - m - \mu)]^2}{2\sigma^2} \right\}$	σ, m, μ

5. Validation du modèle statistique régional

La méthode des diagrammes de rapport des L-moments et la distance moyenne pondérée sont utilisées pour déterminer le type de distribution de probabilité adéquat pour l'estimation régionale des pluies extrêmes. Les L-moments sont sensibles aux horsains et non biaisés pour les échantillons couramment utilisés en hydrologie [28]. La méthode des diagrammes de rapport des L-moments est basée sur la théorie des L-moments. Pour un échantillon ordonné par ordre croissant, les L-moments sont définis comme suit [9] :

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \beta_0 \\ \lambda_2 &= 2\beta_1 - \beta_0 \\ \lambda_3 &= 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \\ \lambda_4 &= 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \end{aligned}$$

Où β_r ($r = 0, 1, 2, 3$) est la $r^{\text{ième}}$ probabilité pondérée, définie par : $\beta_r = E \{ X [F(X)]^r \}$

Avec $F(X)$ la fonction de répartition de la variable aléatoire X .

En pratique, les probabilités pondérées doivent être estimées à partir d'un échantillon fini. Les estimateurs non biaisés sont alors donnés par la formule suivante :

$$\hat{\beta}_r = \frac{1}{n} \binom{n-1}{r}^{-1} \sum_{j=1}^{n-r} \binom{n-j}{r} \times x_{(j)}$$

Où n est la taille de l'échantillon; $x_{(j)}$: observation pluviométrique d'ordre j .

Les rapports des L-moments sont définis comme suit :

$$\begin{aligned} \tau_2 &= \lambda_1 / \lambda_2 \\ \tau_3 &= \lambda_3 / \lambda_2 \\ \tau_4 &= \lambda_4 / \lambda_2 \end{aligned}$$

Où τ_2 est le L-coefficient de variation; τ_3 est le L-coefficient d'asymétrie; τ_4 est le L-coefficient d'aplatissement.

Pour déterminer la meilleure distribution statistique de l'échantillon, l'on peut étudier les rapports issus de l'échantillon et ceux issus de la distribution statistique via les rapports des L-moments [10].

Quand la courbe théorique des rapports des L-moments d'une distribution croise, ou est à proximité du centre du nuage de point (moyenne de l'échantillon) qui provient de l'échantillon, c'est-à-dire le nombre d'échantillon régulièrement dispersé autour de la courbe théorique, cette distribution de probabilité est considérée comme appropriée pour représenter l'échantillon [29]. L'observation visuelle est souvent quelque peu subjective ; et pour affiner le choix de la distribution de probabilité régionale, il a été proposé d'évaluer la distance pondérée moyenne des L-moments. La Distance Pondérée Moyenne (DPM) [15] permet de mesurer la distance entre le rapport des L-moments issu de l'échantillon et le rapport des L-moments issu d'une distribution de probabilité donnée. La Distance Pondérée Moyenne (DPM) est définie comme suit :

$$DPM = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \left| \tau_4^{theo}(i) - \tau_4^{obs}(i) \right|}{\sum_i n_i}$$

Où n est le nombre de stations à analyser ; n est le nombre d'années d'observations pluviométrique ; $\tau_4^{theo}(i)$ est le L-coefficient d'aplatissement de l'échantillon généré à partir de la distribution de probabilité ; $\tau_4^{obs}(i)$ est le L-coefficient d'aplatissement de l'échantillon observé.

La distribution de probabilité ayant la plus petite distance pondérée moyenne par rapport aux autres distributions de probabilité sélectionnées est la plus appropriée pour l'estimation des fréquences régionales des pluies extrêmes.

6. Evaluation des performances de la méthode régionale

Pour évaluer la robustesse et l'efficacité de la méthode d'analyse régionale, il est calculé pour chaque période de retour, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne relative (REQMR) ainsi que le biais relatif lié à l'estimation régionale[19]:

$$Biais_T [\%] = (1/N) \sum_{i=1}^N \left[(Q_T^R - Q_T^i) / Q_T^R \right] \times 100$$

$$REQMR_T [\%] = \left\{ (1/N) \sum_{i=1}^N \left[(Q_T^R - Q_T^i) / Q_T^R \right]^2 \right\}^{1/2} \times 100$$

Où Q_T^R et Q_T^i sont les quantiles de période de retour T estimés à la station i respectivement à partir des paramètres régionaux et locaux de la distribution régionale ; N est le nombre de stations étudiées.

Résultats and discussion

1. Caractérisation des régions climatiques homogènes

La configuration spatiale des régions climatiques homogènes est présentée dans la figure 2. Les régions homogènes I, II et V se situent dans le régime équatorial de transition caractérisé par des variations pluviométriques de type bimodal. La région II qui englobe toute la frange littorale à l'exception de la côte sud-ouest (Tabou), est sous l'influence permanente de l'Océan Atlantique et de la mousson Ouest Africaine. Dans cette région, le régime pluviométrique est bimodal avec des pics en juin (grande saison des pluies) et août (petite saison des pluies). La région I couvre le Sud intérieur où l'influence de la mousson est saisonnière. La région V située à l'extrême sud-ouest, est la zone de pénétration du flux de mousson en Côte d'Ivoire. C'est la région plus arrosée de la Côte d'Ivoire où la pluviométrie annuelle peut atteindre 2000 mm. La région homogène III englobe entièrement le régime de montagne et une grande partie du régime équatorial de transition atténué (climat baouléen). L'inclusion du régime de montagne dans la région III en dépit de son caractère particulier est certainement liée à l'effet de la latitude. En effet, la faible densité des postes pluviométriques augmente l'effet de la latitude au détriment des maxima mensuels. L'influence de la latitude sur la détermination des régions homogènes est encore plus perceptible dans la région IV. En effet, la région homogène IV située dans la partie septentrionale de la Côte d'Ivoire est pratiquement délimitée à partir de la latitude 9°N. Cette région est en grande partie sous l'influence du régime tropical de transition.

Le tableau 2 présente les résultats du test d'homogénéité de Wiltshire. Les valeurs de probabilité des régions déterminées sont toutes supérieures à 0,05 (seuil de rejet de l'hypothèse de l'homogénéité de la région climatique). A la lumière des valeurs de probabilité obtenues, l'on peut conclure que les régions climatiques déterminées sont homogènes.

2. Caractéristiques statistiques des régions homogènes contiguës

Les régions homogènes ont sensiblement les mêmes L-coefficient de variation (L-CV) (Tableau 3). Les valeurs des rapports L-moments (L-CV) varie entre 0,17 et 0,20. Les

rapports L-CS et L-CK fluctuent respectivement entre 0,16 et 0,25 et entre 0,17 et 0,23.

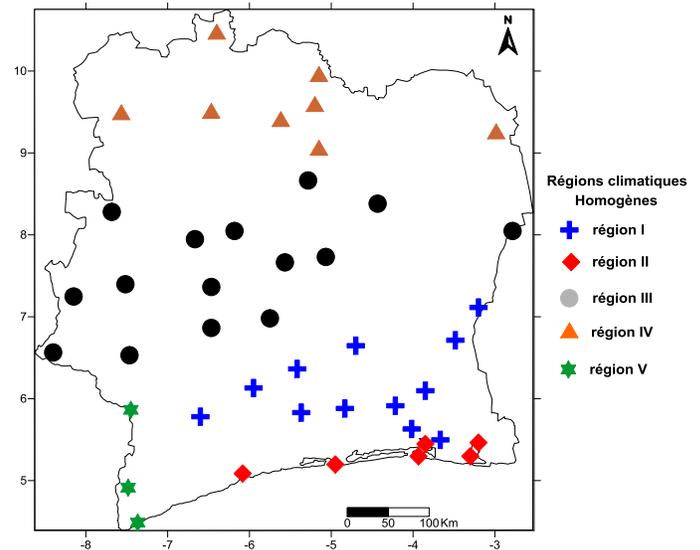


Fig. 2 : régions climatiques homogènes

Tabl 2 : Validation des régions climatiques homogènes

Région climatique	Test d'homogénéité de Wiltshire	
	Statistique de Wiltshire	Valeur de probabilité
I	17,18	0,10
II	1,06	0,96
III	12,17	0,51
VI	11,00	0,14
V	3,28	0,19

Tabl 3. L-moments et les rapports de L-moments moyens par région homogène

Région homogène	L-moments		Rapports des L-moments		
	11	12	L-CV	L-CS	L-CK
I	80,69	14,07	0,17	0,16	0,17
II	128,69	25,28	0,20	0,17	0,17
III	78,91	15,17	0,18	0,17	0,19
VI	80,6	13,16	0,16	0,17	0,14
V	116,70	21,86	0,19	0,25	0,23

3. Loi de probabilité régionale

En plaçant la L-asymétrie (L-CS) et le L-aplatissement (L-CK) sur le diagramme des L-moments, on observe que la loi logistique généralisée (GLO) s'ajuste bien aux maxima annuels de pluie des régions homogènes I, III et V (Figure 3). La loi généralisée des valeurs extrêmes (GEV) et la loi Lognormale à trois paramètres (LN3) s'ajustent bien aux données pluviométriques extrêmes des régions II et IV. La distance moyenne pondérée entre les L-Aplatissement théorique (loi de probabilité) et observés (maxima annuels) a été calculée au niveau de chaque

région homogène contiguë. Les résultats de la distance moyenne pondérée et ceux issus du diagramme des L-moments sont identiques, excepté les régions II et IV (Tableau 4). Ces résultats convergent vers ceux [24] au Colorado et Kigumbi De même, en Chine, [26] ont noté les lois généralisées (GLO et GEV) s’ajustaient bien aux séries issues des régions homogènes contiguës déterminées dans le bassin du fleuve Pearl. Par ailleurs, au niveau de la région II, l’examen visuel du diagramme des L-moments indique que la loi généralisée des valeurs extrêmes et la loi Lognormale s’ajustent bien aux maxima annuels. Toutefois, le calcul de la distance moyenne pondérée entre les L-aplatissement théorique et observé révèle que ces deux lois ne décrivent pas convenablement la distribution des maxima annuels. Il est difficile de retenir pour l’ensemble des régions homogènes une seule loi de probabilité pour l’estimation des quantiles. Selon [17], la spécificité des lois de probabilité aux régions climatiques est liée de la complexité des mécanismes génératrices des pluies qui résultent des effets combinés des facteurs locaux telles que l’altitude et la topographie et des systèmes atmosphériques régionaux.

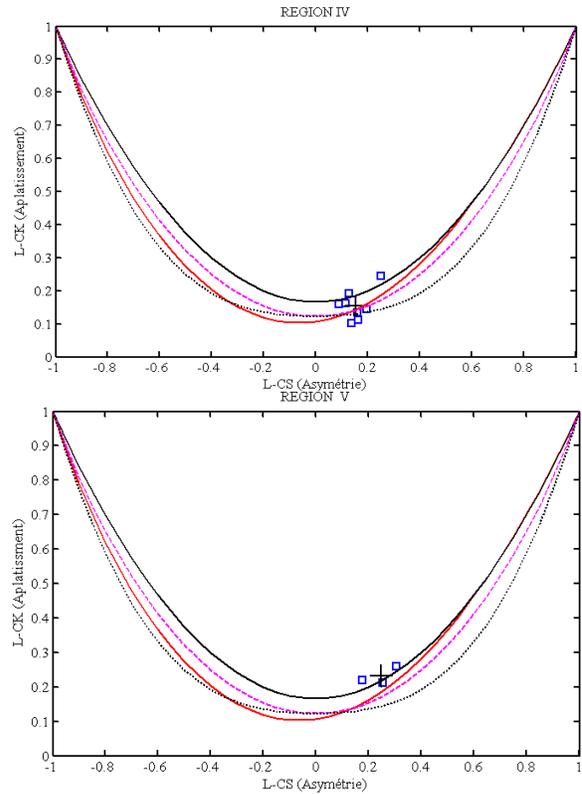
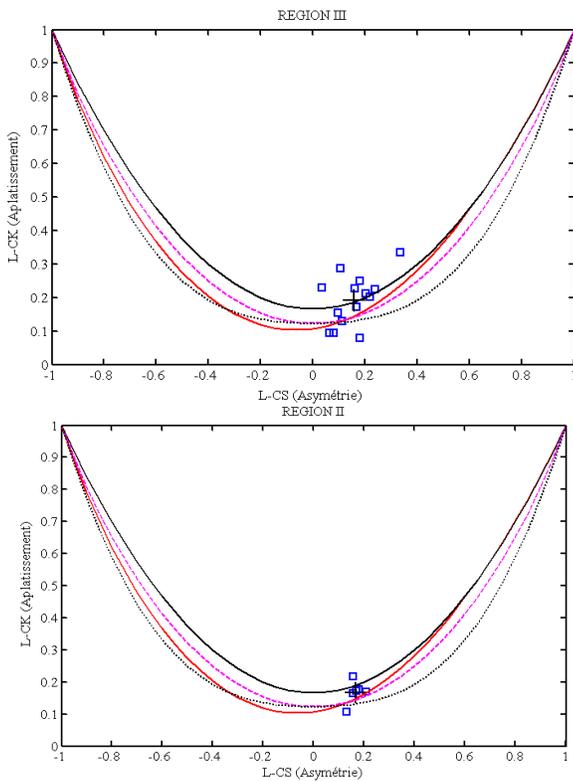


Fig. 3 : Relation entre le L-asymétrie et le L-aplatissement des pluies journalières maximales annuelles sur le diagramme des L-moments.

Tabl 4. Loi régionale retenue pour l’estimation des pluies extrêmes

Région	Méthode de sélection		Loi régionale retenue
	Diagramme des L-moments	Distance Moyenne Pondérée	
I	GEV/ GLO	GEV	GEV
II	GEV/LN 3/GLO	GLO	GLO
III	GLO	GLO	GLO
IV	GEV/ LN3	GEV	GEV
V	GLO	GLO	GLO

4. Estimation des quantiles régionaux de pluie

Les quantiles estimés à partir des paramètres de la loi régionale sont présentés dans le Tableau 5.

Tabl 5: Quantiles régionaux des pluies journalières extrêmes

Région homogène	Station pluviométrique	Quantiles régionales de pluies extrêmes (mm)			
		100 ans	50 ans	10 ans	5 ans
I	Abengourou	165	152	119	103
	Adzopé	159	146	114	99
	Agboville	167	153	120	104
	Agnibilékrou	141	130	101	88
	Alepé	166	152	119	104
	Azaguié	175	160	126	109
	Dimbokro	151	139	109	95
	Divo	147	135	106	92
	Gagnoa	155	143	112	97
	Oumé	170	156	122	106
	Soubré	149	136	107	93
	Tiassalé	157	144	113	98
	II	Abidjan	348	300	210
Aboisso		278	240	167	141
Adiaké		278	240	167	141
Grand-Lahou		339	293	205	172
Lamé		280	242	169	124
Sassandra		327	282	197	166
III		Bondoukou	157	139	104
	Beoumi	190	169	126	110
	Bouaflé	164	146	108	94
	Bouaké	163	144	107	93
	Dabakala	170	151	112	97
	Daloa	184	163	121	105
	Danané	235	208	155	135
	Guiglo	195	173	129	112
	Mankono	194	172	128	111
	Man	190	169	126	109
	Niakara	172	153	114	99
	Séguéla	172	129	114	99
	Touba	175	155	115	100
	Toulépleu	187	165	123	107
	Vavoua	181	160	119	103
	IV	Bouna	143	131	102
Boundiali		176	161	126	110
Ferké		164	150	118	103
Korhogo		142	130	102	89
Odienné		165	152	119	104
Ouangolo		149	136	107	93
Tafiré		145	133	104	91
Tengréla		163	149	117	102
Grabo		22	195	136	115
V		Tabou	379	324	225
	Tai	231	198	137	116

5. Quantiles et performance de l'estimation régionale

Pour une période de récurrence donnée, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne relative (REQMR) est systématiquement supérieure au biais et à l'écart observé s'amplifie lorsque la période de récurrence est supérieure à 10 ans (Figure 4). En terme de biais, les quantiles estimés à partir de l'information régionale sont sensiblement proches de ceux estimés localement. Pour les faibles périodes de retour (inférieures à 5 ans), le biais est pratiquement négligeable. Au-delà de la période de retour 5 ans, le biais observé est négatif et varie très faiblement. La valeur négative du biais indique une sous-estimation des quantiles régionaux par rapport aux quantiles issus de l'estimation locale.

Au niveau de la REQMR, les quantiles régionaux sont sensiblement différents des quantiles locaux. La REQMR varie très peu pour les périodes de retour inférieures à 5 ans. Elle oscille en moyenne autour de 3%. Par contre, pour les périodes de retour supérieures à 10 ans, la REQMR augmente en fonction de la période de récurrence. En effet, c'est dans le domaine d'extrapolation des quantiles que l'on observe généralement des divergences marquées entre les différentes approches. [26] au niveau du Québec soulignent que cet écart est lié à la forte dispersion des erreurs d'estimations des quantiles. Les faibles valeurs du biais et REQMR inhérents à l'estimation régionale des quantiles attestent de la robustesse de cette approche d'estimation des événements pluvieux extrêmes.

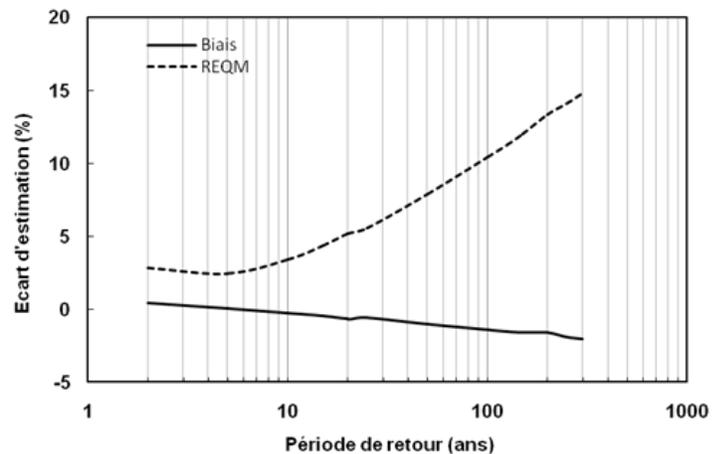


Fig. 4 : Relation entre le L-asymétrie et le L-aplatissement des pluies journalières maximales annuelles sur le diagramme des L-moments

Conclusion

Cette étude s'est intéressé à la distribution de probabilité régionale des pluies extrêmes en Côte d'Ivoire. L'analyse statistique des séries régionales révèlent que les pluies journalières extrêmes sont bien ajustées par une loi logistique généralisée et une loi généralisée des valeurs extrêmes. Les écarts entre les quantiles locaux et régionaux de pluies

extrêmes sont relativement faibles, attestant de la robustesse de l'approche régionale pour l'estimation des événements pluvieux extrêmes.

References

1. K Benhattab, C Bouvierand, M Meddi. *Revue des sciences de l'eau*, **2014**, 27, 189-203.
2. T. A. Endreny, N. Imbeah. *Journal of Hydrology*. **2009**, 32, 182-191
3. Y Gadgil, N. V. Joshi, *International Journal of Climatology*, **1993**, 13, 547-566.
4. B. T. A. Goula, G. E. Soro, A. Dao, F. W. Kouassi, B Srohourou. *Journal of Applied Sciences*, **2010**, 10, 1684 – 1694.
5. B. T. A. Goula, F.W. Kouassi, V Fadika, K. E. Kouakou G. B Kouadio, Koffi K., K Bamory, I Doumouya, I Savané, *IASH Publication*, **2009**. 334, 190 - 202.
6. B. T. A. Goula, B Konan, Y. T. Brou, I Savané, V Fadika, B Srohourou. *Journal des Sciences Hydrologiques*, **2007**, 52 (2), 49 - 67.
7. B. T. A. Goula, I Savané, B. Konan, V Fadika G. B. Kouadio. *Vertigo*, **2006**, 7 (1), 1 - 12.
8. K Haddad, A Rahman, J Green. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, **2010**. doi:10.1007/s00477-010-0443.
9. J. R. M. Hosking. *Journal of the Royal Statistical Society*. **1990**, 52 (1), 105-124
10. J. R. M. Hosking, J. R. Wallis. *Technometrics*, **1987**, 29 (3), 339 - 349.
11. H Onibon, T Ouarda, B Bobée, M Barbet, A Saint-Hilaire, P Bruneau. *Hydrological Sciences Journal*, **2004**, 49 (4), 717 - 735.
12. F Johnson, K Haddad, A Rahman, J Green, *Application of Bayesian GLSR to estimate sub daily rainfall parameters for the IFD revision project*. Hydrology and Water Resources Symposium, HWRS, Sydney, **2012**.
13. A Kieffer-Weiss. Etudes des pluies exceptionnelles de pas de temps courts en relief accidenté (Alpes Française). Méthode de cartographie des pluies extrêmes. Relation avec le contexte topographie. Utilisation de l'information au pas de temps de la journée. Thèse de doctorat ès science, Institut National Polytechnique de Grenoble (France), **1998**.
14. A Kigumbi, A Mailhot . *Journal des Sciences Hydrologiques*, **2010**, 55 (2), 162-176.
15. C. N. Kroll, R. N. Vogel, *Journal of Hydrologic Engineering*, **2002**. 7 (2), 137-146.
16. A Kulkarni, R. H. Kripalani S. V. Singh, *International Journal of Climatology*, **1992**. 12, 269-280.
17. H Malekinezhad, A Zare-Garizi. *Atmósfera*, **2014**, 27, 411-27
18. P Meylan, A Musy, Hydrologie fréquentielle. *Edition HGA*, Bucarest, **1999**.
19. H Onibon, T Ouarda, B Bobée, M Barbet, A Saint-Hilaire, P Bruneau. *Hydrological Sciences Journal*, **2004**. 49 (4), 717 - 735
20. T Ouarda, A ST-Hilaire, B Bobee. *Revue des Sciences de l'Eau*, 2008, 21, 219- 232, **2008**.
21. J.E. Paturel, I Boubacar, A 'Aour. *Sud Sciences et Technologies*. **1995** 13,40 - 46.
22. A. R. Rao, K. H. Hamed. *Flood Frequency Analysis*. CRC Press, New York, United States, **2001**.
23. P Satyanarayana, V. V. Srinivas. *Journal of Geophysical Research* **2008**. 113, D24110, doi:10.1029/2008JD010412.
24. O. G. B. Sveinsson, J. Salas, C. B. Duane, *Journal of Hydrologic Engineering*, **2002**, 7(1), 49 - 63.
25. K. K. Singh, S. V. Singh, *Clim. Res.* **1996**. 6, 251-262.
26. W Tao, S Quanxi, H Zhen-Chun, C Xi, Z Zengxin, X Chong-Yu, S Limin. *Journal of Hydrology*, **2010**. 380, 386 - 405.
27. B Venkatesh, M Jose. *J. Earth Syst. Sci.* **2007** 116, 321-329.
28. R. M. Vogel, N. M. Fennessey. *Water resources research*, **1993**, 29, 1745-1752.
29. S Yue, M Hashino. *Hydrological Sciences Journal*, **2007**, 52 (5), 863 - 877.