

Estimation d'un seuil d'alerte de risque d'inondation pluviométrique en Commune I du District de Bamako

Estimation of a Pluvial Flood Risk Alert Threshold for Commune I of the District of Bamako

Dabéré DEMBELE^{1,*}, Fatogoma BAMBA², Djibrilla MOUSSA³

¹Institut de Pédagogie Universitaire (IPU), Bamako, Mali

²Ecole Nationale d'Ingénieur Abderhamane Baba Touré (ENI-ABT), Bamako, Mali

³Centre de Formation professionnelle de Sénou, Bamako, Mali

*Auteur correspondant : dabere.dembele@gmail.com

Soumission : 19/02/2025 | Révision : 02/07/2026 | Acceptation : 23/07/2026 | Publication : 08/08/2026

Résumé

En Commune I du District de Bamako, les inondations pluviométriques récurrentes induisent de lourdes pertes socio-économiques et humaines, exacerbant la vulnérabilité des populations. Face à ces enjeux, les services de prévision nationaux s'appuient traditionnellement sur un seuil empirique de 50 mm, qui ne prend pas en compte la structure statistique des événements extrêmes. Cette étude introduit l'application de la Théorie des Valeurs Extrêmes via l'approche par dépassement de seuil (POT) pour modéliser la Distribution Généralisée de Pareto (DGP). L'objectif est de modéliser la Distribution Généralisée de Pareto par le maximum de vraisemblance, tout en évaluant la structure de dépendance des données par le calcul de l'indice extrémal. Les résultats des modélisations fixent le seuil d'alerte à 62 mm. Si le test de déviance montre que la non-stationnarité temporelle linéaire n'est pas significative sur la période historique de référence (1981-2010), l'analyse de l'indice extrémal met en évidence une forte dépendance à court terme (organisation des pluies en clusters). L'intégration de cette dépendance temporelle via la declusterisation des données valide la robustesse du modèle POT-DGP pour caractériser plus fidèlement l'aléa pluvial en zone urbaine sahélienne.

Mots clés : seuil d'alerte d'inondation, théorie des valeurs extrêmes, indice extrémal.

Abstract

In Commune I of the District of Bamako, recurrent rainfall-induced floods cause severe socio-economic and human losses, thereby compounding population vulnerability. To address these challenges, national forecasting services traditionally rely on an empirical threshold of 50 mm, which overlooks the statistical structure of extreme events. This study introduces the application of Extreme Value Theory using the Peak-Over-Threshold (POT) approach to model the Generalized Pareto Distribution (GPD). The objective is to model the GPD using maximum likelihood estimation while assessing the data dependency structure by calculating the extremal index. Modeling results establish the warning threshold at 62 mm. Although the deviance test indicates that linear temporal non-stationarity is not significant over the historical baseline period (1981-2010), the analysis of the extremal index reveals strong short-term dependence, characterized by the clustering of rainfall events. Integrating this temporal dependence through data declustering validates the robustness of the POT-GPD model in providing a more accurate characterization of rainfall hazards in Sahelian urban areas.

Keywords: flood warning threshold, extreme value theory, extremal index.

1. Introduction

Depuis plus de dix ans l'Afrique de l'Ouest fait face à des pluies de plus en plus intenses et violentes. Au Mali, la situation est devenue critique en 2024, poussant le gouvernement à déclarer l'état de catastrophe nationale le 23 Août 2024. D'après le Bureau des Nations Unies pour la coordination des affaires humanitaires (OCHA, 2024), les précipitations exceptionnelles enregistrées entre juillet et septembre 2024 ont entraîné les inondations les plus graves depuis 1967 : 649 cas d'inondations, plus de 37 000 effondrements d'habitations et près de 260 000 personnes sinistrées, dont 70 % de femmes et d'enfants.

A Bamako, la Commune I est particulièrement touchée. Les inondations passées comme celles de 2009, 2013 et 2018 rappellent que la capitale est très exposée aux risques d'inondation pluviale (Da et Bonnet, 2020). Le danger n'est pas homogène au niveau de l'espace urbain. Les Communes I, II, et IV présentent une vulnérabilité critique en raison de l'urbanisation spontanée et du bâti en banco (Bamba, 2017). En Commune I, cette situation est aggravée par les réseaux hydrographiques du Banconi et du Sotuba (Diallo et al., 2022).

Bien que la littérature scientifique contemporaine ait largement documenté la vulnérabilité socio-environnementale et l'extension spatiale des zones inondables de la rive nord du Niger (Bamba, 2017 ; Diallo et al., 2022), les lois de distribution statistique régissant l'occurrence des pluies diluviennes locales restaient jusqu'alors inexplorées.

Au Mali, les seuils utilisés pour prévenir la population manquent encore de précision scientifique locale. Actuellement, la météo nationale lance une alerte quand il tombe en moyenne 50 mm de pluie en une journée. On peut alors se demander si ce seuil de 50 mm, utilisé par les spécialistes, est vraiment efficace et s'il est bien adapté à la réalité du climat local.

Il ressort qu'au Mali, il n'y a pas encore eu d'estimation scientifique de seuil d'alerte efficace de risque catastrophes liées aux inondations pluviométriques pouvant servir à une prévention de ces aléas dans la Commune I du District de Bamako.

Compte tenu de la récurrence et de l'ampleur des dégâts causés par les inondations en zones urbaines, renforcés par le nouveau contexte de changement climatique, il nous a semblé plus opportun et réaliste d'estimer le seuil d'alerte d'inondation pluviométrique, pour mieux prévenir ou atténuer les effets néfastes des inondations. Cette étude vient combler une lacune scientifique en introduisant l'application de la théorie des valeurs extrêmes via l'approche par dépassement de seuil (POT). Elle vise à mieux cerner l'estimation du seuil d'alerte de risque d'inondation pluviométrique en utilisant la méthode de la théorie des valeurs extrêmes et à tester l'efficacité du seuil utilisé par les agents techniques de la météorologie à partir de la moyenne annuelle des maximas. L'objectif de cette étude est donc de comparer l'efficacité du seuil de 50 mm utilisé par les agents techniques de la météorologie et le seuil estimé par la théorie des valeurs extrêmes (TVE).

Les résultats obtenus en utilisant la TVE appliquées aux données pluviométriques valident un seuil de 62 mm, différent de la valeur historique de 50 mm. Cet écart significatif par rapport à la valeur historique de 50 mm issue d'une simple moyenne des maximas annuels met en évidence les limites empiriques face à la dynamique des événements hydrométéorologiques extrêmes. En démontrant la supériorité statistique du modèle à 62 mm, ces résultats valident la nécessité d'asseoir le système d'alerte précoce de la Commune I sur des critères scientifiques robustes, indispensable à une gouvernance résiliente du risque en milieu urbain sahélien.

2. Matériel et méthodes

2.1. Zone de l'étude

La Commune I est sur la rive gauche du fleuve Niger dans la partie Nord-Est de Bamako. Elle a une population estimée à 957 162 habitants (RGPH5, 2023). Elle couvre une superficie de 34,26 km² soit 12,83% de la superficie totale du District de Bamako (267 km²). La Commune I est limitée au Nord par le Cercle de Kati (commune de Dialakorodji), au Sud par une partie du fleuve Niger, à l'Ouest par le marigot Banconi (limite avec la commune II) et à l'Est par le cercle de Kati et le marigot de Farakoba.

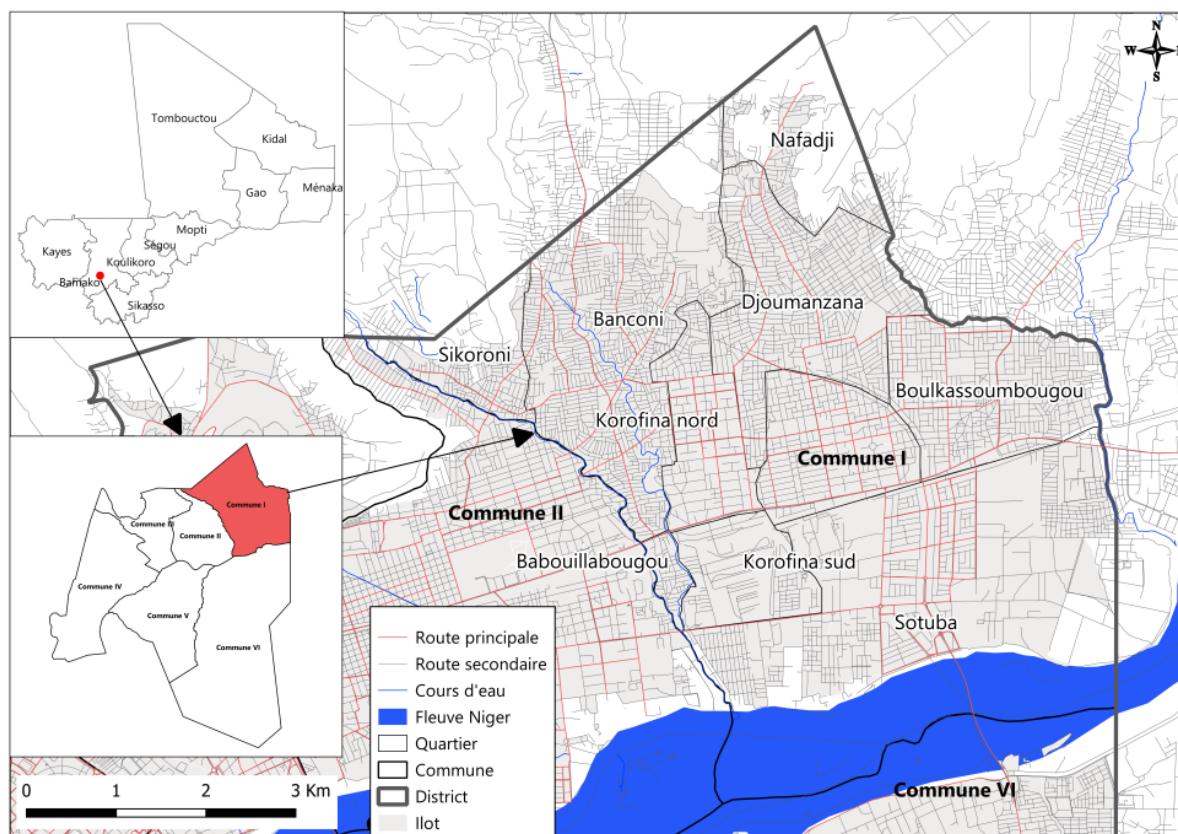


Figure 1 : Carte de la commune I du District de Bamako.

Note. Élaboration cartographique à partir des limites administratives de l'Institut Géographique du Mali (IGM), diffusées par OCHA/HDX (2025), et des données routières et hydrographiques © OpenStreetMap contributors (ODbL) (2025).

2.2. Méthode d'analyse

2.2.1. Collecte et traitement des données

Les données pluviométriques journalières utilisées proviennent de MALI-METEO et couvrent la période de 1981 à 2010 (soit une chronique standard de 30 ans). Cette série de 30 ans, correspond à la période de référence standard de l'Organisation Météorologique Mondiale pour le calcul des normales climatiques au Mali. Elle sert de base de validation historique pour le modèle POT-DGP, ouvrant la voie à des extensions futures intégrant la dernière décennie. Dans cette chronique le taux de données manquantes sur l'ensemble est très bas et est inférieur à 0,5%. Pour préserver la structure statistique sans introduire de biais de lissage sur les événements extrêmes, les rares valeurs manquantes ont été complétées par une méthode

d'interpolation linéaire locale s'appuyant sur les jours adjacents stationnaires : $(n_{i-1}+n_{i+1})/2$. Il y a eu des difficultés d'accès aux données pluviométriques journalières 2011-2025.

Le logiciel R a été mobilisé pour la lecture, le traitement et la préparation de ces données, à l'aide d'un script développé spécifiquement pour les besoins de l'étude.

Pour l'estimation du seuil, nous avons utilisé la théorie des valeurs extrêmes basée sur une théorie asymptotique pour donner des modèles qui cartographient les données extrêmes (Coles, 2001) et précisément la méthode des excès au-dessus d'un seuil (Embrechts et al., 1997), (Reiss et Thomas, 2007), (Shabnam et al. 2019), (Pan et al., 2023) et (Kolaković et al., 2023). Cette méthode est appelée POT (peaks over the threshold : points au-dessus du seuil) et utilise la distribution généralisée de Pareto.

Selon la théorie des valeurs extrêmes, si $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ est une série de variables indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d), u est un seuil élevé, la distribution des valeurs de x qui excèdent le seuil u est définie par :

$$F_u(y) = P\{X - u = Y \leq y | X > u\} = \frac{F(y+u) - F(u)}{1 - F(u)} \quad (2.1)$$

laquelle représente la probabilité que la valeur de x soit supérieure au seuil u d'une valeur y sachant que x dépasse le seuil u .

Les théorèmes de Balkema et de Haan (1974) et de Pickands III (1975) montrent que, pour un seuil suffisamment élevé u , la fonction de distribution des excès en (2.1) peut s'ajuster à la DGP (Distribution Généralisée de Pareto) de telle sorte que, plus le seuil est élevé, plus la distribution des excès $F_u(y)$ converge vers la DGP, qui est définie par :

$$G(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \xi \frac{x-u}{\beta}\right)^{-1/\xi} & \text{si } \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-\frac{x-u}{\beta}} & \text{si } \xi = 0 \end{cases} \quad (2.2)$$

où ξ est le paramètre de forme et β est le paramètre d'échelle dépendant du seuil u et de la distribution $F(x)$ de la série des données x .

Supposons que $\{x_i; i = 1, 2, \dots\}$ est une série non stationnaire. Conformément à l'approche de Leadbetter (1983), une transformation fonctionnelle est appliquée à la série afin de la rendre stationnaire. Ce paramètre, qui lie la fonction de répartition $F(x)$ de $\{x_i; i = 1, 2, \dots\}$ et celle des valeurs résultantes de la transformation est appelé **l'indice extrémal**, noté θ , de la série $\{x_n\}$.

Le paramètre θ peut prendre toutes les valeurs dans l'intervalle $[0 ; 1]$ et θ^{-1} est interprété comme la taille moyenne des excès de cluster sur un certain seuil élevé.

Lorsque $\theta = 0$, il correspond à une forte dépendance (des clusters de taille infinie), mais toutes les valeurs ne peuvent pas être les mêmes. Alors que, quand $\theta = 1$, ceci correspond à une indépendance asymptotique des extrêmes, mais cela ne signifie pas que la série est complètement indépendante.

Dans le cas des séries non-stationnaires, il y a également un changement systématique de la tendance en fonction du temps en raison du cycle saisonnier hydrologique. Dans ce cas, la série suit une distribution DGP en prenant $\beta(t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 t)$, où la fonction exponentielle est utilisée pour assurer que la positivité de β est respectée pour toutes les valeurs de temps.

Les paramètres de forme des valeurs extrêmes sont difficiles à estimer avec précision, il est donc généralement irréaliste d'essayer de modéliser le paramètre de forme ξ comme une fonction du temps.

Selon Coles S.G (2001), pour un seuil élevé u , l'estimateur de la queue est donné par :

$$\hat{F}(x) = 1 - \frac{N_u}{n} \left(1 + \hat{\xi} \frac{x-u}{\hat{\beta}} \right)^{-\frac{1}{\hat{\xi}}} \quad (2.3)$$

où N_u est le nombre de dépassements et n est la taille de l'échantillon.

Pour une probabilité q donné, un quantile $\hat{x}_q$ est estimé en inversant l'estimateur de la queue dans l'équation (2.4)

$$\hat{x}_q = u + \frac{\hat{\beta}}{\hat{\xi}} \left(\left(\frac{n}{N_u} (1 - q) \right)^{-\hat{\xi}} - 1 \right). \quad (2.4)$$

Si les données ne sont pas i.i.d alors le quantile x_q dépendra de l'indice extrême θ et l'expression (2.4) sera :

$$\hat{x}_q = u + \frac{\hat{\beta}}{\hat{\xi}} \left(\left(\frac{n\theta}{N_u} (1 - q) \right)^{-\hat{\xi}} - 1 \right). \quad (2.5)$$

2.2.2 Outils d'analyse

Un des outils d'analyse des données est la fonction de la moyenne des excès qui est définie par :

$$e_n(u) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - u)}{\sum_{i=1}^n I_{\{X_i > u\}}} \quad (2.6)$$

où $I = 1$ if $X_i > u$ et 0 sinon. Si le MEF (Mean Excess Function : fonction de la moyenne des excès) empirique a une pente positive au-dessus d'un certain seuil u , c'est une indication que les données suivent la DGP avec un paramètre de forme ξ positive.

Le modèle de traitement utilisé est la DGP définie par l'équation (2.2). Pour rendre stationnaire, les données ont été standardisées par une transformation des paramètres de la moyenne arithmétique et l'écart-type.

En cas de non-stationnarité de la série standardisée, cela peut indiquer qu'il y a un changement systématique de la tendance en fonction du temps en raison du cycle saisonnier pluviométrique. Dans ce cas, la série standardisée est transformée par la fonction $\beta(t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 t)$, où la fonction exponentielle est utilisée pour assurer que la positivité de β soit respectée pour toutes les valeurs temporaires.

2.2.3. Plan d'analyse des données

Nous avons ensuite analysé les données pluviométriques collectées pour estimer le seuil d'alerte par la méthode d'analyse des valeurs extrêmes des données suivant la DGP.

Le plan d'analyse consiste à :

- Sélectionner le seuil par la méthode de la moyenne des excès définie par l'équation (2.6) ;
- estimer la queue de la distribution de probabilité des données par l'équation (2.3) ;
- Estimer le quantile $\hat{x}_q$ pour une probabilité q donné dans l'équation (2.4) en inversant l'estimateur de la queue dans l'équation (2.1) ;

- Estimer l'indice extrême dont dépend le quintile $\hat{x}_q$ par l'expression (2.5), si les données ne sont pas i.i.d.

3. Résultats

3.1. Analyse des données pluviométriques stationnaires

Dans un premier temps, la série originale des données pluviométriques journalières comprenant 11 160 observations de 1981 à 2010 a été standardisée afin de stabiliser la variance de la série chronologique.

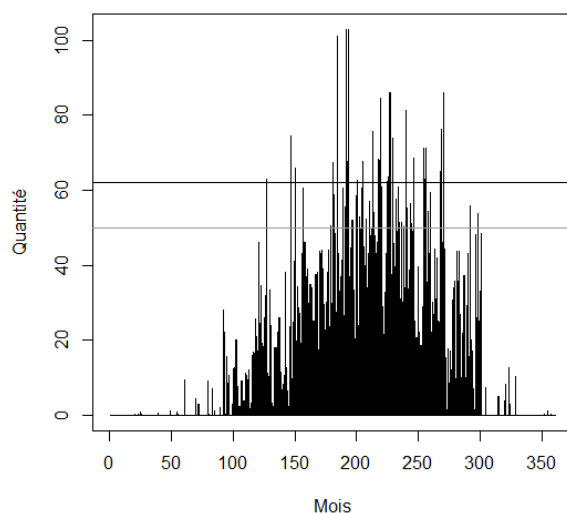


Figure 2 : Données pluviométriques à Bamako de 1980 à 2010

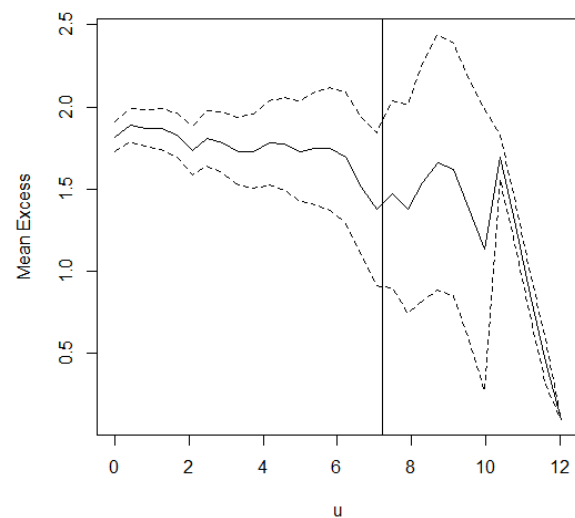


Figure 3 : Courbe de la moyenne résiduelle des excès de la série des données pluviométriques

Supposons que la série de la distribution des valeurs extrêmes est stationnaire, c'est-à-dire que la pluviométrie de demain ne dépend pas de celle d'aujourd'hui.

Pour déterminer la distribution des données (illustrée en Figure 2), l'approche la plus efficace est de modéliser le comportement des valeurs extrêmes des données pluviométriques au-dessus d'un seuil élevé en utilisant la distribution DGP définie en (2.2).

Considérons que la série originale $x_1, x_2, \dots, x_n$, des données pluviométriques est normalisée pour réduire l'effet de volatilité dans les séries en utilisant la moyenne et l'écart type de cette série.

La fonction de la moyenne résiduelle des excès (Figure 3) montre un comportement linéaire stable jusqu'à une valeur standardisée de 7,2, seuil au-delà duquel une rupture et une courbure prononcée apparaissent. La transposition hydroclimatologique de ce seuil standardisé donne $u_0 = 62,0$. La courbe est initialement linéaire, mais présente une courbure importante dans l'intervalle $6 \leq u \leq 8$, où u correspond au seuil probable u_0 . Pour $u < 7,2$, le graphique est raisonnablement linéaire lorsqu'il est jugé par rapport à l'intervalle de confiance. Ce qui permet donc de proposer que u soit fixé à 7,2 et correspondant à $u_0 = 62,0$. Ce choix conduit à 35 excès au seuil u_0 dans la série de longueur 11 160.

Pour confirmer la validité de ce seuil $u_0 = 62,0$, les paramètres d'échelle et de forme de la DGP ont été estimés sur un intervalle mobile de seuils allant de 4 à 10 (Figure 4).

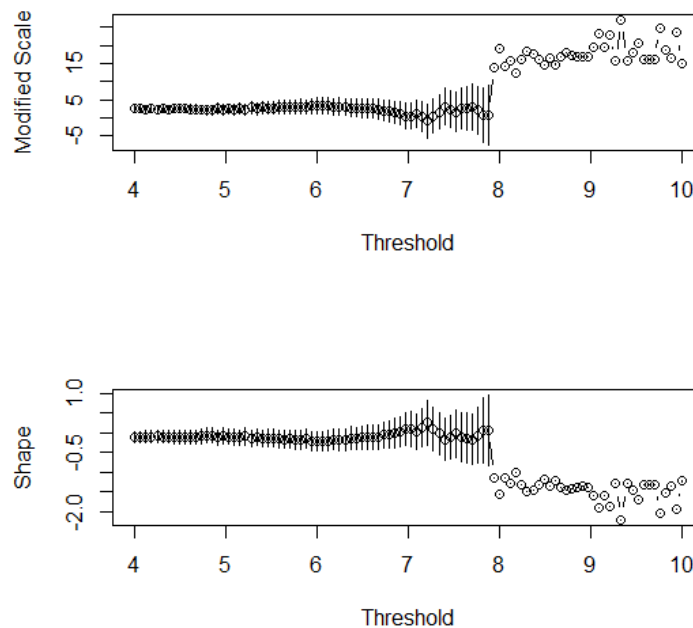


Figure 4 : Estimation des paramètres de la DGP contre le seuil des données pluviométriques

La validité du seuil $u_0 = 62,0$ peut être justifiée plus en détail en vérifiant la stabilité des estimations des paramètres d'échelle et de forme de la DGP. Cela demande une estimation de ces paramètres pour u variant dans l'intervalle $[4 ; 10]$ partagé en 100 parties. La figure 4, illustrant les paramètres d'échelle et de forme en fonction du seuil u , donne $u = 7,2$. Ce qui est identique au seuil $u = 7,2$ donné par la fonction de la moyenne résiduelle des excès. Nous retenons donc $u = 7,2$, correspondant au seuil $u_0 = 62,0$.

En se référant au seuil $u_0 = 62$ mm, nous enregistrons 35 dépassements sur l'ensemble de la chronique. Pour affiner l'analyse des événements extrêmes, la méthode intègre l'intensité annuelle et la probabilité empirique, appliquées d'une part à l'échelle annuelle et d'autre part à l'échelle journalière. L'intensité annuelle du processus (λ), correspond au nombre moyen d'événements extrêmes par an :

$$\lambda = \frac{N_u}{N_{\text{années}}} = \frac{35}{30} = 1,167 \text{ événements par an.}$$

La probabilité empirique de dépassement par jour (p), représente celle qu'un jour donné (parmi les 11 160 jours de la série des données) dépasse le seuil :

$$p = \frac{N_u}{n} = \frac{35}{11\,160} \approx 0,00313 \text{ (soit } 0,31\%).$$

L'analyse de la stabilité confirme que les estimateurs convergent et se stabilisent autour de 7,2 (soit 62 mm). L'ajustement par le maximum de vraisemblance donne un paramètre de forme initial et un paramètre d'échelle (ξ et σ) = (8,31 ; -0,23). Cependant les tests d'ajustement (Figure 5) affichent des écarts notables par rapport à la bissectrice, traduisant une forte variabilité résiduelle que l'hypothèse strictement stationnaire et i.i.d ne parvient pas à absorber.

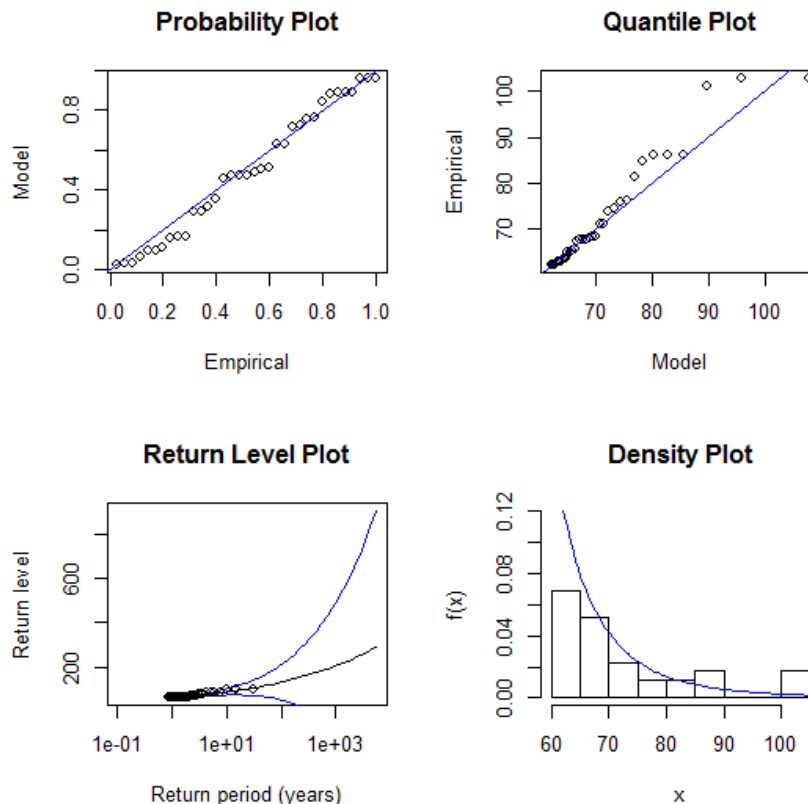


Figure 5 : Test de la fonction de distribution estimée

En effet, l'ajustement de la courbe de la fonction des quantiles et de la courbe de la fonction de probabilité semblent peu convaincantes en raison de l'écart par rapport à la droite. La courbe de la fonction du « niveau de retour » montre une grande incertitude qui s'accroît pour quelques valeurs extrêmes sont au bord de l'intervalle de confiance montrant ainsi une incertitude dans l'estimation des paramètres. Rappelons que la courbe de la fonction du « niveau de retour » prend en compte non seulement la distribution des extrêmes à travers la DGP mais aussi la dépendance à l'extrême dans la série à travers l'estimation de l'indice extrême. On peut ainsi dire que la variabilité dans la série des données pluviométriques est élevée et un tel comportement, ne peut être pris en compte par la théorie des variables aléatoires non stationnaires.

Les estimations des paramètres de la DGP sont donc $(\hat{\sigma}, \hat{\xi}) = (8,31 ; -0,23)$ avec des écart-types presque nuls.

La valeur estimée de vraisemblance négative du paramètre de forme tracée en fonction du paramètre de forme estimé dans la figure 6 montre que le paramètre de forme est entre -0,0 et -0,5. La figure 6 montre aussi que l'incertitude de la distribution estimée est reflétée dans l'intervalle de confiance par une asymétrie considérable dans la surface du profil de ressemblance. Cette incertitude dans l'estimation de la distribution est due à la non stationnarité des données.

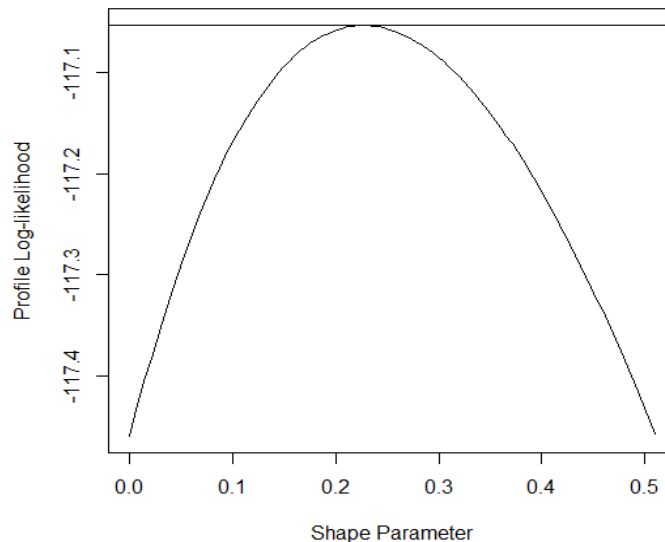


Figure 6 : Test du paramètre de forme (shape parameter)

3.2. Analyse des données pluviométriques non stationnaires

La figure 6 montre un intervalle de confiance asymétrique de l'estimation de vraisemblance du paramètre de forme parce que la distribution de la série des données pluviométrique n'est pas stationnaire. Ce qui se justifie par les périodes de pic et de tendance dans le temps de la série des données pluviométriques observées au niveau de la figure 2.

Pour rendre cette distribution stationnaire, la série des données est transformée par la fonction $\beta(t) = \exp(\beta_1 + \beta_2 t)$, où t représente la variable temporelle (nombre de jours). L'estimation de la fonction β est $\hat{\beta}(t) = \exp(2,182727 - 0.02310207t)$ pendant que $\hat{\xi}(t) = 0.8232454t$. Le test de rapport de vraisemblance donne une statistique de déviance $D = 0,01$, une valeur très inférieure au seuil critique de la loi du Khi-deux à deux degrés de liberté $\chi^2(2)$ montrant ainsi aucune différence entre les deux distributions.

3.3. Analyse des données pluviométriques dépendantes dans le temps

L'examen de la chronique temporelle met en évidence des regroupements systématiques d'épisodes pluvieux intenses au cours des mêmes décades de la saison des pluies.

La différence trouvée entre les deux distributions de la série non stationnaire et de la série stationnaire est aussi due à la dépendance dans le temps de la série des données, mais ne montre pas que la série transformée est indépendante et identiquement distribuée. En effet, les données tracées sur la figure 7 ci-après montrent des clusters des données dans le temps.

Pour lever le biais hydrométéorologique lié à la dépendance de ces épisodes successifs, une déclustérisation de la série a été opérée. Cette déclustérisation de la série des données pluviométriques a permis d'obtenir un ensemble d'excédents au seuil qui sont approximativement indépendants. L'indice extrémal de la série est estimé par $\hat{\theta} = \frac{9}{35} = 0,257$; montrant ainsi une relative dépendance dans les excédents au-dessus du seuil 62 mm.

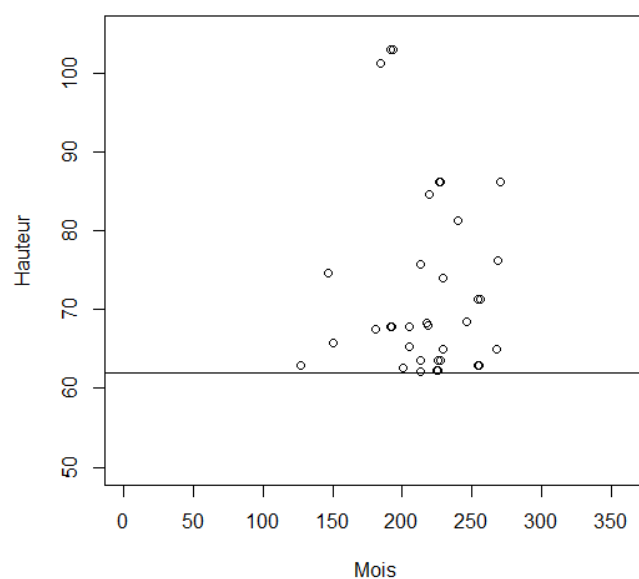


Figure 7 : Dépendance de la série dans le temps des données pluviométriques

L'évaluation du seuil de risque d'inondation pluviométrique est résumée dans le tableau 1 pour les cas de données statistiques stationnaires, non stationnaires et dépendantes dans le temps.

Tableau 1 : Résumé de l'évaluation des paramètres de la DGP pour la série pluviométrique.

Paramètres de distribution	Séries stationnaires	Séries non stationnaires	Séries dépendantes
Seuil optimal	62	62	62
Nombre d'excès	35	35	35
Taux d'excédence journalier	0,0031	0,0031	0,0031
Nombre de clusters	-	-	9
Indice extrémal	1,00	1,00	$\hat{\theta} = \frac{9}{35} = 0,257$
Log de vraisemblance négatif	117,054	117,0531	117,0531
Maximum de vraisemblance de l'estimation du paramètre d'échelle (σ)	8,31	$\exp(2,18 - 0.023t)$	$\exp(2,18 - 0.023t)$
Maximum de vraisemblance de l'estimation du paramètre de forme (ξ)	-0.226641	0,82	0,82
Ecart-type du paramètre d'échelle	2.7006996	2,068 (β_0) 0(β_1)	2,068 (β_0) 0(β_1)

Le tableau 1 ainsi montre que pour le même seuil (le même nombre d'excès), les valeurs des estimations du maximum de vraisemblance des paramètres de forme et d'échelle de la DGP

varient suivant les cas de données stationnaires, non stationnaires et dépendantes dans le temps. Le meilleur choix de la DGP est donc le cas des séries dépendantes dans le temps.

4. Discussion

En estimant le seuil d'alerte pluviométrique à 62 mm pour le District de Bamako grâce à la méthode des excédents au-dessus d'un seuil (POT, pour Peak-Over-Threshold), on apporte un éclairage sur la façon de cerner les risques d'inondation en milieu urbain. L'utilisation de la théorie des valeurs extrêmes (TVE), à travers le modèle des excédents au-dessus d'un seuil (POT), a permis d'estimer les seuils d'alerte de manière plus fine que la méthode des maxima annuels. Ce choix méthodologique s'appuie sur de nombreuses études récentes qui soulignent la robustesse de la distribution généralisée de Pareto (DGP) pour modéliser les événements extrêmes (Max, 2018 ; Kjeldsen & Prosdoci, 2023). La démarche adoptée présente une double portée : scientifique et opérationnelle. D'un point de vue scientifique, elle confirme la pertinence du modèle POT-DGP pour la modélisation des extrêmes hydrométéorologiques dans les milieux tropicaux, en cohérence avec les conclusions de Kjeldsen et Prosdoci, (2023) et Phoophiwfa et al. (2024).

Des études similaires ont été réalisées dans d'autres régions en Afrique montrant les avantages méthodologiques et la robustesse du modèle POT-DGP dépendant. On sait bien que les seuils d'inondation varient beaucoup dans les villes africaines. Nos résultats s'inscrivent dans une comparaison intéressante avec ce qui a été fait en Côte d'Ivoire. A Abidjan, Soro et al. (2016) ont trouvé des seuils optimaux pour les pluies journalières extrêmes entre 32 mm et 55 mm, en utilisant une modélisation de seuil. Dans la même ville, Konaté et al. (2016) ont montré que des seuils différents (50 mm, 70 mm et 100 mm) collaient bien à la vulnérabilité topographique, des hauts plateaux jusqu'aux vallées profondes. A l'échelle locale, le seuil de 47 mm proposé par Fofana et al. (2022) pour déclencher des inondations à Bamako semble plus bas que notre estimation de 62 mm. Ce qui est intéressant, c'est que cette valeur de 47 mm, calculée via la moyenne annuelle des maxima au-dessus d'un seuil, se rapproche empiriquement du seuil critique des vallées profondes d'Abidjan (50 mm) établi par Konaté et al. (2016). L'approche par les maxima annuels a tendance à sous-estimer la dynamique des épisodes pluvieux qui s'enchaînent ou à masquer la structure de dépendance des extrêmes.

La modélisation des précipitations extrêmes fait appel à plein d'approches différentes (Langousis et al., 2016). La méthode des blocs maxima, basée sur la loi Généralisée des Valeurs Extrêmes (GEV) ou la loi de Gumbel, reste populaire parce qu'elle est simple à utiliser (Hounvou et al., 2019 ; Koungbanane et al., 2020 ; Pan et al., 2023). Mais elle a des limites côté efficacité statistique. En revanche, utiliser la distribution généralisée de Pareto (DGP) sur les excédents est nettement plus performant, un constat qu'on retrouve souvent dans la littérature (Coles et al., 2001 ; Koutsoyiannis, 2004 ; Souanef, 2015 ; Álvaro et al., 2021). Ce qui rend notre démarche originale, c'est qu'on prend en compte le fait que les données ne sont pas indépendantes dans le temps. En analysant le comportement de la série au-dessus du seuil, on a validé qu'une DGP adaptée aux séries dépendantes dans le temps était pertinente. L'estimation de l'indice extrême a clairement montré cette dépendance parmi les excédents supérieurs à 62 mm. En intégrant cette structure de dépendance, notre modèle capture mieux la réalité physique des successions d'événements pluvieux typiques de la région de Bamako.

Ainsi, on obtient une estimation du seuil d'alerte (surtout pour la Commune I) statistiquement plus solide et mieux ajustée que les approches classiques basées sur les maximas. La commune I (marigots du Banconi et Farakoba) possède une dynamique de ruissellement très rapide (bassin versant exigu et accidenté), ce qui explique pourquoi un seuil de 62 mm en 24 heures y est particulièrement critique rapport à d'autres secteurs topographiquement différents. L'une des limites de cette étude a été la difficulté d'accès aux données pluviométriques journalières plus récentes. Bien que la présente étude s'appuie sur une chronique de référence (1981-2010) validée selon les standards climatologiques de l'Organisation Météorologique Mondiale (OMM), sa portée actuelle doit être appréhendée comme une phase de validation méthodologique d'un modèle pilote. Les contraintes d'accès et de consolidation des séries pluviométriques journalières récentes auprès des services nationaux constitue une limite inhérente à cette étape. Toutefois, l'intégration de la décennie transitoire et dynamiques extrêmes récentes (2011-2025), dès stabilisation des bases de données par Mali Météo, est programmée. Cette actualisation fera l'objet d'un autre volet d'investigation axée sur l'opérationnalisation et le calibrage en temps réel des seuils d'alerte face aux mutations hydroclimatologiques contemporaines du District de Bamako.

5. Conclusion

Cette étude a cherché à évaluer et améliorer les seuils d'alerte en cas de risque d'inondation liée aux pluies, dans la Commune I du District de Bamako. En utilisant la méthode des excès au-dessus d'un seuil, tirée de la théorie des valeurs extrêmes, et en calculant l'indice extrême, on a pu mieux comprendre comment les gros épisodes pluvieux s'enchaînent.

Les résultats montrent un vrai décalage entre le seuil actuellement utilisé par les services météo et celui que notre modèle estime comme critique. En plus, ce dernier révèle une certaine dépendance statistique entre les excès, ce qui n'est pas négligeable. Ces résultats posent les jalons scientifiques et méthodologiques d'une réévaluation des seuils d'alerte en Commune I, en substituant l'approche empirique historique par le modèle probabiliste robuste POP-DGP. Il convient néanmoins de souligner que cette approche configure un modèle pilote dont l'ancrage temporel s'arrête à la normale climatologique 1981-2010. Afin de transcender cette limite technique liée à la non disponibilité immédiate des données, des travaux complémentaires sont envisagés. Dès la stabilisation et la mise à disposition des chroniques journalières de la période 2011-2025 par l'agence nationale de la météorologie (Mali-Météo), un autre article d'actualisation opérationnelle sera produit. Ce futur jalon permettra d'éprouver la stationnarité du seuil de 62 mm face aux événements extrêmes récents et d'intégrer pleinement ces algorithmes dans les dispositifs d'alerte précoce du District de Bamako.

Bien que la non-disponibilité des données pluviométriques plus récentes constitue une limite intrinsèque à ce travail, cette recherche apporte une contribution méthodologique essentielle. Le seuil proposé constitue une base statistique préliminaire à consolider par des données hydrologiques, topographiques et socio-spatiales et est susceptible d'être utilisé dans un dispositif d'alerte. Cela aidera à renforcer les systèmes d'alerte précoce et à mieux se préparer face aux risques d'inondation.

Références

- Álvaro, J. B., & Bonfante, F. M. (2021). Evaluation of generalized extreme value and Gumbel distributions for estimating maximum daily rainfall. *Revista Brasileira de Ciências Ambientais*, 56(4), 654–664. <https://doi.org/10.5327/z217694781015>.
- Balkema, A., & de Haan, L. (1974). Residual life time at great age. *The Annals of Probability*, 2(4), 792–804. <http://www.jstor.org/stable/2959306>.
- Bamba, H. (2017). *Analyse du risque d'inondation sur la rive nord du fleuve Niger à Bamako*. Mémoire de DESS. Institut régional africain des sciences et techniques de l'information géospatiale (AFRIGIST), Mali. 59 pages.
- Coles, S. G. (2001). *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer. 205 pages. <https://doi.org/10.1007/978-1-4471-3675-0>.
- Da, M. L. C., & Bonnet, E. (2020). Risques d'inondation au Sahel : Modélisation des facteurs sociaux porteurs de dommages structurels aux ménages de Bamako (Mali). *RegardSuds*, no spécial, 1–19. <https://www.documentation.ird.fr/hor/fdi:010083416>.
- Diallo, B. A., Touré, M., & Dembélé, N. (2022). Urbanisation des zones inondables : le cas du District de Bamako. *Revue Espace Géographique et Société Marocaine*, (56), 105–126.
- Embrechts, P., Klüppelberg, C., & Mikosch, T. (1997). *Modelling extremal events: for insurance and finance*. Springer. 655 pages.
- Fofana, M., Adoukpe, J., Larbi, I., Hounkpe, J., Djan'na Koubodana, H., Toure, A., Bokar, H., Dotse, S.-Q., & Limantol, A. M. (2022). Urban flash flood and extreme rainfall events trend analysis in Bamako, Mali. *Environmental Challenges*, 6, 100449. <https://doi.org/10.1016/j.envc.2022.100449>.
- Hounvou, S. F., Guedje, F. K., Kougbegbede, H., Adechinan, J., & Hounninou, E. (2019). Analyse statistique des pluies journalières extrêmes à partir d'un seuil dans le Bénin subéquatorial. *Journal de Physique de la SOAPHYS*, 1(1), 1–6.
- Institut National de la Statistique (INSTAT), & Bureau Central du Recensement (BCR). (2023). Cinquième recensement général de la population et de l'habitat (RGPH5). INSTAT-BCR.
- Kjeldsen, T. R., & Prosdocimi, I. (2023). Use of peak over threshold data for flood frequency estimation: An application at the UK national scale. *Journal of Hydrology*, 626(A), 130235. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2023.130235>.
- Kolaković, S., Mandić V., Stojković M., Jeftenić, S. D., Srđan, K. (2023): Estimation of Large River Design Floods Using the Peak-Over-Threshold (POT) Method. *Flood Risk Management and Civil Infrastructure. Sustainability*, 15(6), 5573. <https://doi.org/10.3390/su15065573>.
- Konaté, L., Kouadio, B. H., Djè, B. K., Ake, G. E., Bi, V. H. N., Gnagne, L., Kouamé, E. K. & Biemi, J. (2016). Caractérisation des pluies journalières intenses et récurrences des inondations: apport des totaux glissants trois (3) jours à la détermination d'une quantité seuil d'inondation (District d'Abidjan au Sud-Est de la Côte d'Ivoire). *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 17(3), 990-1003.
- Koungbanane, D., Totin Vodounon, S. H., Amoussou, E., Zahiri, P. E., & Laré, L. Y. (2019). Variabilité hydro-climatique et risques d'inondation dans le bassin versant de l'Oti au Togo. *Revue de Géographie de l'Université de Ouagadougou*, 8(1), 1-17.
- Koutsoyiannis, D. (2004). Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: I. Theoretical investigation / Statistiques de valeurs extrêmes et estimation de précipitations extrêmes: I. Recherche théorique. *Hydrological Sciences Journal*, 49(4), 575–590. <https://doi.org/10.1623/hysj.49.4.575.54430>.

Langousis, A., Mamalakis, A., Puliga, M., & Deidda, R. (2016). Threshold detection for the generalized Pareto distribution: Review of representative methods and application to the NOAA NCDC daily rainfall database. *Water Resources Research*, 52(4), 2659–2681. <https://doi.org/10.1002/2015WR018502>.

Leadbetter, M. R., Lindgren, G., & Rootzén, H. (1983). *Extremes and related properties of random sequences and processes*. Springer-Verlag. 336 pages.

Office for the Coordination of Humanitarian Affairs (OCHA). (2025). Mali - Subnational Administrative Boundaries (Source by Institut Géographique du Mali (IGM)). OCHA & HDX. [Jeu de données] <https://data.humdata.org/dataset/cod-ab-mli> (08 août 2026).

Office for the Coordination of Humanitarian Affairs (OCHA). (2024). Mali : Aperçu des régions affectées par les inondations de 2024 (03 octobre 2024). OCHA. [En ligne] <https://www.unocha.org/publications/report/mali/mali-aperçu-des-régions-affectées-par-les-inondations-de-2024-03-octobre-2024> (19 février 2025).

OpenStreetMap contributors. (2025). OpenStreetMap database [Jeu de données cartographiques]. OpenStreetMap Foundation. Données sous licence Open Database License (ODbL).

Pan, X., Rahman, A., Haddad, K., Ouarda, T. B. M. J., & Sharma, A. (2023). Regional flood frequency analysis based on peaks-over-threshold approach: A case study for South-Eastern Australia. *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 47, 101147. <https://doi.org/10.1016/j.ejrh.2023.101407>.

Phoophiwfa, T., Chomphuwiset, P., Prahadchai, T., Park, J.-S., Apichottanakul, A., Theppang, W., & Busababodhin, P. (2024). Employing the generalized Pareto distribution to analyze extreme rainfall events on consecutive rainy days in Thailand's Chi watershed: implications for flood management. *Hydrology and Earth System Sciences*, 28, 801-816. <https://doi.org/10.5194/hess-28-801-2024>

Pickands III, J. (1975). Statistical inference using extreme order statistics. *The Annals of Statistics*, 3(1), 119–131. <http://www.jstor.org/stable/2958083>.

Reiss, R.-D., & Thomas, M. (2007). *Statistical analysis of extreme values with applications to insurance, finance, hydrology and other fields (3th ed.)*. Birkhäuser Basel. 511 pages.

Soro, G. É., Dao, A., Fadika, V., Goula Bi, T. A., & Srohorou, B. (2016). Estimation des pluies journalières extrêmes supérieures à un seuil en climat tropical : cas de la Côte d'Ivoire. *Physio-Géo*, 10, 211–227. <https://doi.org/10.4000/physio-geo.5011>.

Souanef, N. (2015). *Analyse fréquentielle des débits max de crues de L'Oued Abiod*. Mémoire de Master. Université Mohamed Khider, Biskra. 134 pages.

Information des auteurs

Dabéré DEMBELE

Institut de Pédagogie Universitaire (IPU), Bamako, Mali
dabere.dembele@gmail.com

Fatogoma BAMBA

Ecole Nationale d'Ingénieur Abderhamane Baba Touré (ENI-ABT), Bamako, Mali
bamba.fatogoma@yahoo.fr

Djibrilla MOUSSA

Centre de Formation professionnelle de Sénou, Bamako, Mali
djibrillam@yahoo.fr