



ISSN (O): 2320-5407  
ISSN (P): 3107-4928

Journal Homepage: [www.journalijar.com](http://www.journalijar.com)

## INTERNATIONAL JOURNAL OF ADVANCED RESEARCH (IJAR)

Article DOI:10.21474/IJAR01/23891  
DOI URL: <http://dx.doi.org/10.21474/IJAR01/23891>



### RESEARCH ARTICLE

## ANALYSE FREQUENTIELLE DES PRECIPITATIONS EXTREMES DANS LA COMMUNE DE BONOU (VALLEE DE L'OUEME, BENIN)

Sodji Jean<sup>1,2</sup> and Koumassi Herve Degla<sup>1,2</sup>

1. Institut du Cadre de Vie (ICaV), Université d'Abomey-Calavi, Bénin.
2. Laboratoire Pierre PAGNEY – Climat, Eau, Écosystème et Développement.

#### Manuscript Info

##### Manuscript History

Received: 16 May 2026  
Final Accepted: 18 June 2026  
Published: July 2026

##### Key words:-

extreme rainfall · frequency analysis ·  
Bonou · floods · Ouémé valley

#### Abstract

Floods are among the most frequent natural disasters in Benin, and the commune of Bonou, located in the alluvial plain of the Ouémé River, is one of the most affected areas. Yet no precipitation thresholds calibrated at the communal scale existed to guide operational risk management decisions. This study applies annual maximum (AM) series frequency analysis to daily rainfall data from the Croix-Rouge station in Bonou over the period 1995–2025 ( $n = 31$  years), comparing three statistical distributions, Gumbel, Log-Normal, and GEV using the Kolmogorov-Smirnov (KS) test. The GEV distribution provides the best fit for June, the annual peak month (KS  $p = 0.902$ ; AM mean = 55.3 mm). Estimated return period thresholds for June are:  $T_2 = 54$  mm/d,  $T_5 = 70$  mm/d,  $T_{10} = 79$  mm/d, and  $T_{20} = 87$  mm/d. Daily exceedance probabilities reach 6.9% for 30 mm and 2.4% for 50 mm in June. The subequatorial regime rainfall generates two annual activation windows (April–July and September–November), with a dry pause in August. These thresholds provide a scientific basis for designing hydrological alerts and parametric cash transfer mechanisms targeting vulnerable households in the commune.

"© 2026 by the Author(s). Published by IJAR under CC BY 4.0. Unrestricted use allowed with credit to the author."

#### Introduction:-

Les inondations figurent parmi les catastrophes naturelles les plus dévastatrices à l'échelle mondiale, causant chaque année des pertes humaines et économiques considérables. En Afrique subsaharienne, l'intensification des événements pluviométriques extrêmes sous l'effet du changement climatique aggrave une vulnérabilité déjà structurelle des populations rurales (GIEC, 2022). Le Bénin, pays côtier de l'Afrique de l'Ouest, fait l'objet d'inondations récurrentes qui affectent plusieurs millions d'habitants, en particulier dans les plaines alluviales des grands fleuves. Selon la Direction Générale de l'Eau du Bénin, les inondations de 2010 ont submergé plus de 55 communes, déplaçant 680 000 personnes et causant des pertes agricoles estimées à plusieurs milliards de francs CFA. La commune de Bonou, située dans la plaine d'inondation du fleuve Ouémé, illustre de manière emblématique cette vulnérabilité. Exposée à un régime pluviométrique bimodal caractéristique du climat équatorial, la commune connaît chaque année deux saisons des pluies distinctes qui génèrent des cumuls pouvant dépasser 1 200 mm annuels. Les événements pluviométriques extrêmes, notamment les épisodes dépassant 50 mm en une journée,

**Corresponding Author:-** Sodji Jean

**Address:-** 1. Institut du Cadre de Vie (ICaV), Université d'Abomey-Calavi, Bénin. 2. Laboratoire Pierre PAGNEY – Climat, Eau, Écosystème et Développement.

constituent des facteurs déclencheurs d'inondations rapides qui submergent les cultures, endommagent les habitations et perturbent les moyens de subsistance des communautés agricoles dont la résilience est déjà fragilisée par des conditions socio-économiques précaires.

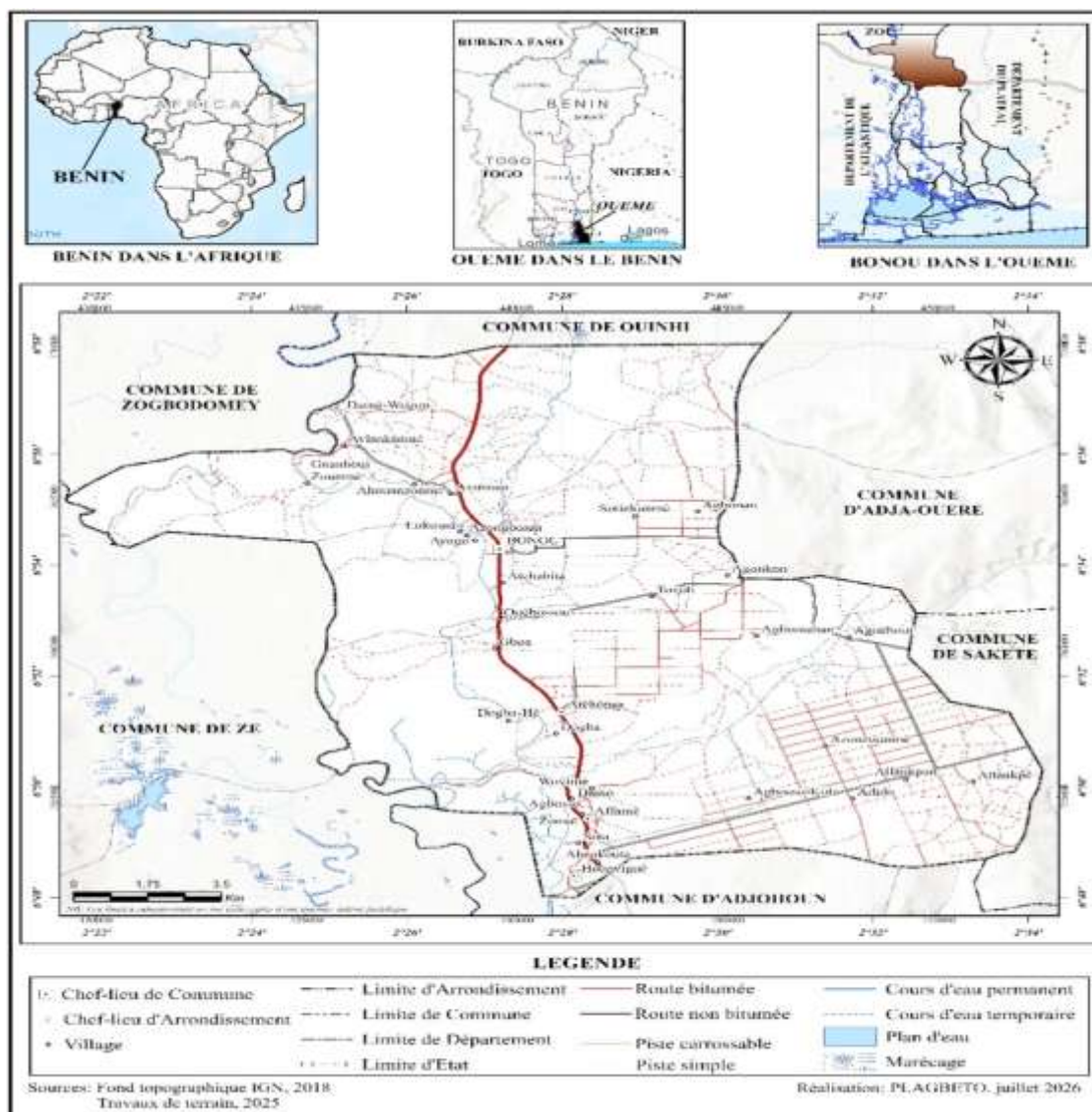
Face à cette réalité, la gestion efficace du risque d'inondation exige la connaissance précise des probabilités de dépassement des pluies extrêmes. L'analyse fréquentielle des précipitations, fondée sur l'ajustement de lois statistiques aux séries de maxima observés, constitue l'outil fondamental pour estimer les périodes de retour associées à des seuils critiques. Ces seuils permettent de concevoir des systèmes d'alerte précoce, de planifier l'aménagement des zones à risque et de calibrer des mécanismes de protection sociale paramétriques. La théorie des valeurs extrêmes (Coles, 2001 ; Gumbel, 1958) fournit le cadre mathématique rigoureux pour cette démarche.

Cependant, malgré l'importance stratégique de la commune de Bonou dans le bassin versant de l'Ouémé, aucune étude ne s'est jusqu'ici attachée à calibrer des seuils fréquents spécifiques à ce territoire à partir de longues séries pluviométriques locales. Les travaux existants se concentrent généralement à des échelles régionales ou nationales (Amoussou et al., 2012 ; Koumassi et al., 2014 ; Panthou et al., 2012), insuffisamment résolues pour saisir la variabilité intra-annuelle équatoriale de cette zone.

La présente étude vise à combler cette lacune en répondant à trois objectifs : (1) ajuster les lois de valeurs extrêmes, Gumbel, Log-Normale et GEV, aux séries annuelles maximales (AM) de précipitations journalières de la station de Bonou sur la période 1995–2025 ; (2) estimer les quantiles de récurrence T2, T5, T10 et T20 pour chaque mois actif de la saison des pluies ; et (3) identifier les périodes à risque pluviométrique maximal à l'aide d'un indice composite mensuel. Les résultats constituent une base scientifique directement opérationnalisable pour la conception d'alertes hydrologiques et de dispositifs de transfert monétaire paramétrique à destination des populations vulnérables de la commune de Bonou.

#### **Zone d'étude:-**

La commune de Bonou est localisée dans le département de l'Ouémé, au sud-est du Bénin, à une latitude comprise entre 6°48' et 6°58' N et une longitude comprise entre 2°22' et 2°32' E, à environ 95 km au nord-est de Cotonou (Figure 1). D'une superficie d'environ 300 km<sup>2</sup>, elle est délimitée par les communes de Dangbo à l'est et d'Adjohoun à l'ouest. Sa population, estimée à près de 80 000 habitants, est majoritairement engagée dans l'agriculture pluviale et la pêche artisanale.



**Figure 1. Localisation de la commune de Bonou dans la vallée de l'Ouémé**

Sur le plan hydrologique, Bonou est traversée par le fleuve Ouémé, le plus grand système fluvial du Bénin avec un bassin versant de plus de 50 000 km<sup>2</sup>. Sa plaine alluviale, d'une largeur pouvant atteindre plusieurs kilomètres, présente une topographie extrêmement plate avec des altitudes comprises entre 10 et 30 m. Cette morphologie favorise l'accumulation des eaux de ruissellement lors des événements pluviométriques intenses, générant des inondations de durée et d'étendue variables. Les sols appartiennent principalement aux vertisols et aux hydromorphes dans les zones basses, propices à la saturation rapide lors des épisodes pluvieux intenses. Le régime climatique de Bonou est de type bimodal guinéen (ou sub-équatorial), caractérisé par l'alternance de deux saisons des pluies et deux saisons sèches. La grande saison des pluies s'étend d'avril à juillet, avec un pic en juin. La petite saison des pluies couvre les mois de septembre à novembre. Ces deux fenêtres pluvieuses sont séparées par une pause sèche marquée en août, liée au déplacement vers le nord de la Zone de Convergence Intertropicale (ZCIT). La grande saison sèche s'installe de décembre à mars. Le cumul annuel moyen de précipitations oscille entre 1 100 et 1 300 mm, avec une forte variabilité interannuelle.

La station pluviométrique de Bonou, gérée par la Croix-Rouge Bénin dans le cadre de son programme de surveillance des risques climatiques, est équipée d'un pluviomètre journalier relevé à heure fixe (06h00 heure locale). La station fournit des données continues depuis 1995, ce qui en fait l'une des rares stations disposant d'une série longue à l'échelle communale dans la région de l'Ouémé.

**Données et méthodes:-****Source et description des données:-**

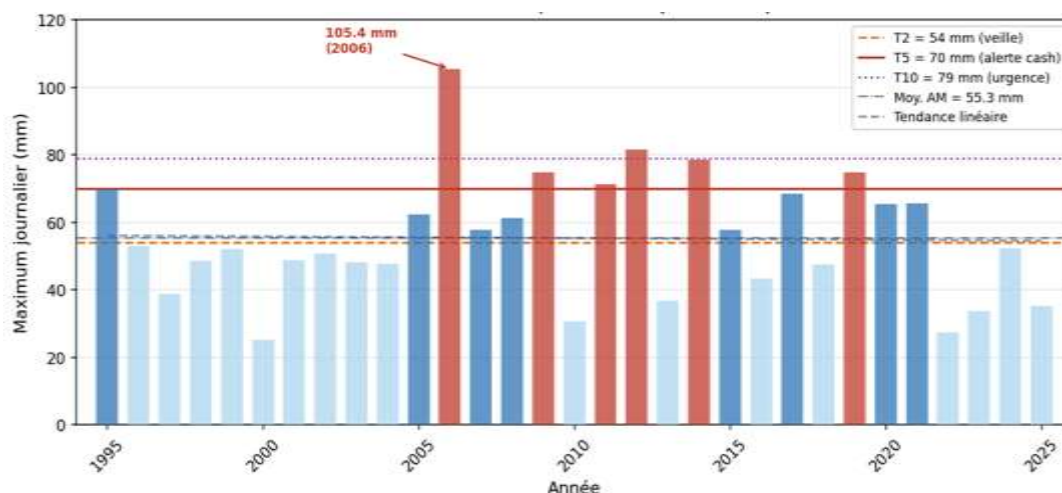
Les données pluviométriques utilisées proviennent de la station de Bonou (6,93°N ; 2,44°E), couvrant la période 1995–2025, soit 31 années d'observations journalières continues, obtenues auprès de Météo Bénin. Cette série constitue, à notre connaissance, la plus longue disponible à l'échelle communale dans le département de l'Ouémé. Pour l'analyse, seuls les mois correspondant aux saisons des pluies ont été retenus, à l'exclusion du mois d'août dont les totaux proches de zéro confirment la pause sèche caractéristique du régime bimodal. Les sept mois analysés sont : avril, mai, juin, juillet, septembre, octobre et novembre.

**Contrôle de qualité et homogénéisation:-**

Avant tout traitement statistique, les données ont subi un contrôle qualité en trois étapes : détection des valeurs aberrantes, traitement des années incomplètes et vérification de la stationnarité. Pour les valeurs extrêmes, un seuil de 200 mm/jour a servi de point de contrôle, au-delà duquel une vérification manuelle est requise. La série de Bonou ne pose aucun problème à ce niveau : le maximum enregistré est de 105,4 mm, observé en juin 2006. Les années comportant des données manquantes pour un mois donné ont été exclues de l'analyse de ce mois. Conséquence directe : 30 années valides pour octobre, 29 pour novembre. La stationnarité a ensuite été testée par le test non paramétrique de Mann-Kendall (Mann, 1945 ; Kendall, 1975), retenu pour sa robustesse face aux distributions non normales (Yue & Pilon, 2002). Aucun mois de la grande saison des pluies ne présente de tendance significative ( $p > 0,05$ ), ce qui valide l'hypothèse de stationnarité requise par les méthodes classiques d'analyse fréquentielle (Chow et al., 1988 ; Ouarda & Chebana, 2013).

**Construction des séries annuelles maximales (AM):-**

L'analyse fréquentielle repose sur la méthode des séries annuelles maximales (AM, ou Block Maxima). Pour chaque mois  $m$  et chaque année  $y$ , on extrait le maximum journalier  $X_{m,y}$  de la série correspondante. Cette approche garantit l'indépendance des observations et répond aux recommandations de l'OMM pour des séries de plus de 25 ans (WMO, 2008). L'approche POT (Peaks Over Threshold) a été écartée : dans un régime bimodal, fixer un seuil unique valable pour l'ensemble des mois actifs est difficile à justifier. La Figure 2 présente la série temporelle des maxima annuels pour juin (1995–2025). Elle révèle une variabilité interannuelle marquée et le pic de 2006.



**Figure 2. Série temporelle des maxima journaliers de juin de 1995–2025**

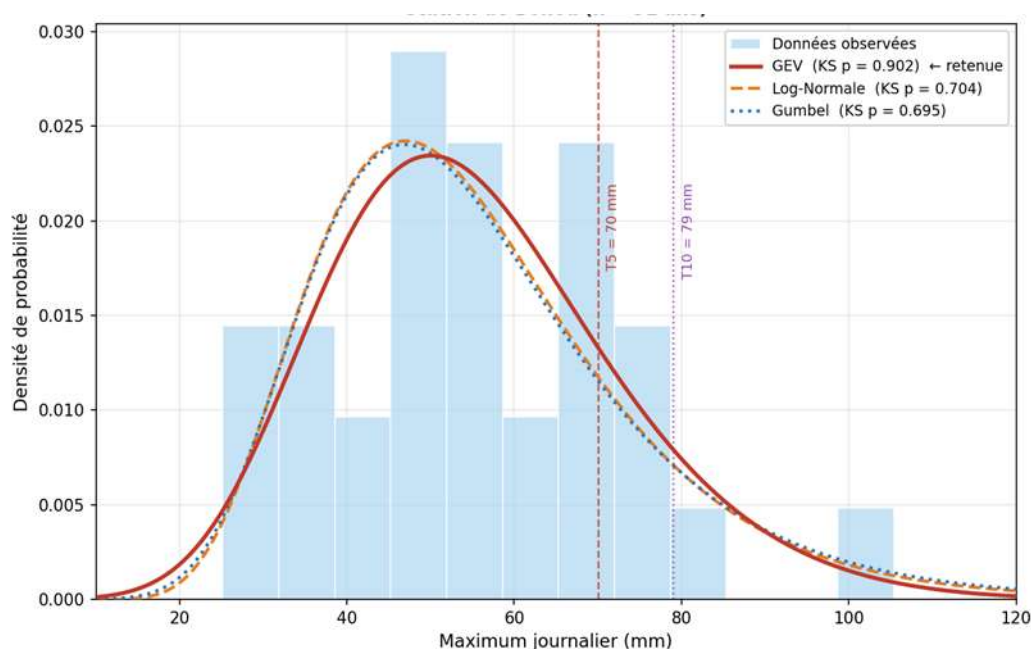
**Source : Station de Bonou**

La figure 2 présente la série temporelle des maxima journaliers de juin à Bonou sur la période 1995–2025. La variabilité interannuelle est forte : les valeurs oscillent entre moins de 30 mm (2009, 2024) et 105,4 mm en 2006, qui constitue l'événement le plus exceptionnel de la série : il dépasse le seuil d'urgence T10 (79 mm) de près de 27 mm et s'écarte de plus de 50 mm de la moyenne des AM (55,3 mm). Aucune autre année n'approche cette amplitude, ce qui en fait un épisode clairement isolé. Le franchissement des seuils opérationnels reste rare mais régulier. Le seuil d'alerte T5 (70 mm) est atteint ou dépassé sur cinq à six années, principalement 2006, 2012 et la période 2014–2015, ce qui correspond à la fréquence théorique attendue. Le seuil T10 n'est franchi que deux à trois fois sur l'ensemble de la période. La majorité des années se concentre entre 35 et 65 mm, légèrement au-dessus ou en dessous de la

moyenne. La tendance linéaire est quasi plate sur les 31 ans, ce qui confirme visuellement le résultat du test de Mann-Kendall : aucune dérive statistiquement significative ne se dégage, ni à la hausse ni à la baisse. Cette stationnarité valide l'application des méthodes classiques d'analyse fréquentielle à la série, l'événement de 2006 relevant de la variabilité naturelle du régime plutôt que d'un changement structurel.

#### Ajustement des lois statistiques:-

Trois lois de valeurs extrêmes ont été calibrées sur chaque série mensuelle AM : Gumbel (GEV type I), Log-Normale à deux paramètres et GEV généralisée. La loi de Gumbel est la référence classique en hydrologie des extrêmes. La Log-Normale convient bien aux distributions asymétriques droites, courantes sous les tropiques. La GEV est la forme générale qui englobe Gumbel, Fréchet et Weibull, ce qui en fait le cadre théorique naturel pour les maxima de blocs (Coles, 2001). Les paramètres ont été estimés par maximum de vraisemblance (MLE) via la bibliothèque SciPy (Python 3.10). La loi retenue pour chaque mois est celle qui obtient la p-valeur KS la plus élevée au test de Kolmogorov-Smirnov (Figure 3).



**Figure 3. Ajustement des trois lois statistiques (GEV, Log-Normale, Gumbel) aux maxima journaliers de juin Sources Pluie journalière de la Station de Bonou**

La figure 3 présente l'ajustement des trois lois statistiques sur l'histogramme des maxima journaliers de juin à Bonou (n = 31 ans). La distribution empirique est asymétrique à droite : la majorité des valeurs se concentre entre 35 et 65 mm, avec un mode autour de 45–50 mm, tandis qu'une queue s'étire vers 105 mm. Dans la partie centrale de la distribution, les trois courbes sont pratiquement superposées, ce qui signifie que le choix de la loi n'y a que peu d'incidence. C'est dans la queue droite que les différences apparaissent, et c'est précisément là que se situent les seuils opérationnels T5 (70 mm) et T10 (79 mm) : la GEV y colle mieux à l'histogramme que la Log-Normale et la Gumbel, qui sous-estiment légèrement la densité observée au-delà de 70 mm. Cette supériorité se confirme par les p-valeurs KS : 0,902 pour la GEV contre 0,704 et 0,695 pour les deux autres. Cet écart est net : la GEV obtient un score supérieur de 30 points à celui de ses concurrentes, ce qui justifie clairement sa sélection, d'autant que les seuils d'alerte se lisent dans la zone où les lois divergent le plus.

#### Estimation des quantiles de récurrence:-

Les quantiles T2, T5, T10 et T20 sont calculés à partir des paramètres ajustés des lois retenues. Pour la GEV, la formule est :

$$x_T = \mu + (\sigma/\xi) \times [1 - (-\ln(1-1/T))^{\xi}]$$

où  $\mu$ ,  $\sigma$  et  $\xi$  sont les paramètres de position, d'échelle et de forme. Pour la loi de Gumbel ( $\xi = 0$ ), elle se simplifie en :

$$x_T = \mu - \sigma \times \ln(-\ln(1-1/T))$$

Les probabilités de dépassement journalier  $P(\text{pluie} \geq \text{seuil})$  pour 30 et 50 mm sont lues directement sur les fonctions de distribution ajustées.

**Pour hiérarchiser le risque entre mois, un indice composite a été construit:-**

$$\text{Score} = P(\geq 30 \text{ mm}) \times 0,6 + P(\geq 50 \text{ mm}) \times 0,4$$

Les deux seuils ne sont pas pondérés à égalité : le premier capte la fréquence des épisodes pluvieux significatifs, le second cible les événements susceptibles de générer des inondations. Ce score produit un classement saisonnier directement utilisable pour la priorisation des alertes.

**Résultats:-**

**Statistiques descriptives de la saison des pluies:-**

Le tableau 1 présente les seuils de précipitation estimés pour les sept mois actifs du régime bimodal de Bonou. Pour chaque mois, les quantiles T2, T5, T10 et T20 sont dérivés de la loi statistique sélectionnée par le test KS, sur des séries de 29 à 31 ans. Ces valeurs constituent la base chiffrée des seuils d'alerte opérationnels discutés dans la section suivante.

**Tableau 1. Statistiques descriptives des séries annuelles maximales**

| Mois          | n  | Moy AM (mm) | T2 (mm)   | T5 (mm)   | T10 (mm)  | T20 (mm)  | Loi        |
|---------------|----|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|
| Avril         | 31 | 46,6        | 42        | 64        | 78        | 92        | GEV        |
| Mai           | 31 | 51,7        | 47        | 68        | 83        | 98        | LogN       |
| <b>Juin ★</b> | 31 | <b>55,3</b> | <b>54</b> | <b>70</b> | <b>79</b> | <b>87</b> | <b>GEV</b> |
| Juillet       | 31 | 52,0        | 48        | 71        | 87        | 101       | Gumbel     |
| Septembre     | 31 | 41,3        | 37        | 55        | 69        | 83        | GEV        |
| Octobre       | 30 | 41,1        | 38        | 53        | 64        | 74        | LogN       |
| Novembre      | 29 | 24,0        | 22        | 34        | 42        | 49        | GEV        |

★ Mois de pic annuel. LogN = Log-Normale. Moy AM = moyenne de la série annuelle maximale.

Source : Station de Bonou (1995–2025)

Le Tableau 1 présente les statistiques descriptives des séries AM pour les sept mois analysés. La moyenne AM croît progressivement de 46,6 mm en avril jusqu'au pic de 55,3 mm en juin, puis décroît vers 24,0 mm en novembre. Juillet présente une moyenne AM (52,0 mm) légèrement inférieure à juin mais un coefficient de variation plus élevé, témoignant d'une plus grande dispersion interannuelle. La valeur maximale observée sur l'ensemble de la série est de 105,4 mm (juin 2006), soit presque le double de la moyenne mensuelle, illustrant la capacité de la zone à produire des événements exceptionnels.

**Sélection des lois statistiques:-**

Le tableau 2 rapporte les p-valeurs du test de Kolmogorov-Smirnov pour les trois lois candidates sur chaque mois actif. La loi retenue est systématiquement celle qui obtient la p-valeur la plus élevée. La GEV s'impose pour quatre mois sur sept, la Log-Normale pour deux, et Gumbel pour juillet, ce dernier cas étant le moins bien ajusté de la série, avec des p-valeurs toutes inférieures à 0,45, contre des niveaux généralement supérieurs à 0,80 pour les autres mois.

Tableau 2. P-valeurs du test de Kolmogorov-Smirnov pour les trois lois

| Mois          | Gumbel       | Log-Normale  | GEV          | Loi retenue |
|---------------|--------------|--------------|--------------|-------------|
| Avril         | 0,771        | 0,831        | <b>0,969</b> | GEV         |
| Mai           | 0,602        | <b>0,814</b> | 0,771        | Log-Normale |
| <b>Juin ★</b> | 0,712        | 0,788        | <b>0,902</b> | GEV         |
| Juillet       | <b>0,440</b> | 0,393        | 0,412        | Gumbel      |
| Septembre     | 0,821        | 0,934        | <b>0,952</b> | GEV         |
| Octobre       | 0,754        | <b>0,920</b> | 0,893        | Log-Normale |
| Novembre      | 0,961        | 0,973        | <b>0,998</b> | GEV         |

Les p-valeurs en gras indiquent la loi retenue pour chaque mois. ★ Mois de pic annuel.

Source : Station de Bonou

Le Tableau 2 présente les p-valeurs du test KS pour les trois lois candidates et les sept mois analysés. La loi GEV s'avère la mieux ajustée pour quatre mois sur sept, avec des p-valeurs particulièrement élevées pour novembre (0,998), avril (0,969) et septembre (0,952). Pour le mois de juin, la loi GEV obtient une p-valeur de 0,902, confirmant un très bon ajustement. La Log-Normale est retenue pour mai (0,814) et octobre (0,920). La loi de Gumbel s'impose uniquement pour juillet, avec une p-valeur de 0,440, nettement inférieure aux autres mois.

#### Seuils de récurrence et courbes fréquentielles:-

La figure 4 représente les courbes fréquentielles des maxima journaliers pour les sept mois actifs de Bonou sur la période 1995–2025. Chaque courbe traduit, pour un mois donné, l'évolution du quantile estimé en fonction de la période de retour T, lue sur une échelle logarithmique. La comparaison visuelle permet d'identifier les mois les plus dangereux selon l'horizon temporel considéré, un classement qui ne coïncide pas nécessairement avec celui des moyennes AM.

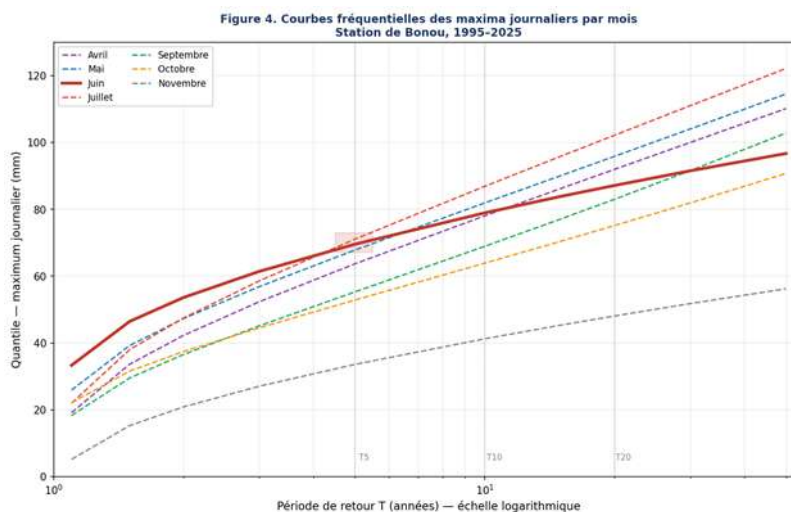
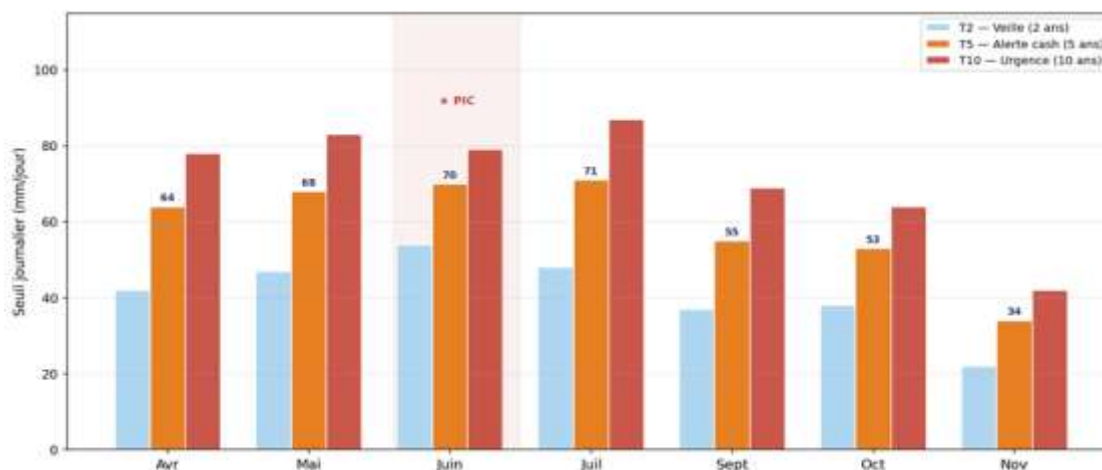


Figure 4. Courbes fréquentielles des maxima journaliers par mois 1995–2025.

Source : Station de Bonou

La Figure 4 présente les courbes fréquentielles pour les sept mois actifs. La hiérarchie des risques inter-mensuels apparaît clairement : juin et juillet dominent la grande saison, tandis que septembre présente les valeurs les plus importantes de la petite saison. Les seuils T5 évoluent de 64 mm/jour en avril à 71 mm/jour en juillet pour la grande saison, et de 55 mm/jour en septembre à 34 mm/jour en novembre pour la petite saison. La Figure 5 synthétise les

seuils T2, T5 et T10 sous forme de diagramme en barres groupées, permettant une lecture directe des niveaux d'alerte opérationnels. La figure 5 compare les seuils fréquentiels T2, T5 et T10 pour les sept mois actifs de Bonou, regroupés selon les deux saisons pluvieuses du régime bimodal. Chaque niveau de seuil correspond à un degré d'alerte opérationnelle : veille (T2), alerte (T5) et urgence (T10). La lecture par mois permet d'identifier directement les périodes où le risque de dépassement est le plus élevé et de calibrer en conséquence les mécanismes de réponse.



**Figure 5. Seuils fréquentiels T2, T5 et T10 par mois**

**Source : Pluie de la Station de Bonou**

La figure 5 représente les seuils T2, T5 et T10 pour les sept mois actifs, organisés selon le calendrier bimodal de Bonou. La structure saisonnière est immédiatement lisible : la grande saison des pluies (avril–juillet) affiche des seuils nettement plus élevés que la petite saison (septembre–novembre), novembre se détachant en bas du classement avec un T5 à seulement 34 mm, soit la moitié de celui de juillet (71 mm). Juin et juillet présentent les valeurs T5 les plus proches (70 et 71 mm respectivement), mais l'écart se creuse à T10 : juillet atteint 87 mm contre 79 mm pour juin. Juin est désigné comme mois de pic en raison de sa moyenne AM la plus élevée, mais juillet dépasse juin dès que l'on raisonne sur des événements rares, ce qui confirme ce que la figure 4 montrait déjà sur les courbes fréquentielles. Un autre point à noter est l'amplitude de l'écart T2–T10, qui varie selon les mois. Pour novembre, cet écart est faible (environ 20 mm), traduisant une distribution peu dispersée. Pour juillet, il dépasse 40 mm, signe d'une queue de distribution plus lourde et d'une incertitude plus grande sur les niveaux extrêmes. Ces différences ont des implications directes pour le calibrage des seuils d'alerte : un même écart en millimètres ne représente pas le même niveau de risque selon le mois.

#### **Probabilités de dépassement et score de risque composite:-**

La figure 6 représente, pour chaque mois actif, les probabilités journalières qu'une précipitation dépasse 30 mm ou 50 mm, calculées à partir des fonctions de distribution ajustées. La ligne pointillée à 5 % matérialise un seuil indicatif de vigilance, au-delà duquel le risque de dépassement devient suffisamment fréquent pour justifier une activation des mécanismes d'alerte.

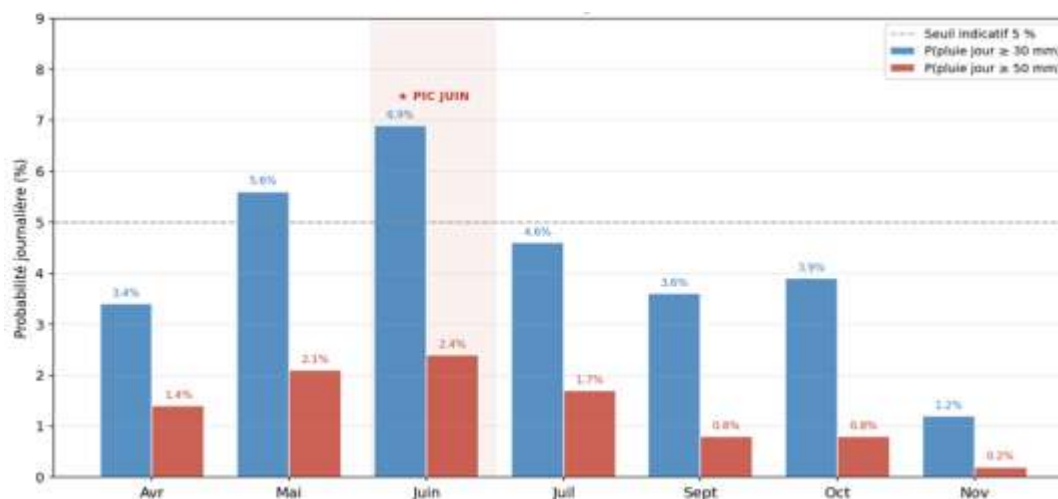


Figure 6. Probabilités journalières de dépassement de 30 mm et 50 mm par mois

Source : Pluie de la Station de Bonou

L'analyse des probabilités de dépassement journalier (Figure 6 et Tableau 3) révèle la prédominance de juin comme mois à risque maximal. La probabilité  $P(\text{pluie} \geq 30 \text{ mm})$  atteint 6,9 % en juin et  $P(\text{pluie} \geq 50 \text{ mm}) = 2,4 \%$ . Concrètement, sur un mois de 30 jours, environ deux journées dépassent en moyenne 30 mm en juin, et 0,7 journée dépasse 50 mm. L'indice de risque composite mensuel ( $\text{Score} = P(\geq 30\text{mm}) \times 0,6 + P(\geq 50\text{mm}) \times 0,4$ ) confirme le classement : juin (5,1) devance nettement mai (4,2) et juillet (3,4). La Figure 7 présente ce classement sous forme de diagramme en barres horizontales.

Tableau 3. Probabilités de dépassement journalier et score de risque composite, Bonou

| Mois          | $P(\geq 30\text{mm}) \%$ | $P(\geq 50\text{mm}) \%$ | Score composite | Rang       |
|---------------|--------------------------|--------------------------|-----------------|------------|
| <b>Juin ★</b> | <b>6,9 %</b>             | <b>2,4 %</b>             | <b>5,1</b>      | <b>1er</b> |
| Mai           | 5,6 %                    | 2,1 %                    | 4,2             | 2e         |
| Juillet       | 4,6 %                    | 1,7 %                    | 3,4             | 3e         |
| Octobre       | 3,9 %                    | 0,8 %                    | 2,6             | 4e ex      |
| Avril         | 3,4 %                    | 1,4 %                    | 2,6             | 4e ex      |
| Septembre     | 3,6 %                    | 0,8 %                    | 2,4             | 6e         |
| Novembre      | 1,2 %                    | 0,2 %                    | 0,8             | 7e         |

Score =  $P(\geq 30\text{mm}) \times 0,6 + P(\geq 50\text{mm}) \times 0,4$ . ★ Mois de pic. ex = ex-aequo.

La figure 7 traduit ces probabilités en un classement mensuel synthétique, construit à partir de l'indice composite ( $\text{Score} = P(\geq 30 \text{ mm}) \times 0,6 + P(\geq 50 \text{ mm}) \times 0,4$ ). Le code couleur distingue trois niveaux de risque : élevé (rouge), modéré (orange) et faible (vert).

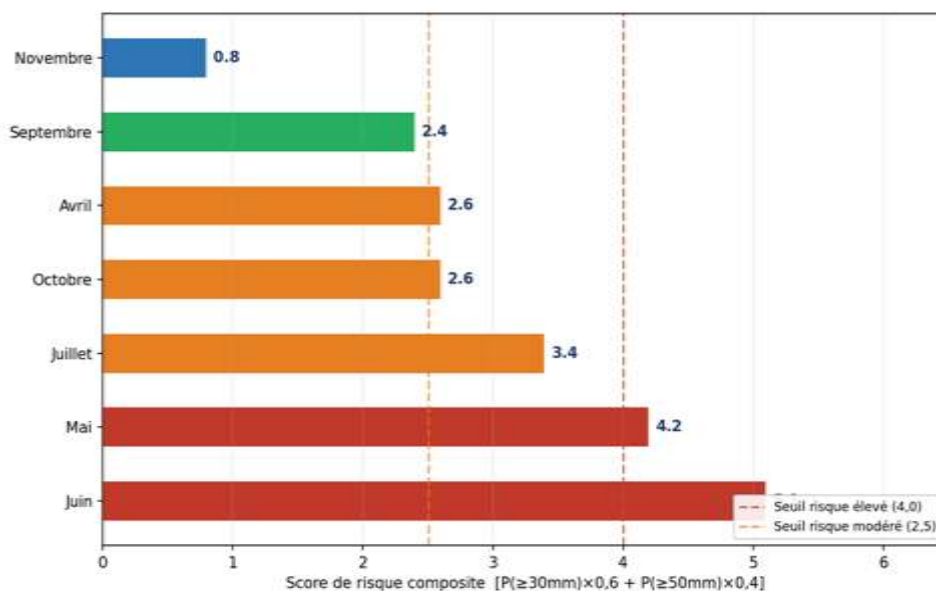


Figure 7. Classement des mois par score de risque pluviométrique composite

Source : Pluie de la Station de Bonou.

#### Périodes à risque maximal et calendrier opérationnel:-

La figure 8 traduit ces résultats en un calendrier annuel du risque pluviométrique pour la commune de Bonou. Pour chaque mois actif, le seuil T5 correspondant est indiqué ; la pause sèche d'août, confirmée par l'absence de données dans la série AM, est représentée en gris.



Figure 8. Calendrier annuel du risque pluviométrique dans la Commune de Bonou.

Le seuil T5 mensuel est indiqué pour chaque mois actif. La pause sèche d'août est représentée en gris.

L'analyse fréquentielle permet de définir un calendrier annuel du risque pluviométrique (Figure 8). La grande saison s'ouvre progressivement à partir de la quatrième semaine d'avril (S4 Avril), date à laquelle le seuil T5 mensuel (64 mm/jour) devient statistiquement franchissable. Le risque pluviométrique atteint son maximum lors des troisième et quatrième semaines de juin (S3–S4 Juin, soit le 15–30 juin). La petite saison reprend dès la première semaine de septembre (S1 Septembre, T5 = 55 mm/jour), avec des intensités généralement moindres. La pause sèche d'août, confirmée par l'absence de données dans la série AM, constitue une discontinuité majeure dans le cycle annuel.

**Discussion:-**

Les résultats confirment le caractère bimodal du régime pluviométrique guinéen dans la commune de Bonou, avec une grande saison des pluies d'avril à juillet et une petite saison de septembre à novembre, séparées par une pause sèche en août. Cette structure, documentée pour le Bénin côtier par Amoussou et al. (2012) et Boko (1988), s'exprime ici à travers une hiérarchie fréquentielle bien différenciée entre les mois. Dans le bassin de l'Ouémé, Hounkpè et al. (2022) montrent que la partie méridionale du bassin dont relève la commune de Bonou concentre la vulnérabilité aux inondations pluviales, ce qui renforce la pertinence d'une analyse fréquentielle à l'échelle communale.

Le pic de juin ( $T5 = 70$  mm/jour, score composite = 5,1) est le résultat le plus directement opérationnel de l'étude. Il contraste avec la station de Cotonou, où Vissin et al. (2015) identifient avril et mai comme mois les plus risqués. Cette divergence s'explique par la position de Bonou dans la vallée de l'Ouémé, à une soixantaine de kilomètres à l'intérieur des terres. Les systèmes convectifs de méso-échelle (SCM) contribuent à 50–90 % des précipitations extrêmes en Afrique de l'Ouest (Mathon et al., 2002 ; Maranan et al., 2023) et pénètrent plus profondément dans l'intérieur avant de perdre leur intensité, décalant le pic d'activité vers juin–juillet comparativement aux stations côtières, davantage influencées par les lignes de grain précoces.

La loi GEV s'est avérée la distribution la mieux ajustée pour quatre mois sur sept, ce qui confirme la présence de queues lourdes caractéristiques des précipitations extrêmes tropicales. Ce résultat est cohérent avec les travaux de Panthou et al. (2012), qui recommandent la famille GEV pour la modélisation régionale des extrêmes en Afrique de l'Ouest, et avec Diop et al. (2025), qui trouvent que la GEV couplée à la méthode GMLE offre les meilleures performances sur 246 bassins ouest-africains. La loi de Gumbel, cas limite de la GEV pour un paramètre de forme nul, suffit pour juillet, ce qui suggère une distribution des extrêmes plus symétrique sur ce mois.

Le choix du seuil  $T5$  comme déclencheur pour les transferts monétaires d'urgence repose sur un équilibre entre sensibilité et spécificité. Un seuil  $T2$  ( $\approx 54$  mm/jour en juin) serait activé trop fréquemment et générerait des coûts opérationnels excessifs ; un seuil  $T10$  ( $\approx 79$  mm/jour) risquerait de manquer des épisodes dommageables réels. Dans le contexte de la vallée de l'Ouémé, où les crues du fleuve se superposent aux précipitations locales pour aggraver les inondations, comme observé en 2021 et 2023 lors d'événements ayant touché directement Bonou (GDACS, 2023), une réduction à  $T3$ – $T4$  pourrait être envisagée dans le cadre d'une analyse couplée pluie–débit.

La principale limite de cette étude est la longueur de la série (31 ans). Les intervalles de confiance autour des quantiles  $T20$  sont larges ( $\pm 15$ – $25$  mm selon les mois) et l'extrapolation au-delà reste peu fiable. Le recours à la méthode des L-moments, plus robuste pour les petits échantillons (Hosking et Wallis, 1997), permettrait de réduire partiellement ce biais. Une extension aux données CHIRPS (1981–présent) constituerait une voie directe pour doubler l'effectif : Dubache et al. (2025) montrent que CHIRPS offre les meilleures performances pour la modélisation hydrologique au Bénin, et une évaluation spécifique au bassin de l'Ouémé confirme sa pertinence pour les applications locales (MDPI, 2025). Enfin, la méthode AM retenue pour sa robustesse et sa lisibilité opérationnelle ne capture qu'un événement par mois et par an. Une analyse POT (Peaks Over Threshold) permettrait d'exploiter davantage d'information et d'estimer des quantiles journaliers et infra-journaliers, particulièrement utiles pour la gestion des crues rapides observées dans la commune.

**Conclusion:-**

Cette étude établit, pour la première fois à l'échelle de la commune de Bonou (vallée de l'Ouémé, Bénin), un catalogue de quantiles de récurrence des précipitations extrêmes couvrant la période 1995–2025. À partir de séries de maxima annuels construites pour sept mois actifs, trois lois statistiques ont été ajustées et sélectionnées par test de Kolmogorov-Smirnov, produisant des seuils  $T2$ ,  $T5$ ,  $T10$  et  $T20$  assortis d'un classement mensuel par score de risque composite.

Quatre résultats structurent les conclusions. Juin ressort comme mois de pic avec un seuil  $T5$  de 70 mm/jour, une probabilité journalière de dépassement de 30 mm de 6,9 % et le score composite le plus élevé (5,1). La grande saison des pluies (avril–juillet) concentre l'essentiel du risque, avec une fenêtre critique allant de la troisième semaine de mai à la deuxième semaine de juillet. La petite saison (septembre–novembre) présente un risque modéré, mais non négligeable, avec un  $T5$  à 55 mm/jour en septembre. Enfin, la loi GEV offre le meilleur ajustement pour la majorité des mois, ce qui confirme la présence de queues lourdes dans les distributions d'extrêmes tropicaux.

Ces résultats ont une application directe dans les protocoles de protection sociale anticipatoire à Bonou. Le seuil T5 mensuel est recommandé comme déclencheur pour les transferts monétaires d'urgence, avec une mobilisation prioritaire sur les semaines S2 mai à S4 juillet pour la grande saison et S1 à S4 septembre pour la petite saison. Ancrer ce calendrier sur des données historiques locales plutôt que sur des découpages calendaires fixes représente un gain concret pour la réactivité opérationnelle.

Trois axes d'approfondissement se dégagent : étendre la série avec des données CHIRPS ou TRMM pour améliorer la précision aux grandes périodes de retour, compléter l'approche AM par une analyse POT afin de capturer les événements multiples au sein d'un même mois, et coupler l'analyse pluviométrique à un modèle hydrologique simple pour mieux relier précipitation et inondation dans la plaine alluviale de l'Ouémé.

### Références Bibliographiques:-

1. AMOUSSOU E., TRAMBLAY Y., ROSSEL F., OLATOUNDÉ H. & MAHÉ G. (2012). « Dynamique et modélisation des crues du bassin de l'Ouémé à Bonou (Bénin, Afrique de l'Ouest) ». *Hydrological Sciences Journal*, vol. 57, n° 1, pp. 1-13.
2. BOKO M. (1988). Climat et communautés rurales du Bénin : rythmes climatiques et rythmes de développement. Thèse de Doctorat d'État, Université de Dijon, France.
3. COLES S. (2001). *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer-Verlag, Londres, 208 p.
4. DIOP L. et al. (2025). « Flood frequency analysis in West Africa ». *Journal of Flood Risk Management*, vol. 18, e70001. <https://doi.org/10.1111/jfr3.70001>
5. DUBACHE G. et al. (2025). « Reliability of modern satellite precipitation products in a data-scarce West African country: A comprehensive validation for Benin ». *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, en ligne. <https://doi.org/10.1002/qj.70120>
6. FISHER R. A. & TIPPETT L. H. C. (1928). « Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample ». *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, vol. 24, n° 2, pp. 180-190.
7. GDACS (2023). Alerte aux inondations — Bonou, Bénin, août 2023. Global Disaster Alert and Coordination System, Genève. Disponible sur : <https://www.gdacs.org> [consulté le 15 juin 2026].
8. GNEDENKO B. V. (1943). « Sur la distribution limite du terme maximum d'une série aléatoire ». *Annals of Mathematics*, vol. 44, n° 3, pp. 423-453.
9. GUMBEL E. J. (1958). *Statistics of Extremes*. Columbia University Press, New York, 375 p.
10. HOSKING J. R. M. & WALLIS J. R. (1997). *Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments*. Cambridge University Press, Cambridge, 224 p.
11. HOUNKPÈ J. et al. (2022). « Assessing observed and projected flood vulnerability under climate change using multi-modeling statistical approaches in the Ouémé River Basin, Benin (West Africa) ». *Regional Environmental Change*, vol. 22, art. 120. <https://doi.org/10.1007/s10113-022-01957-5>
12. IFRC (2020). *Anticipatory Action: Acting Before Crises*. Fédération internationale des Sociétés de la Croix-Rouge et du Croissant-Rouge, Genève, 48 p.
13. KOLMOGOROV A. N. (1933). « Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione ». *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari*, vol. 4, pp. 83-91.
14. KOUASSI A. M., KOUAMÉ K. F., KOFFI Y. B., DJE K. B., PATUREL J.-E. & OULARÉ S. (2018). « Analysis of a modification of the Mann-Kendall test to allow for serial correlation in trend analysis of rainfall data in Ivory Coast ». *Proceedings of the International Association of Hydrological Sciences*, vol. 374, pp. 71-79.
15. KOUMASSI D. H., TCHIBOZO A. E., VISSIN E. W. & HOUSSOU C. S. (2014). « Analyse fréquentielle des événements hydro-pluviométriques extrêmes dans le bassin de la Sota au Bénin ». *Afrique Science : Revue Internationale des Sciences et Technologie*, vol. 10, n° 2, pp. 137-148.
16. MARANAN M. et al. (2023). « Mesoscale convective systems and contributions to flood cases in Southern West Africa (SWA): A systematic review ». *Weather and Climate Extremes*, vol. 40, art. 100566. <https://doi.org/10.1016/j.wace.2023.100566>
17. MASSON-DELMOTTE V. et al. (Eds.) (2021). *Climate Change 2021: The Physical Science Basis — Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the IPCC*. Cambridge University Press, Cambridge, 2391 p.
18. OBAHOUNDE S., DIEDHIOU A., AMOUSSOU E., KOUASSI K. L., TOURÉ N. E. & KONÉ M. (2022). « Changes in precipitation extremes over the Niger and Volta basins under 1.5°C and 2°C global warming scenarios ». *Climate*, vol. 10, n° 6, art. 79. <https://doi.org/10.3390/cli10060079>

19. PANTHOU G. et al. (2012). « Extreme rainfall in West Africa: A regional modeling ». *Water Resources Research*, vol. 48, W08501. <https://doi.org/10.1029/2012WR012052>
20. RODIER J. A. & AUVRAY C. (1965). *Crués et apports du bassin du Niger*. ORSTOM, Paris, 210 p.
21. SMIRNOV N. (1948). « Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions ». *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 19, n° 2, pp. 279-281.
22. VISSIN E. W., HOUSSOU C. S., BOKO M. & PERARD J. (2015). « Cartographie des inondations dans la basse vallée de l'Ouémé au Bénin (Afrique de l'Ouest) ». *European Scientific Journal*, vol. 11, n° 29, pp. 257-274.
23. WMO (2018). *Guide to Climatological Practices*. Organisation météorologique mondiale, WMO-No. 100, Genève, 180 p.
24. Chow, V. T., Maidment, D. R., & Mays, L. W. (1988). *Applied Hydrology*. McGraw-Hill.
25. Helsel, D. R., Hirsch, R. M., Ryberg, K. R., Archfield, S. A., & Gilroy, E. J. (2020). *Statistical Methods in Water Resources*. U.S. Geological Survey.
26. Helsel, D. R., & Hirsch, R. M. (2002). *Statistical Methods in Water Resources*. U.S. Geological Survey.
27. Kendall, M. G. (1975). *Rank Correlation Methods* (4th ed.). Charles Griffin.
28. Mann, H. B. (1945). "Nonparametric Tests Against Trend." *Econometrica*, 13(3), 245–259.
29. Ouarda, T. B. M. J., & Chebana, F. (2013). "Multivariate frequency analysis of hydrological variables." *Journal of Hydrology*.
30. Yue, S., & Pilon, P. (2002). "Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series." *Journal of Hydrology*, 259, 254–271.