

Modélisation statistique des évènements extrêmes de pluies dans le district de la station de Niamey Aéroport

**Maman Aminou AMADOU ABDOU^{1*}, Ibrahim SIDI ZAKARI²,
Amadou ABDOURHAMANE TOURE¹ et Zibo GARBA¹**

¹ *Université Abdou Moumouni de Niamey, Faculté des Sciences et Techniques, Département de Géologie, Laboratoire Eaux Souterraines et Géoressources, BP 10662, Niamey, Niger*

² *Université Abdou Moumouni de Niamey, Faculté des Sciences et Techniques, Département de Mathématiques et Informatique, Laboratoire de Mathématiques et Applications, BP 10662, Niamey, Niger*

(Reçu le 21 Décembre 2022 ; Accepté le 02 Février 2023)

* Correspondance, courriel : matteaminou@yahoo.com

Résumé

L'objectif de cette étude est de comprendre l'évolution des pluies durant les 61 dernières années afin de proposer un modèle conceptuel de prédiction des pluies extrêmes mesurées au niveau de la station synoptique de l'aéroport de la région de Niamey. L'approche méthodologique utilisée se base sur la comparaison des paramètres statistiques, du test d'adéquation de Kolmogorov et du test T de Student entre autres. Il est assorti des trois modèles utilisés que le modèle de Gumbel est le plus adapté pour la modélisation des pluies extrêmes et pour le calcul des périodes de retour. De plus, il ressort des résultats de la modélisation que les intensités maximales de pluies (1960 - 2020) sont dans les limites de normalité comprises entre 39,13 et 82,03 mm.j⁻¹. Au cours de la période d'étude, il est remarqué que les périodes de retour des évènements extrêmes de pluies maximales journalières annuelles ont évolué de 1 à 122 ans avec une moyenne de 6 ans. Par ailleurs, l'évolution tendancielle ultérieure des intensités maximales montre deux grandes ruptures cinquantenaires aux périodes de retour de 50 ans et de 100 ans. A cet effet, ce travail permettra d'outiller les décideurs sur la prochaine baisse cinquantenaire prévue vers les décennies 2050, et qui serait moins drastique que celle de la décennie 2010.

Mots-clés : *modélisation statistique, évènements extrêmes, pluies, station synoptique, Niamey Aéroport.*

Abstract

Statistical modeling of extreme rainfall events in the Niamey Airport station district

The objective of this study is to understand the evolution of rainfall over the last 61 years in order to propose a conceptual model for the prediction of extreme rainfall measured at the synoptic station of the Niamey region airport. The methodological approach used is based on the comparison of statistical parameters, Kolmogorov's goodness-of-fit test and Student's T test among others. It was found that the Gumbel model is the most suitable for modeling extreme rainfall and for calculating return periods. Moreover, it is clear from the modeling results that the maximum rainfall intensities (1960 - 2020) are within the normality limits

between 39.13 and 82.03 mm.d⁻¹. During the study period, it is noted that the return periods of the extreme events of maximum annual daily rainfall have evolved from 1 to 122 years with an average of 6 years. Moreover, the subsequent trend of maximum intensities shows two major 50-year breaks with return periods of 50 years and 100 years. To this end, this work will allow decision-makers to be informed about the next 50-year decline expected around the 2050s, which would be less drastic than that of the 2010 decade.

Keywords : *statistical modeling, extreme events, rainfall, synoptic station, Niamey Airport.*

1. Introduction

Dans la zone sahélienne « marquée par l'irrégularité climatique », il semble d'abord se produire « un cycle de reprise des pluies », caractérisé notamment par des pluies intenses [1]. Cependant, la faible documentation disponible sur les extrêmes pluviométriques au Sahel contraste fortement avec le nombre d'études sur la variabilité pluviométrique en lien avec les épisodes secs qui touchent la région [2]. Les quelques rares études sur l'évolution du régime des précipitations extrêmes menées principalement à l'échelle du Sahel suggèrent une augmentation des pluies, les plus fortes à partir de l'évolution de la moyenne des intensités pluvieuses qui augmente parfois de façon singulière [3, 4] ou de l'évolution des valeurs de pluies maximales journalières annuelles [5]. En considérant la période 1950 - 2006, sur la base de l'analyse des données de six stations d'Afrique de l'Ouest (2 en Gambie et 4 au Nigeria), une seule montre des tendances significatives (à la hausse) des pluies maximales journalières annuelles [6]. Par ailleurs, dans la même sous-région, les fortes précipitations de l'année 2007 qui ont causé des inondations généralisées ont été décrites en détail [7, 8]. Dans cette même optique, des pluies maximales journalières annuelles des postes pluviométriques de la Côte d'Ivoire ont été modélisées [9 - 12]. [4] sur la base de la théorie des valeurs extrêmes sont parvenus à montrer qu'alors que les totaux annuels restent largement déficitaires par rapport à la moyenne de la période humide 1950 - 1970, les moyennes glissantes des maxima annuels affichent des valeurs supérieures à ce qu'elles étaient sur 1950 - 1970. Ceci confirme qu'un changement important du régime pluviométrique s'est produit au tournant du siècle, les extrêmes pluviométriques devenant plus marqués semblent également montrer une augmentation des pluies les plus intenses depuis les années 1990 [7]. Le Niger, particulièrement la zone de Niamey est sujette à de récurrents problèmes de sécheresses et des inondations qui surviennent à chaque fois qu'il y a des événements pluvieux extrêmes. La connaissance et la maîtrise de ces phénomènes passent par une modélisation à court, moyen et long terme de l'occurrence des intensités des pluies. Pour cela, L'analyse fréquentielle est très souvent utilisée, elle prend en compte l'occurrence et l'intensité d'événements passés afin de prédire les probabilités d'apparitions futures en appliquant plusieurs modèles statistiques [13]. La loi de Gumbel, la loi normale, la loi log normale ou loi de Galton sont appliquées aux hauteurs de pluies journalières pour caractériser les périodes de retour des événements pluvieux extrêmes [12]. Le présent travail vise non seulement à comprendre l'évolution des pluies durant les 61 dernières années mais encore à proposer un modèle conceptuel de prédiction des pluies.

2. Matériel et méthodes

2-1. Zone d'étude

La région de Niamey est située dans la partie Sud-ouest du Niger entre les latitudes 13°35' et 13°24' Sud et les longitudes 2°15' Est (**Figure 1A**). Ses limites administratives s'étendent sur 552,27 km² dont environ 297,46 km² de superficie urbanisée. La population est d'un million vingt-six mille huit cent quarante-huit (1 026 848) habitants [14]. Le relief de la région de Niamey est constitué de deux éléments fondamentaux ; le

plateau de la rive gauche occupant le plus grand espace urbanisé et la plaine de la rive droite s'étendant sur plusieurs kilomètres (**Figure 1B**). Le climat, typiquement sahélien est dominé par 2 vents : l'harmattan, un vent, venant du nord-Est et qui souffle entre octobre et avril ; et la mousson, vent du sud-ouest chargé d'humidité qui souffle entre mai et septembre [15]. L'alternance de ces vents caractérise une courte saison de pluie (juin à septembre) et une longue saison sèche (octobre à mai). La pluviosité moyenne annuelle mesurée à Niamey depuis 1905 est de 525 mm [4]. Sur le plan pédologique, on distingue trois types de sols : les sols des plateaux cuirassés, très dégradés et extrêmement arides n'offrent aucune possibilité agricole ; les sols à texture sableuse incluant les sols ferrugineux tropicaux des vallées sablonneuses ; les sols hydro morphes localisés dans la vallée du fleuve Niger réservés aux vergers et aux cultures irriguées. La végétation est essentiellement constituée d'une flore naturelle le long du fleuve, des Koris et sur les plateaux composée respectivement de *Hyphaene thaebaïca*, *Borassus aethiopum*, *Acacia albida*, *Acacia balinates*, *Combretum (glutiniosum, micranthun, nigricans, aculeatum)*, *Prosopis africana*, *Eucalyptus camaldulensis*, *Terminalia mentalüü*, *Azadirachta indica*; des plantations artificielles multi équiennes (ceinture verte et espaces verts) d'une superficie de plus de 2000 hectares. La géologie se caractérise le long de la vallée du fleuve Niger, du nord-ouest vers le sud, par une alternance de formations récentes (alluvions récents à Goudel, nord-est Saga et beaucoup plus à l'est) et des formations du continental terminal (les grés argileux du moyen Niger s'étendant beaucoup plus en superficie sur la rive droite que sur la rive gauche). Ces formations sédimentaires constituées de grés argileux recouvrent les formations du socle (granites birimiens, les roches vertes birimiennes et les schistes birimiens). A l'est et au nord-est de Niamey, les formations du socle concentrées autour de la vallée font progressivement place aux formations sédimentaires telles que les grés argileux et les alluvions récents. Par contre en se dirigeant vers l'ouest (nord-ouest et sud-ouest), on observe tout autour de la vallée du Niger des formations sédimentaires recouvrant les roches du socle jusqu'à ce que ces formations sédimentaires fassent place à des roches équivalentes à ceux du socle cristallin du Liptako.

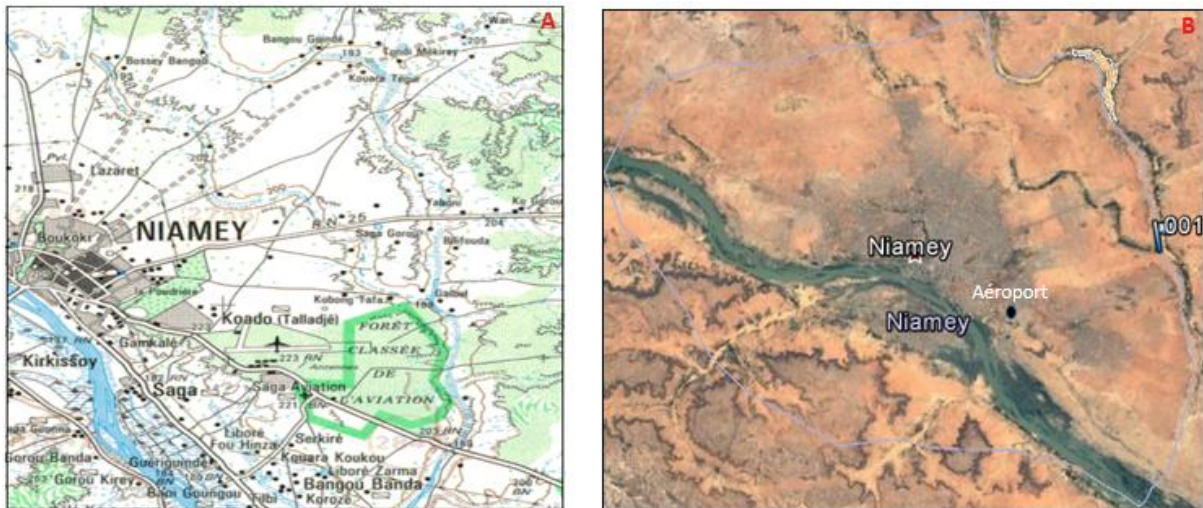


Figure 1 : Localisation de la zone d'étude

2-2. Matériel

Les données pluviométriques journalières de la station synoptique de Niamey-Aéroport s'étendant sur la période 1960-2020 (les données de 2020 sont enregistrées par la station de l'Autorité du Bassin du Niger, ABN). Le traitement et la modélisation des données ont été effectués grâce aux logiciels Excel et GeoGebra.

2-3. Modélisation statistique des pluies journalières maximales annuelles

Les observations sont constituées des intensités maximales (lobs) annuelles notées x_1, x_2, \dots, x_i et les y_i sont les intensités modélisées. Un certain nombre d'hypothèses statistiques doivent être vérifiées avant l'application de l'analyse fréquentielle. Il s'agit de l'indépendance, de l'autocorrélation et de la normalité des données.

2-3-1. Tests de normalité

Les x_i sont indépendants entre eux, les y_i le sont également entre eux. On suppose que les x_i sont de loi $N(\mu_1, \sigma_1^2)$, les y_i de loi $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, et que les vecteurs (x_i, y_i) sont gaussiens. Alors les $z_i = x_i - y_i$ sont indépendants et de même loi normale d'espérance $E(x_i) - E(y_i) = \mu_1 - \mu_2 = \mu$. De nombreux tests statistiques exigent pour leur validité de vérifier que les échantillons utilisés obéissent à une loi normale [16]. Plusieurs tests statistiques permettent de vérifier la normalité des données : Anderson-Darling, Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, quantiles de la loi normale, calculs probabilistes par la loi normale, etc.

2-3-2. Choix et estimation des paramètres des modèles statistiques

De manière générale, la détermination de la meilleure loi d'ajustement a toujours été délicate et le choix du modèle peut être crucial pour l'estimation des périodes de retour des valeurs extrêmes de précipitation. Dans le cadre de cette étude, trois lois d'ajustement sont utilisées dont la loi normale, la loi de Gumbel et la loi log-normale. Ces lois ont été retenues par référence aux travaux de certains auteurs [11, 17 - 19].

2-3-3. Calcul des fréquences empiriques

De manière générale en zone tropicale, la formule de Hazen a été utilisée par la plupart des auteurs [9, 11, 20]. Elle se base sur un classement par ordre croissant d'un échantillon de pluies maximales de taille n , l'expression de la fréquence empirique ou expérimentale de non-dépassement de Hazen pour une valeur x de rang i se calcule par l'Équation (1):

$$f(x_i) = \frac{i-0,5}{n} \quad (1)$$

2-3-4. Validation du modèle statistique

La validation des modèles d'ajustements est effectuée sur la base des tests statistiques et probabilistes. A cet effet, l'examen visuel des graphiques d'ajustement réalisés reste un bon moyen pour juger de la qualité d'un ajustement et devrait toujours constituer un préambule à tout test statistique. Le test d'adéquation de Kolmogorov et le test T de Student sont fréquemment étudiés. Le test de Kolmogorov-Smirnov est utilisé pour tester l'appartenance à une famille de lois uniformes, gaussiennes ou exponentielles. L'idée du test est de comparer la fonction de distribution expérimentale ($F_e(X)$) à la fonction de répartition théorique ($F_t(X)$). La différence maximale est calculée par l'Équation (2):

$$D_{\max} = (|F_t(X) - F_e(X)|) \quad (2)$$

Le maximum se trouvant nécessairement à un des x_i du fait de la forme en escalier de la fonction $F_e(x)$. $F_t(x)$ est la distribution théorique de la distribution entièrement spécifiée sous l'hypothèse nulle H_0 . Les valeurs critiques de D_{\max} ont été tabulées par divers auteurs. Deux échantillons gaussiens sont dits appariés s'ils sont constitués de deux mesures successives de la même variable sur les mêmes individus. L'ajustement est considéré efficace comparativement aux paramètres statistiques du test tels que la différence entre les intensités observées et celles modélisées, le test d'adéquation et le test T de Student.

2-3-5. Présentation des lois d'ajustement utilisées

Trois modèles ou lois d'ajustements ont été utilisés : la loi de Gumbel, fréquemment utilisée en hydrologie, pour modéliser les événements extrêmes, la loi log normale et la loi normale.

2-3-5-1. Loi d'ajustement de Gumbel

La distribution des valeurs extrêmes provenant de n'importe quelle distribution converge vers la loi des extrêmes généralisés (GEV).

- **Calcul d'intervalles de confiance d'ajustement par la loi de Gumbel**

[21] a étudié les intervalles de confiance de la loi de Gumbel ; en toute rigueur, ces intervalles de confiance supposent un ajustement par la méthode des moments (pour le calcul du mode et du gradex).

- **Graphique de probabilités pour la loi normale**

La courbe normale de Gauss centrée et réduite donne les limites de normalité de la série. Ensuite, les probabilités de non dépassement sont calculées pour tout X appartenant à la série. Une estimation visuelle de l'allure de la courbe et des paramètres du modèle permettra de valider l'adéquation de l'ajustement.

2-3-5-2. Loi d'ajustement log normale

La méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour estimer les paramètres de position de la loi log normale. *La méthode graphique* repose sur le fait que l'expression d'un quantile correspond à l'équation d'une droite. Les points de la série à ajuster peuvent être reportés dans un système d'axes $x - u$; il est alors possible de tracer la droite qui passe le mieux par ces points et d'en déduire les deux paramètres a et b de la loi. La relation des calculs des quantiles et celle de calculs d'intensités maximales (I_{max}) deviennent alors **les Équations (3) et (4)**

$$\ln(I_{max}) = a \cdot u + b \tag{3}$$

$$\text{et } I_{max} = \exp^{(a \cdot u + b)} \tag{4}$$

L'examen visuel du graphique de l'ajustement même s'il peut paraître rudimentaire, reste un des bons moyens pour juger de la qualité d'un ajustement et devrait toujours constituer un préambule à tout test statistique. Si la concavité de la courbe est tournée vers le haut ou vers le bas, elle caractérise une distribution dissymétrique dont le sommet est déplacé respectivement vers les grandes ou les petites valeurs. Elle peut être l'indice de la validité possible d'un ajustement par une distribution log normale dont l'étude graphique pourra se faire de la même manière en utilisant un papier à échelle de probabilité normale.

2-3-5-3. Loi d'ajustement normale

Cette loi est la plus importante en statistiques : elle s'applique à tout phénomène dans lequel la fluctuation de la variable aléatoire continue est due à un grand nombre de petites causes indépendantes dont les effets s'additionnent. Les résultats de mesures sont distribués selon une loi de Gauss si les causes d'erreurs sont nombreuses et du même ordre de grandeur (pas d'erreur prépondérante) [16].

2-3-6. Caractérisation des périodes de retour

La modélisation des pluies extrêmes par une analyse fréquentielle permet de caractériser l'apparition des événements extrêmes et surtout de prévoir et d'anticiper les conséquences néfastes de ces derniers. Cette

modélisation passe nécessairement par la caractérisation d'un temps de retour d'une valeur particulière très souvent valeur projet. Les différentes lois d'ajustements des valeurs extrêmes sont appliquées aux maxima de pluies journalières pour caractériser les périodes de retour des événements pluvieux extrêmes. La période de retour (ou temps de retour) caractérise le temps statistique entre deux occurrences d'un événement naturel d'une intensité donnée [22]. Ce terme est très utilisé pour caractériser les risques naturels. Le calcul des fréquences d'apparition des pluies extrêmes fournit des indications intéressantes pour les gestionnaires de l'aménagement [23]. La période de retour d'un événement (*Équation 5*) est définie comme étant l'inverse de la probabilité annuelle de dépassement de cet événement [13] :

$$T = \frac{1}{1-F} \quad (5)$$

où, T : période de retour (année); F : fréquence de non dépassement.

Un événement pluvieux est qualifié de très exceptionnel si sa période de retour est au-delà de 100 ans ; d'exceptionnel si la période de retour est située dans l'intervalle de 30 à 100 ans; de très anormal si la période de retour est comprise entre 10 et 30 ans; d'anormal si la période de retour est située entre 1 et 6 ans [12].

3. Résultats et discussion

3-1. Analyse de données des intensités I_{max}

Les résultats de test statistiques montrent que les données ne comportent pas de graves anomalies et la marge d'erreur est de 5,54 mm soit 9 % de la moyenne interannuelle. Dans 95 % des cas, les données sont contenues dans l'intervalle de confiance (*Tableau 1*).

Tableau 1 : Résultats d'analyse des intensités maximales

| Analyse des données | | Z Test d'une moyenne | T Estimation d'une moyenne |
|---------------------------------|--------|---------------------------------|---------------------------------|
| Z Test d'une moyenne | | $\sigma = 21.45$ | Niveau de confiance: 0.95 |
| Hypothèse nulle: $\mu = 60.577$ | | Hypothèse nulle: $\mu = 60.577$ | Résultat: |
| Alternative: $\mu \neq 60.577$ | | Alternative: $\mu < 60.577$ | Intervalle: 60.577 ± 5.5388 |
| Résultat: | | Résultat: | Limite inférieure: 55.0382 |
| P | 1 | F | 0.5 |
| Z | 0 | Z | 0 |
| n | 61 | n | 61 |
| Moyenne | 60.577 | Moyenne | 60.577 |
| | | | Marge d'erreur: 5.5388 |
| | | | dlib: 60 |
| | | | SE: 2.769 |
| | | | n: 61 |
| | | | Moyenne: 60.577 |

3-2. Distribution statistique des intensités de pluies maximales

Les paramètres statistiques sont résumés dans le *Tableau 2*. Il ressort de celui-ci que la moyenne des intensités maximales (1960 à 2020) est de 60,58 mm.j⁻¹ dépassant la médiane de 2,98 mm.j⁻¹. L'amplitude interannuelle est de 107,9 mm.j⁻¹ pour une étendue interquartile de 24,35 mm.j⁻¹. Le coefficient de variation est de 0,35.

Tableau 2 : Paramètres statistiques des intensités maximales

| | n | moyenne | σ | s | Min | Q1 | Médiane | Q3 | Max |
|----------------------------|----|---------|----------|-------|-----|------|---------|-------|-------|
| Imax (mm.j ⁻¹) | 61 | 60,58 | 21,45 | 21,63 | 28 | 45,8 | 57,6 | 70,15 | 135,9 |

La distribution des intensités est bimodale avec première classe modale [41,5, 55] mm.j⁻¹ et [95,4, 109] mm.j⁻¹ respectivement pour 46 % et 97 % (**Tableau 3**). Cette bimodalité indique une partition des intensités Imax en deux catégories autour de ces deux classes modales. La première catégorie est comprise entre 28 et 82 mm.j⁻¹ avec un pourcentage de 87 % et la deuxième catégorie est comprise entre 95,4 et 135,9 mm.j⁻¹ pour un pourcentage de 13 %. Sur le quantile de la loi normale (**Figure 2**), deux lots se détachent autour de la droite de Henry. Du côté inférieur, il s'agit de 1980, 1987, 1993, 1982 et 1984 et du côté supérieur, les années 1998, 1962, 1994, 1989, 2012, 2017. Deux années 1980 et 2017 sont hors scores normaux respectifs -2 et + 2. Il faudrait noter que les années ruptures du côté inférieur expriment des années de sécheresse et les années du côté supérieur les années humides. La convexité de la courbe de fréquences cumulées vers le haut indique une tendance vers les hausses des intensités.

Tableau 3 : Distribution statistique des Imax (en couleur orange clair les classes modales)

| Imax | [28 - 41,5] | [41,5 - 55] | [55 - 68,5] | [68,5 - 82] | [82 - 95,4] | [95,4 - 109] | [109 - 122,4] | [122,4 - 135,9] |
|---------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|---------------|-----------------|
| Fi (%) | 16 | 30 | 26 | 16 | 2 | 7 | 2 | 2 |
| Fic (%) | 16 | 46 | 72 | 88 | 90 | 97 | 99 | 101 |

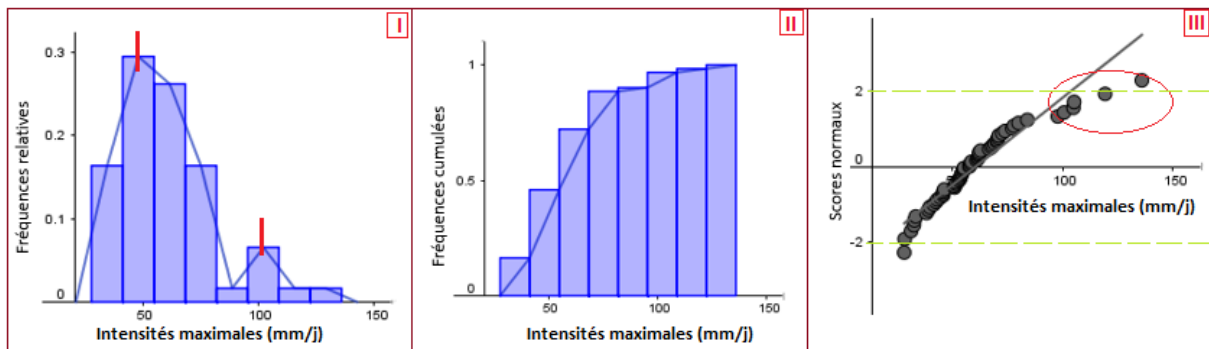


Figure 2 : Distribution statistique des données (en trait rouge : les modes ; en cercle rouge : les ruptures)

3-3. Normalité des intensités de pluies maximales

La normalité des intensités maximales est située dans l'intervalle des intensités comprises entre 39,13 mm.j⁻¹ et 82,03 mm.j⁻¹ pour 68 %. La probabilité que la limite inférieure ne soit pas atteinte est de 16 % alors que celle que la limite supérieure ne soit pas dépassée représente une probabilité de 84 % (**Figure 3**).

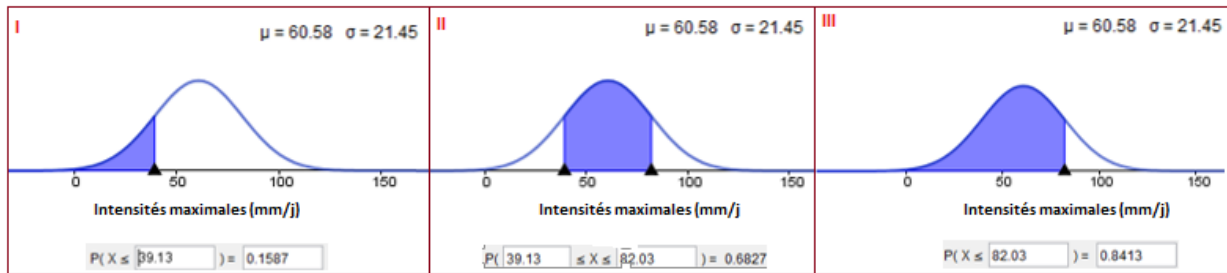


Figure 3 : Normalité des intensités maximales journalières (I : limite inférieure, II : normalité, III : limite supérieure)

3-4. Ajustements par la loi normale

La distribution des nuages des points donne une allure qui s’ajuste bien à la courbe polynômiale. L’équation de droite de régression polynômiale ainsi que les paramètres du modèle confirment la tendance polynômiale avec un coefficient de corrélation très fort (0,98). Les intensités observées et celles ajustées s’alignent parfaitement aux limites de normalité. Mais ce qui est plus marquant c’est qu’à partir des valeurs extrêmes supérieures le décalage devient assez important et les intensités extrêmes observées sont sous-estimées. Par contre les valeurs extrêmes du côté inférieur s’ajustent bien (*Figure 4*).

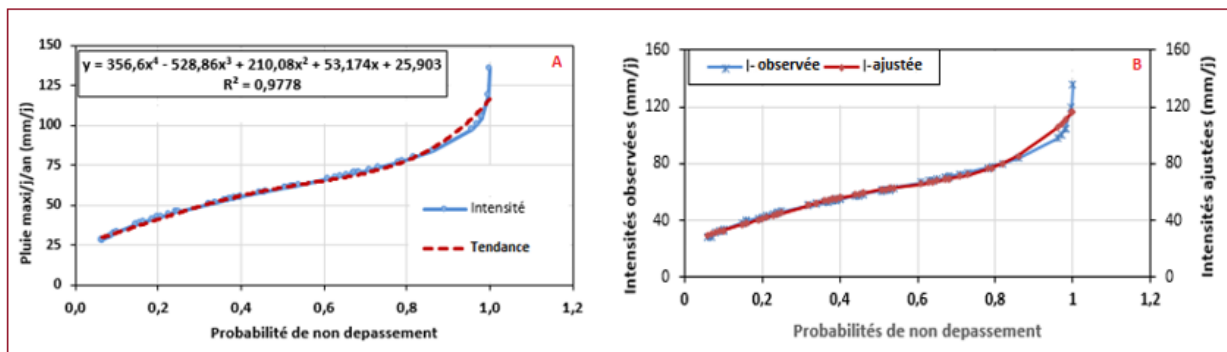


Figure 4 : Ajustement des intensités par la probabilité normale de Gauss

L’analyse probabiliste par la loi normale montre que les données des intensités maximales sont centrées et réduites autour de la moyenne 60,58 mm et d’écart type 21,45. Concrètement, les limites de normalité concernent les intensités comprises entre 39,2 mm.j⁻¹ et 82,2 mm.j⁻¹ pour une probabilité d’occurrence de 0,68. La probabilité de non dépassement de l’intensité de la borne supérieure de 82,03 mm.j⁻¹ est égale à 0,84 tandis que la probabilité du non dépassement d’intensité de la borne inférieure de 39,13 mm.j⁻¹ est égale à 0,16 (*Figure 5*).

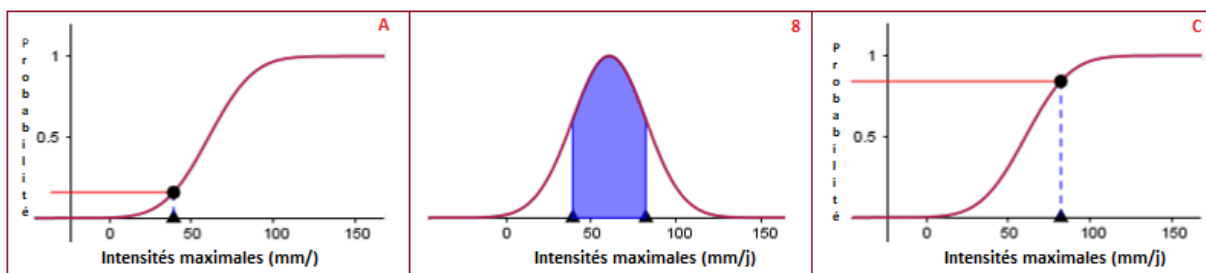


Figure 5 : limite de normalité des intensités maximales

En raisonnant sur les calculs probabilistes d'apparition des intensités maximales, minimales, moyennes et médianes, Il est constaté que la probabilité de non dépassement du maximum est très forte jusqu' à 0,9995 et celle que le minimum ne soit pas atteint est de 0,023. En plus, es probabilités de non dépassement de la moyenne et de la médiane sont respectivement de 0,50 et 0,45 ; prouvant une fois de plus une certaine asymétrie dans l'apparition des intensités maximales sur la période 1960-2020 (Figure 6).

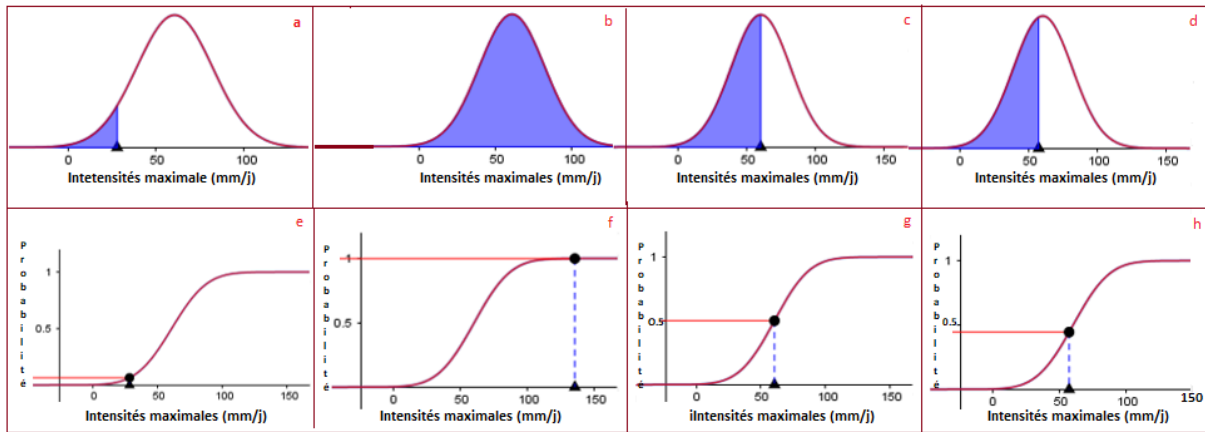


Figure 6 : Approche probabiliste de l'ajustement normal

3-5. Ajustement par la loi log normale

Les graphiques des pluies maximales en fonction des variables centrées de la loi log normale (Figure 7A) donnent les équations de droite 6 et 7 avec comme paramètres $a = 0,3393$ et $b = 4,0465$ avec un coefficient de corrélation linéaire parfait de 1. Ces mêmes paramètres estimés par la méthode des moments donnent $a = 16,87$ et $b = 50,84$. Les quantiles sont calculés par l'Équation (6) alors que l'intensité maximale est calculée à partir de l'Équation (7).

$$\ln(I_{max}) = 0,34 \cdot u + 4,05 \quad (6) \quad \text{et} \quad I_{max} = e^{(0,34 \cdot u + 4,05)} \quad (7)$$

Toutes les intensités modélisées sont supérieures aux intensités observées, ce qui sous-entend que l'ajustement par la loi log normale surestime les intensités (Figure 7B). Néanmoins, toutes les intensités modélisées sont circonscrites dans les intervalles de confiance. L'amplitude entre les deux bornes des intervalles de confiance est plus grande au niveau des valeurs de la borne supérieure de la limite de normalité. Ces valeurs se caractérisent par des périodes de retour allant de 1 à 1,18 ans confirmant une fois de plus la tendance à la surestimation des intensités par la loi log normale.

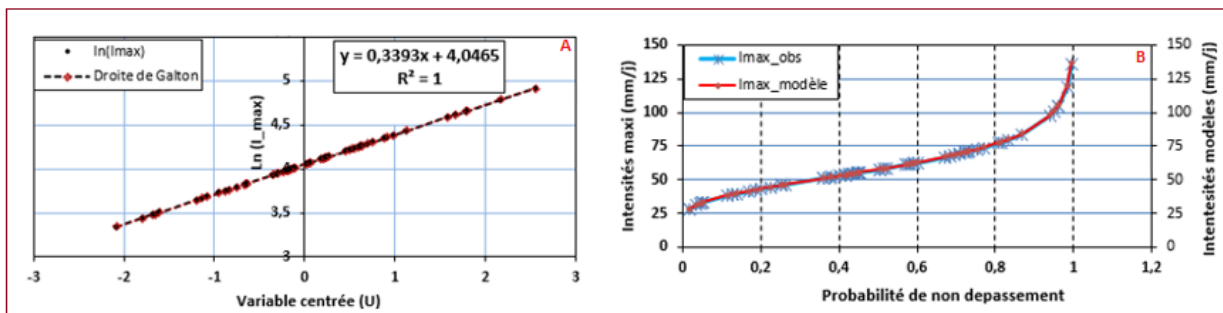


Figure 7 : Ajustement des intensités maximales par la loi log normale

L'approche probabiliste par la loi log normale montre que les intensités ajustées par cette dernière poussent les limites de l'intervalle de normalité de la borne supérieure de 82,03 mm.j⁻¹ à 100,35 mm.j⁻¹ et de la limite inférieure de 39,2 mm.j⁻¹ à 66,90 mm.j⁻¹. La probabilité de non dépassement de cette limite supérieure de 100,35 mm.j⁻¹ par la loi log normale est de 0,95 ; c'est à dire qu'il y a 95 % des chances que cette intensité ne soit pas dépassée. Et pour la limite inférieure de 66,90 mm.j⁻¹, il y a 67 % des chances que cette intensité ne soit pas dépassée. La superposition des courbes de distribution normale de Gauss et celles de log normalisées montrent un écart assez important (*Figure 8*).

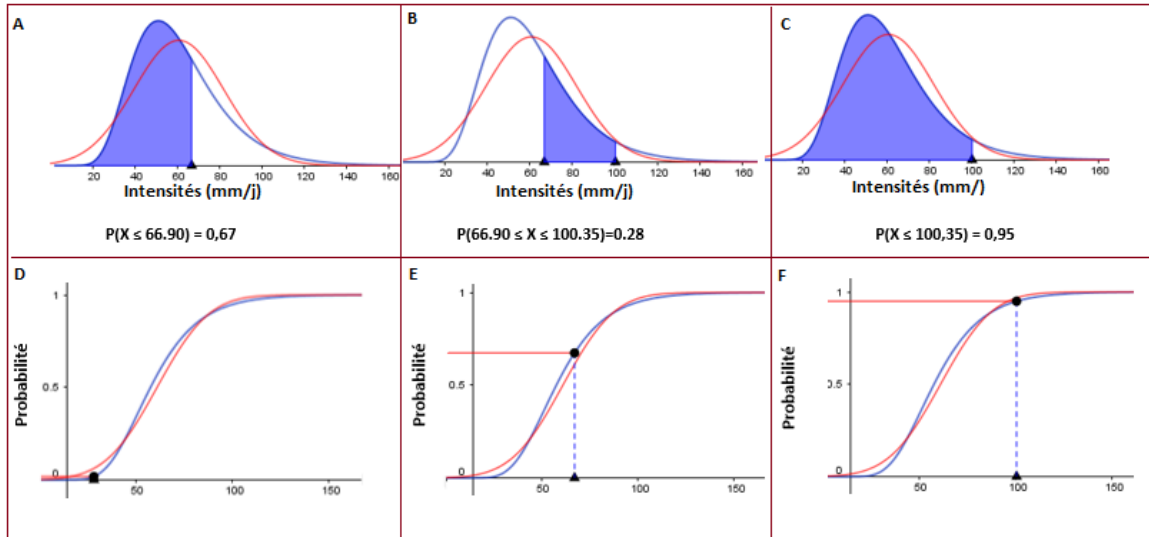


Figure 8 : Calcul probabiliste de loi d'ajustement log normale (en bleu : courbe normale et en rouge : courbe log normale)

3-6. Ajustement par la loi de Gumbel

Les graphiques pluies maximales en fonction des variables centrées de Gumbel donnent l'équation de droite avec des paramètres $a = 16,942$ et $b = 50,879$ avec un coefficient de corrélation linéaire proche de 1 (*Figure 9A*). Ces mêmes paramètres estimés par la méthode des moments $a = 16,87$ et $b = 50,84$ ne sont pas très différents de ceux de Gumbel. Toutes les intensités modélisées sont circonscrites dans les intervalles de confiance. L'amplitude entre les deux bornes des intervalles de confiances est plus grande au niveau des six premières valeurs qui sont toutes inférieures à la borne inférieure de la limite de normalité. Et l'ajustement est plus important à ce niveau. Mais ce qui est paradoxale, est que les valeurs supérieures à la borne supérieure de la limite de normalité s'ajustent bien à la loi de Gumbel. Ce qui démontre que la loi de Gumbel ajuste au mieux les valeurs extrêmes en rapport avec la moyenne de la série (*Figure 9B*).

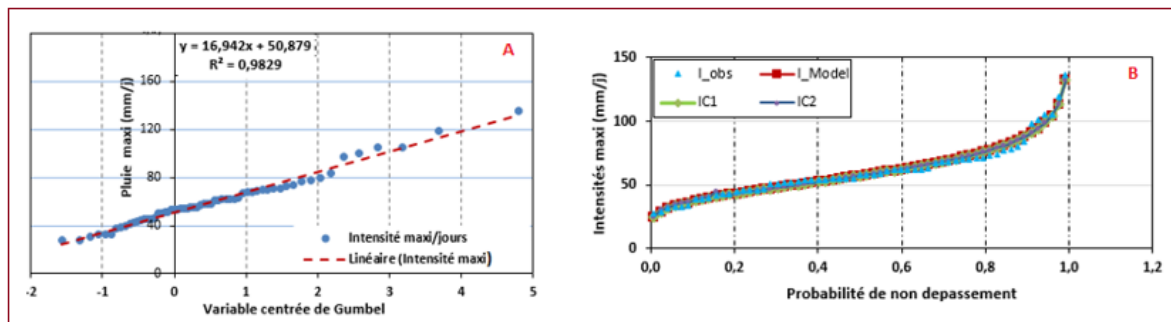


Figure 9 : Ajustement par la loi de Gumbel

3-7. Validation des ajustements

La validation et le choix du modèle adéquat sont basés sur le test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov, les graphiques comparés des trois modèles et les tests statistiques.

3-7-1. Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov

Le résultat du test de Kolmogorov-Smirnov donne D_{max} égal à 0,121 et le D_{lue} sur la table de Kolmogorov est égal à 0,192, donc D_{max} égal inférieur à D_{lue} . Ce qui permet de conclure que pour toutes les lois d'ajustement, on ne peut rejeter l'hypothèse de normalité des intensités maximales journalières (**Figure 10**).

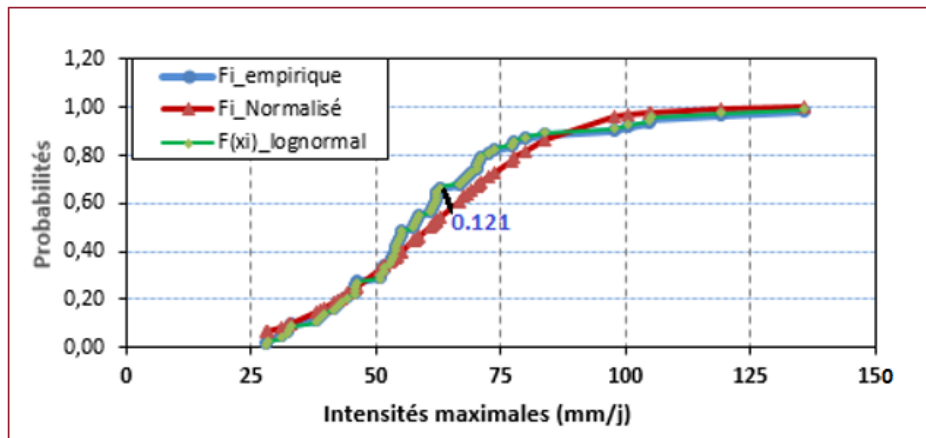


Figure 10 : Test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov des lois d'ajustement

3-7-2. Graphiques comparés des trois modèles

Pour mieux apprécier l'ajustement des différentes lois appliquées, un graphe de comparaison (**Figure 11B**) a été construit par superposition des trois modèles. Cette figure a permis d'observer que la courbe relative à la loi de Gumbel est en dessous de celle de la loi log normale. Dans les limites de normalité la loi log normale semble se superposer presque parfaitement sur les intensités observées tandis que la loi normale est au-dessus de celle de la loi log normale. Ainsi, des tests numériques de vérification de l'adéquation des ajustements ont été appliqués pour mieux apprécier leur relative qualité. Il est remarqué que d'un point de vue distribution statistique une égalité des moyennes des intensités observées (I_{obs}) et des intensités modélisées par Gumbel (I_{Gumbel}). Ces dernières sont relativement plus petites que celles des intensités modélisées par la loi log normale. Les étendues interquartiles sont 24,35 mm.j⁻¹, 24,01 mm.j⁻¹, 27,18 mm.j⁻¹, et 24,59 mm.j⁻¹ respectivement pour I_{obs} , $I_{normale}$, I_{Gumbel} , et $I_{log\ normale}$ (**Figure 10**). Les différences entre les moyennes et les médianes sont de 2,98 mm.j⁻¹, 2,27 mm.j⁻¹, 3,49 mm.j⁻¹ et 3 mm.j⁻¹ respectivement pour I_{obs} , $I_{normale}$, I_{Gumbel} et $I_{log\ normale}$. Sur les boîtes superposées, il est bien remarqué que les intensités observées marquent 2 valeurs hors étendues interquartiles (aberrantes), ces dernières sont mieux ajustées par la loi de Gumbel que la loi log normale. En revanche pour la loi normale, le nombre de valeurs hors étendues interquartiles (aberrantes) est plus grand prouvant une fois de plus les mêmes limites de normalité (**Figure 11A**).

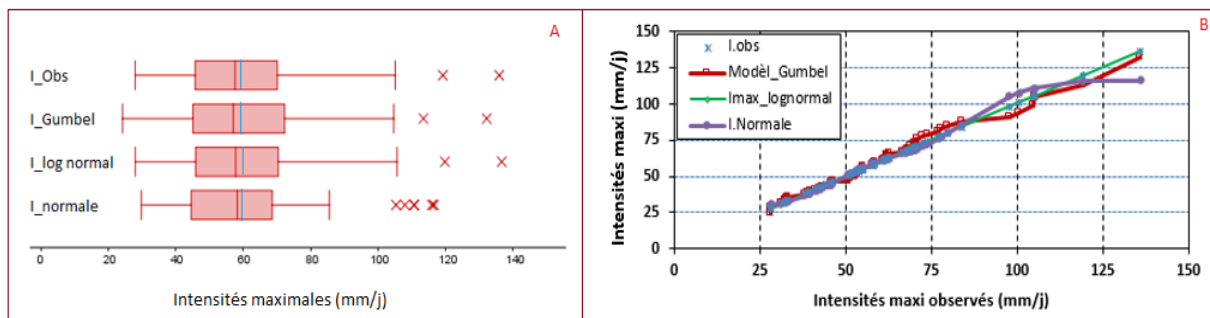


Figure 11 : Comparaisons des modèles (en fil rouge : médiane, en fil bleu : moyenne)

3-7-3. Test statistiques

Pour le T test, au seuil de 5 % $t_{120} = 1,658$, donc $t_{\text{expérimental}}$ est inférieur à $t_{\text{théorique}}$ sauf pour la loi log normale où t est supérieure à $t_{\text{théorique}}$. En conséquences pour le modèle de Gumbel, on conclut que les deux moyennes ne sont pas significativement différentes. Pour tous les ajustements, la puissance du test est élevée, mais elle est plus élevée entre $I_{\text{obs}}/I_{\text{Gumbel}}$. Par ailleurs, tous les intervalles de confiance calculés contiennent la moyenne (m) dans 95% des cas, soit un risque de 5 %. L'amplitude entre les 2 bornes (limite inférieure et limite supérieure) est plus faible au niveau d' $I_{\text{obs}}/I_{\text{Gumbel}}$ (0,0005) qu'au niveau d' $I_{\text{obs}}/I_{\text{lognormale}}$ (0,068). Les erreurs moyennes et standards entre $I_{\text{obs}}/I_{\text{Gumbel}}$ sont les plus faibles en valeur absolue. La loi de Gumbel présente également le plus faible taux de dispersion, son nombre de degrés de liberté (dlib) de 118 est différent de $2(n-1)$ prouvant un non appariement des valeurs (Tableau 4).

Tableau 4 : Résultats de paramètres statistiques des intensités modélisées

| | n | Moyenne | σ | s | Mini | Q1 | Médiane | Q3 | Max | CV | Etendue |
|--------------|----|---------|----------|-------|-------|-------|---------|-------|--------|-------|---------|
| I_obs | 61 | 60.58 | 21.45 | 21.63 | 28 | 45.8 | 57.6 | 70.15 | 135.9 | 0.354 | 107.9 |
| I_Normale | 61 | 60.56 | 21.18 | 21.36 | 29.82 | 44.63 | 58.29 | 68.64 | 114.11 | 0.350 | 84.29 |
| I_Gumbel | 61 | 60.58 | 21.27 | 21.44 | 24.29 | 45.14 | 57.09 | 72.32 | 132.20 | 0.351 | 107.91 |
| I_lognormale | 61 | 60.80 | 21.58 | 21.76 | 28.05 | 45.84 | 57.80 | 70.43 | 136.63 | 0.355 | 108.58 |

3-7-4. Synthèse des méthodes de validation et choix du modèle d'ajustement

La validation et l'adéquation des ajustements des différentes lois appliquées aux données se sont basées sur un certain nombre de démarches. Sur le graphe comparatif superposant les trois modèles, on y observe que la courbe d'ajustement de la loi de Gumbel se place en dessous de celle de la loi log normale. Dans les limites de normalité, la loi log normale semble se superposer presque parfaitement sur les intensités observées, tandis que la courbe de la loi normale se place au-dessus de celle de la loi log normale. Pour confirmer cette observation graphique, quelques tests numériques sont effectués. A l'issue des T tests, au seuil de 5 % effectués pour tous les ajustements, il ressort que pour le modèle de Gumbel, $t_{\text{expérimental}}$ est inférieur à $t_{\text{théorique}}$, alors que pour le modèle log normal, c'est $t_{\text{expérimental}}$ qui est supérieur à $t_{\text{théorique}}$. En conséquence, il ressort que pour le modèle de Gumbel, les deux moyennes ne sont pas significativement différentes. Il en est de même que pour la puissance P du test qui est plus élevée chez $I_{\text{obs}}/I_{\text{Gumbel}}$. En plus, la loi de Gumbel possède également le plus faible taux de dispersion, et le nombre de degrés de liberté (dlib) obtenu au niveau du test d'appariement prouvent un non appariement des deux variables. Les 2 valeurs extrêmes hors étendues interquartiles (aberrantes) des I_{obs} du côté supérieur sont mieux ajustées par la loi de Gumbel que par la loi log normale qui a tendance à les surestimer. En définitive, cette synthèse d'analyse comparative

des paramètres statistiques, du test d'adéquation de Kolmogorov, des tests T de Student penchent beaucoup plus sur le choix du modèle de Gumbel pour la modélisation des pluies extrêmes et pour le calcul de périodes de retour. Ce résultat vient corroborer la quasi utilisation exclusive de la loi de Gumbel dans les projets de génie civil en Afrique [24]. Par ailleurs, les résultats de calcul de période de retour des intensités maximales obtenus au cours de cette étude peuvent être discutés avec quelques résultats d'autres travaux antérieurs. En effet, le même modèle de Gumbel a été plus performant que le modèle log-normal pour les données de la station d'Abidjan [9, 11]. En plus, les résultats de l'analyse fréquentielle effectuée sur les hauteurs des pluies journalières de huit stations appartenant au bassin versant de la Sota (Bénin) ont montré également que la loi de Gumbel s'adapte le mieux aux séries pluviométriques maximales [25]. Cependant, certains résultats montrent qu'en matière de quantification du risque associé aux pluies extrêmes, la loi de Gumbel ne devrait pas être privilégiée. Ceci est d'autant vrai au niveau du bassin du Guadalhorce où la distribution EV1 (Gumbel) n'est pas un bon choix pour l'analyse de pluies maximales [26] ; il en est de même qu'au niveau du bassin versant de la rivière Bia (cote d'ivoire) où les pluies maximales journalières et mensuelles suivent majoritairement la loi de Fréchet [27]. De même des comportements asymptotiques similaires ont été mis en évidence à l'Ouest et au Nord-Ouest de la Côte d'Ivoire [28]. Les mêmes observations ont été faites en Tunisie par [29] et dans le bassin versant du Chott Chergui (Algérie) où l'analyse fréquentielle de séries annuelles de pluies maximales journalières a montré que la loi GEV a la meilleure adéquation aux séries des pluies journalières maximales [18]. Ces quelques résultats montrent que l'ajustement de la pluie extrême selon le contexte théorique suit une logique régionale. Ce qui démontre qu'une conclusion unique est difficile à établir, car les résultats diffèrent suivant les séries étudiées [17]. En effet, compte tenu de la forte incertitude liée à l'estimation du paramètre de forme de la loi GEV, la loi Gumbel est acceptable dans un nombre non négligeable de cas, pour modéliser les maxima annuels. Ceci est également valable dans la région steppique de l'Ouest d'Algérie où l'ajustement devient moins adéquat pour des périodes de retours supérieures à 10 ans pour la loi de Gumbel et la loi Log normale [30].

3-8. Caractérisation des périodes de retour

Les résultats des 61 années couvrant la période d'étude, montrent que les périodes de retour des événements extrêmes de pluies maximales journalières annuelles ont évolué de 1 à 122 ans avec une moyenne de 6 ans. Ainsi, on remarque que la zone a connu 83,6 % d'événements de type normal, 6,6 % d'événements de type anormal dont ceux de 1970, 1961, 2020, 1965 avec des périodes de retour respectives de 6, 7, 8, et 9 ans ; 6,6 % des événements de type très anormal en 1998, 1962, 1994, 1989 avec des périodes de retour respectives de 11, 14, 17, et 24 années ; 1,6 % d'évènement de type exceptionnel enregistré à la date du 10 août 2012 (119,2 mm) avec une période de retour de 41 années, et 1,6 % d'évènements de type très exceptionnel (135,9 mm) enregistré à la date du 13 juin 2017 avec une période de retour de 122 années. Ces résultats de répartition des événements sont compatibles avec ceux obtenus en côte d'ivoire au niveau de la station de Port Boué où la moyenne était également de 6 années [12]. Cependant, il existe des différences moindres portant sur les forces des intensités qui sont plus élevées au niveau de la station de Port Boué. Par ailleurs, les périodes de retour sont plus élevées au niveau de la station de Niamey Aéroport (122 ans) qu'au niveau de la station de Port Boué (108 ans). De tous les types d'évènements, depuis les anormaux jusqu' aux très exceptionnels, il est remarqué quelques années repères d'inondations comme celles de 1989, 1994, 1998, 2007, 2012, 2017 et 2020 avec des périodes de retour respectives de 24, 17, 98, 6, 119, 122 et 80 ans. De toutes ces années, celle qui a la faible période de retour de 6 ans est celle de 2007. Cette période de retour devient une constante avec laquelle il faut désormais compter aussi bien dans la planification que dans la prévention de phénomènes d'inondation, qui pourraient survenir une fois tous les six ans. Par ailleurs, le risque d'inondation, défini comme un évènement dommageable doté d'une certaine probabilité, est lié à la conjonction de l'aléa inondation et de la vulnérabilité de la société, elle-même évaluée à partir des dommages

matériels ou tangibles qu'elle pourrait subir en cas d'inondation et par l'appréciation des dommages non matériels ou intangibles (préjudice moral) susceptibles de peser lourdement sur le niveau du bien être des individus [31]. Sur cette base, Il convient de noter également que les conséquences des inondations varient d'une année à une autre. Ainsi, de toutes les années d'inondations repères citées plus haut, celles de 1998, 2012, 2017 et 2020 font partie des plus graves inondations connues ces dernières décennies où d'importantes pertes ont été enregistrées [32, 33]. Ainsi, l'inondation de 1998 s'était traduite par des dégâts importants dont entre autres l'effondrement d'habitations et d'ouvrages de communication terrestre au sein de la région de Niamey (les ponts de Gountou Yena, celui de la route Tillabéry, du marché de Jemagué (petit marché), celui du PK15 de la route Filingué, etc.). En effet, le coût des dommages domestiques s'élèverait à 951 millions Fcfa (soit 1 449 790,15 €) [34]. Ce type d'évènement a une période de retour de 98 ans. Le très exceptionnel évènement de l'année de 2017, a causé l'inondation qui a touché 49 294 personnes, dévasté beaucoup de cultures avec des effondrements incalculables des toits des habitations [32]. Il a une période de retour de 122 ans. La plus récente inondation de 2020 a touché 119 809 habitants [33] ; elle a une période de retour de 80 ans. Au-delà des dégâts matériels, ces inondations ont également causé des troubles d'ordre socio-psychiques ; en ce sens que beaucoup des déplacés ont connu des traumatismes suite à l'instabilité sociale. En effet, le recasement des familles de cultures différentes dans les mêmes salles de classe ont créé une perte d'intimité et certaine fierté blessée. Les évènements normaux s'étendent sur 51 années soit un pourcentage de 83,6 % du total des évènements avec des périodes de retour de 1 à 6 ans. Il est à noter que toutes les années de sécheresses très sévères sont dans les classes des évènements normaux. Cela peut vouloir expliquer que les sècheresses sont des évènements récurrents et cycliques avec des périodes de retour comprises entre 1 et 6 ans.

Cette cyclicité est une constante qu'il faudrait prendre en compte dans la planification des effets néfastes de la sècheresse et de la résilience des populations face aux changements climatiques. Par contre la présence des années très humides de 1964 et 1967 dans les évènements normaux peut s'expliquer par des intensités maximales qui comptent parmi les plus faibles respectivement de $54,8 \text{ mm.j}^{-1}$ et 62 mm.j^{-1} . La courbe évolutive des tendances des intensités maximales en fonction de la période de retour (*Figure 12*) montre deux grandes ruptures cinquantennaires ; la première, observée à la période de retour de 50 ans est marquée par une baisse relative d'intensité de $-56,37 \text{ mm}$ et la deuxième rupture est observée au niveau de la période de retour de 100 ans marquée par une baisse relative de $-8,72 \text{ mm}$. En prenant référence à partir de 1960, cette première rupture cinquantenaire correspondrait à celle de 2011 qui est une saison largement déficitaire. A partir de cette année, la tendance est tournée vers la hausse des intensités maximales journalières de plus en plus rapprochées avec des recrudescences des inondations (*Figure 12*). Ces mêmes constats ont été faits sur l'ensemble du territoire du Niger où il est remarqué une tendance à une hausse d'inondation après 2009, et depuis le pic de 2012, la tendance est continue avec un paroxysme en 2020 [33]. La prochaine baisse cinquantenaire interviendrait vers les décennies 2050 à venir, mais elle serait moins drastique que celles de la décennie 2010 (*Figure 12*). Ce changement abrupt de tendance est dû sûrement à un changement de comportement hydrologique plus qu'à un changement dans le profil de la saison des pluies [35 - 37]. Il est alors important de diagnostiquer les causes de cette recrudescence d'inondations. Déjà certaines études mettent en cause les changements d'occupations de sols et de gestion des terres induisant une forte réduction de la capacité de rétention des sols et donc une forte augmentation du ruissellement [33, 35 - 37]. Il s'avère urgent et nécessaire de prendre des dispositions idoines pour pallier à ces problèmes de recrudescence des inondations avec leurs corollaires de dégâts matériels et humains.

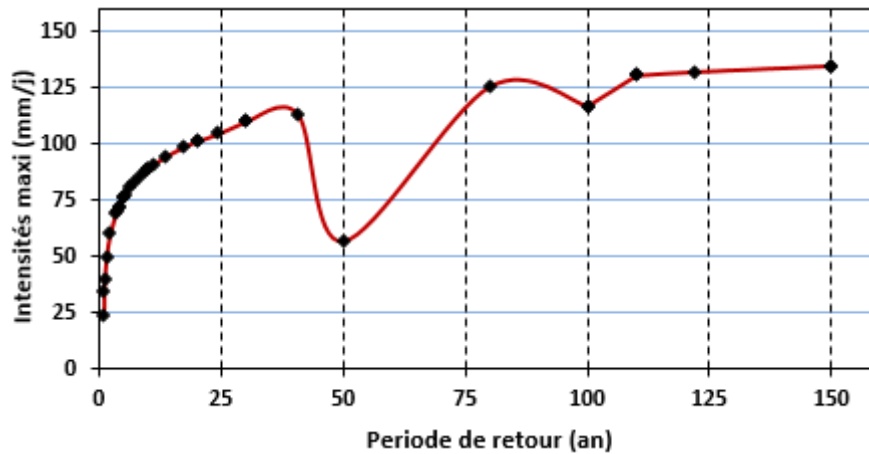


Figure 12 : *Caractérisation des périodes de retour*

4. Conclusion

Le présent travail vise à doter la zone d'étude d'un important outil de prévision et de simulation des événements hydrologiques extrêmes. Ainsi, les trois modèles de distribution usuels utilisés pour l'ajustement de pluies maximales annuelles de la station de Niamey Aéroport ont donné des résultats satisfaisants dans l'ensemble. Néanmoins, les différents tests d'application et de validation de l'analyse fréquentielle ont été vérifiés. Ainsi, les séries des pluies maximales de la station de Niamey Aéroport sont constituées de valeurs indépendantes, homogènes et stationnaires, ce qui rassure de la fiabilité des résultats. Ainsi, il ressort également que la loi de Gumbel est plus adaptée pour la modélisation des extrêmes de pluies et donc de dimensionnement des ouvrages hydrauliques et ceux d'évacuation des eaux pluviales. Cependant, les pluies extrêmes servant de base à ces analyses sont elles-mêmes affectées par le phénomène de variabilité climatique. Ce qui soulève la question de la période de référence qu'il convient de retenir pour la définition des caractéristiques hydrologiques. En définitive, la région de Niamey est une zone où les risques liés aux pluies maximales sont élevés.

Références

- [1] - Z. NOUACEUR, "Sahel : les défis de l'adaptation aux pluies intenses et aux inondations". https://www.lepoint.fr/afrique/le-dereglement-climatique-met-le-burkina-faso-sous-l-eau-29-10-2019-2344055_3826.php, (Septembre 2020)
- [2] - P. TSCHAKERT, R. SAGOE, G. OFORI-DARKO, *et al.*, "Floods in the Sahel : an analysis of anomalies, memory, and participatory learning". *Climatic Change*, 103 (2010) 471 - 502. <https://doi.org/10.1007/s10584-009-9776-y>
- [3] - T. LEBEL and A. ALI, "Recent trends in the Central and Western Sahel rainfall regime (1990–2007)". *Journal of Hydrology*, 375 (1) (2009) 52 - 64. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2008.11.030>
- [4] - G. PANTHOU, T. VISCHER and T. LEBEL, "Recent trends in the regime of extreme rainfall in the Central Sahel". *Int. J. Climatol.*, (2014), doi:10.1002/joc.3984
- [5] - I. BOUBACAR, "Caractérisation des saisons de pluies au Burkina Faso dans un contexte de changement climatique et évaluation des impacts hydrologiques sur le bassin du Nakambé". Thèse de l'Université Pierre et Marie Curie / Institut International d'Ingénierie de l'Eau et de l'Environnement, (2012)

- [6] - M. NEW, B. HEWITSON, D. B. STEPHENSON, A. TSIGA, A. KRUGER, A. MANHIQUE and R. LAJOIE, "Evidence of trends in daily climate extremes over southern and west Africa". *Journal of Geophysical Research : Atmospheres*, 111 (D14102) (2006). Doi : 10.1029/2005JD006289
- [7] - B. SARR and I. LONA, "Les fortes pluies enregistrées au Sahel au cours de l'hivernage 2007 : variabilité et/ou changement climatique", Communication 14ème Colloque International, SIFEE « Changement climatique et évaluation Environnementale » Outils et enjeux pour l'évaluation des impacts et l'élaboration des plans d'adaptation Niamey (2009), [https : studylibfr.com/doc/3022085/](https://studylibfr.com/doc/3022085/)
- [8] - H. PAETH, N. M. HALL, M. A. GAERTNER, M. D. ALONSO, S. MOUMOUNI, J. POLCHER and M. RUMMUKAINEN, "Progress in regional downscaling of West African precipitation". *Atmospheric science letters*, 12 (1) (2011) 75 - 82. doi: 10.1002/asl.306
- [9] - B. T. A. GOULA, B. KONAN, Y. BROU, I. SAVANE, F. VAMORYBA and B. SROHOUROU, "Estimation des pluies exceptionnelles journalières en zone tropicale : cas de la Côte d'Ivoire par comparaison des lois Log normale et de Gumbel". *Hydrol. Sci. J.*, 52 (2007) 49 - 67
- [10] - B. T. A GOULA, G. E. SORO, A. DAO, F. W. KOUASSI and B. SROHOUROU, "Frequency analysis and new cartography of extremes daily rainfall events in Côte d'Ivoire". *J. Appl. Sci.*, 10 (2010) 1684 - 1694
- [11] - G. SORO, "Modélisation statistique des pluies extrêmes en Côte d'Ivoire". Thèse de doctorat, Univ. Nangui-Abrogoua, Côte d'Ivoire, (2011) 172 p.
- [12] - A. M. KOUASSI, R. A. NASSA, K. B. YAO, K. F. KOUAME and J. BIEMI, "Modélisation Statistique Des Pluies Maximales Annuelles Dans Le District D'Abidjan" (Sud De La Côte D'ivoire) (2018). *Revue des sciences de l'eau Journal of Water Science*, Vol. 31, N°2 (2018). Doi : <https://doi.org/10.7202/1051697ar>
- [13] - A. MUSY, "Les régimes hydrologiques. Cours d'hydrologie générale", (2005) 25 p.
- [14] - INS, Niger, "Recensement General de la Population et de l'Habitat (RGPH)", (2012)
- [15] - A. MOUSSA ISSAKA, "Dynamiques érosives et des états de surfaces dans la partie nigérienne du bassin du lac Tchad", Thèse de doctorat. Niamey : Université Abdou Moumouni, (2014) 180 p.
- [16] - O. GAUDOIN, "Principes et méthodes statistiques", cours Ensimag, Grenoble INP, (2015)
- [17] - A. MULLER, "Comportement asymptotique de la distribution des pluies extrêmes en France". Thèse de doctorat Univ. Montpellier 2, France, (2006) 214 p.
- [18] - B. HABIBI, M. MEDDIA and A. BOUCEFIANE, "Analyse fréquentielle des pluies journalières maximales : cas du Bassin-Chergui". *Nature Tech. J.*, 8 (2013) 41 - 48
- [19] - A. I. AGUE and A. AFOUDA, "Analyse fréquentielle et nouvelle cartographie des maxima annuels de pluies journalières au Bénin". *Int. J. Biol. Chem. Sci.*, 9 (2015) 121 - 133
- [20] - A. BENKHALED, "Distributions statistiques des pluies maximales annuelles dans la région du Cheliff. Comparaison des techniques et des résultats". *Courrier du Savoir*, 8 (2007) 83 - 91
- [21] - M. BERNIER, "Comparaison des Lois de Gumbel et de Fréchet sur L'estimation des Débits Maxima de Crues". *La Houille blanche*, (1959) ISSN : 0018-6368 (Print) 1958-5551 (Online) Journal homepage : <https://www.tandfonline.com/loi/tlhb20>
- [22] - H. HANGNON, F. DE LONGUEVILLE and P. OZER, "Précipitations 'extrêmes' et inondations à Ouagadougou : quand le développement urbain est mal maîtrisé". XXVIIIe Colloque de l'Association Internationale de Climatologie, Liège, Actes, (2015) 497 - 502 p.
- [23] - M. EL GHACHI and F. Z. MORCHID, "Analyse des tendances pluviométriques dans la ville de Khénifra dans un contexte de variabilité climatique". *J. Mater. Environ. Sci.*, 6, (2015) 3346 - 3358
- [24] - CIEH, «Étude des pluies journalières de fréquence rare dans les États membres du CIEH». Édité. CIEH, collection Série Hydrologie, Ouagadougou (Burkina Faso), 19 (1985) 58 p.
- [25] - D. KOUASSI, A. E. TCHIBOZO, E. VISSIN and E. HOUSSOU, "Analyse fréquentielle des évènements hydro-pluviométriques extrêmes dans le bassin de la Sota au Bénin". *Afrique Science*, 10 (2014) 137 - 148

- [26] - J. P. FERRER, "Analyse statistique de pluies maximales journalières comparaison de différentes méthodes et application au bassin de Guadalhorca (Espagne)", *Hydrol. Continent*, Vol 7, N° 1 (1992) 23 - 31
- [27] - K. M. KOUASSI, N. H. MELEDJE, Y. B. KOFFI, K. L. KOUASSI, K. E. AHOUSI, Y. M. S. OGA, J. BIEMI and N. SORO, "modélisation statistique des extrêmes de pluies a différentes échelle de temps : comparaison des approches théorique et pratique", *Rev. Ivoir. Sci. Technol.*, 34 (2019) 368 - 388 ISSN 1813-3290, <http://www.revist.ci>)
- [28] - G. E. SORO, «Modélisation statistique des pluies extrêmes en Côte d'Ivoire ». Thèse de Doctorat Université Nangui Abrogoua, Côte d'Ivoire, (2011) 192 p.
- [29] - A. MERZOUGUI and M. SLIMANI, «Régionalisation des lois de distribution des pluies mensuelles en Tunisie ». *Journal des Sciences Hydrologiques*, 57, 4 (2012) 668 - 685
- [30] - A. BOUCEFIANE, "Analyse statistiques des pluies journalières dans la région steppique de l'Ouest Algérie"; Thèse de doctorat de l'université ENSH, Blida, (2018) 205 p.
- [31] - H. J. SCARWELLE and R. LAGANIER, "Risques d'inondations et aménagement durable des territoires", Lille : Presses de l'université Charles-de Gaulle. Doi : 10.4000/books.septentrion.15670
- [32] - H. ISSAKA and D. BADARIOTTI, "les inondations à Niamey, enjeux autour d'un phénomène complexe, Cahiers d'Outre - Mer 263, (2013) 295 - 310 p. <https://doi.org/10.4000/com.6900> open édition, cahier d'Outre - Mer
- [33] - V. TARCHIANI, E. FIORILLO, I. HASSIMOU, L.G. KATIELLOU, M. TIEPOLO, A. SITA, D.N. MAHAMADOU, M. HOUSSEINI IBRAHIM, A.M. TANKARI and A. LIMAN DIALLO, "Les Inondations au Niger 1998-2020". *Projet ANADIA 2.0, Rapport 27*, (2021) 32 p. DOI: 10.13140/RG.2.2.33927.52645
- [34] - PRI-U CEREVE/KRB, "Étude de base hydrologie urbaine et autres données scientifiques. Rapport provisoire. Niamey", (2000)
- [35] - V. AICH, S. LIERSCH, T. VETTER, J. C. M. ANDERSSON, E. N. MÜLLER and F. F. HATTERMANN, «Climate or land use? - Attribution of changes in river flooding in the Sahel zone», *Water Switz*, 7 (2015) 2796 - 2820
- [36] - G. MAHE, J. E. PATUREL, E. SERVAT, D. CONWAY and A. DEZETTER, «The impact of land use change on soil water holding capacity and river flow modelling in the Nakambe River, Burkina-Faso», *J. Hydrol*, 300 (2005) 33 - 43
- [37] - L. DESCROIX, P. GENTHON, O. AMOGU, J. L. RAJOT, D. SIGHOMNOU and M. VAUCLIN, «Change in Sahelian rivers hydrograph : The case of recent red floods of the Niger River in the Niamey region», *Global and Planetary Change*, Vol. 98 - 99, (2012) 18 - 30 p.