

Modélisation statistique et alertes de crues dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama, Côte d'Ivoire)

[Statistical modeling and flood alerts in the Marahoué watershed (Bandama, Ivory Coast)]

Assoko Adjoa Victoire Sandrine¹, Kouassi Amani Michel², and Nassa Relwindé Abdoul-Karim¹

¹Institut National Polytechnique Félix Houphouët-Boigny (INP-HB), Ecole Doctorale Polytechnique (EDP), B.P. 1093
Yamoussoukro, Côte d'Ivoire

²Institut National Polytechnique Félix Houphouët-Boigny (INP-HB), Département des Sciences de la Terre et des Ressources
Minières (STeRMi), Laboratoire du Génie Civil, des Géosciences et des Sciences Géographiques, BP 1093 Yamoussoukro, Côte
d'Ivoire

Copyright © 2021 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the **Creative Commons Attribution License**, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: The objective of this study is to model the maximum monthly average annual flows (Q_{MXA}) in order to define a flood warning system in the catchment area of the Marahoué (Bandama) (Bouaflé hydrometric station). The methodology used is based on frequency analysis of Q_{MXA} (1961-2017) and also on the determination of flood thresholds to give early warnings. Standard laws were selected to conduct frequency analysis. It is clear from this study that the Q_{MXA} of the Marahoué have been better adjusted by the Gamma law, followed by the Weibull law finally comes the Log-normal law. The different flood thresholds were therefore assessed on the basis of the Gamma Law. It is the alert threshold (802 m³/s), the tolerance threshold (721.8 m³/s) and the crisis threshold (882.2 m³/s). These different thresholds constitute a alert system of floods from the Marahoué to Bouaflé.

KEYWORDS: Frequency analysis, Ivory Coast, Q_{MNA} , Marahoué (Bandama), flood alert thresholds.

RESUME: L'objectif de cette étude est de modéliser les débits moyens mensuels maximaux annuels (Q_{MXA}) afin de définir un système d'alertes de crues dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama) (station de Bouaflé). Ainsi, la méthodologie employée est basée d'une part sur l'analyse fréquentielle des Q_{MXA} (1961-2017) et d'autre part, la détermination de seuils de crues permettant de donner des alertes précoces. Des lois usuelles ont été sélectionnées pour mener l'analyse fréquentielle. Il ressort de cette étude que les Q_{MXA} de la Marahoué ont été mieux ajustés par la loi Gamma, suivie de la loi Weibull enfin vient la loi Log-normale. Les différents seuils de crues ont donc été évalués à partir de la loi Gamma. Il s'agit du seuil d'alerte (802 m³/s), du seuil de tolérance (721,8 m³/s) et du seuil de crise (882,2 m³/s). Ces différents seuils constituent un système d'alertes de crues de la Marahoué à Bouaflé.

MOTS-CLEFS: Analyse fréquentielle, Côte d'Ivoire, Q_{MXA} , Marahoué (Bandama), seuils d'alertes de crue.

1 INTRODUCTION

Entre 1990 et 2010 en Afrique de l'Ouest, le changement climatique (CC) s'est manifesté par un réchauffement généralisé, une augmentation de l'intensité et de la fréquence des vagues de chaleur et des précipitations intenses [1]. Après 2010, 715

projets de réduction du risque hydro-climatique, d'adaptation et de résilience au CC, pour un montant de 7,3 milliards de dollars américains, ont été lancés dans les 17 pays de l'Afrique de l'Ouest [2]. La Côte d'Ivoire n'échappe pas à cette réalité. En effet, les inondations ont un impact considérable sur la population, touchant environ 60 000 personnes par an, soit 0,3% de la population totale du pays [3]. Au cours de l'année 2018, les inondations ont touché plus de huit (8) grandes villes sur le territoire, affectant plus de 10 mille personnes rien que dans les villes de Bouaflé et Zuenoula. Par ailleurs, les dommages dans la seule ville d'Abidjan ont été évalués à plus de 18 milliards de FCFA, et les besoins suite à ces inondations urbaines, s'élèvent à près de 200 milliards de francs CFA [4].

Au-delà des chiffres, l'expérience de la catastrophe constitue pour les riverains une épreuve marquée par le dénuement et la perte. Les sinistrés doivent parfois recourir à des hébergements de fortune où se trouvent destinataires de dons et d'aides d'urgence. La perte des objets personnels affecte en second lieu la mémoire des sinistrés pour qui la destruction des souvenirs peut provoquer des formes d'amnésie et rend plus difficile la transmission de la biographie familiale aux générations futures. De ce fait, les récentes inondations en Côte d'Ivoire (répartis sur l'ensemble du territoire) ont montré la nécessité d'anticiper le phénomène et d'essayer dans la mesure du possible de le prévoir. Ainsi, l'alerte des crues pourrait être déclenchée lorsque l'on observe ou que l'on prévoit le dépassement d'un seuil de pluie ou de débit, comme c'est le cas dans la présente étude.

L'objectif de cette étude est de modéliser les débits moyens mensuels maximaux annuels (Q_{MXA}) afin de définir un système d'alertes de crues dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama). La méthodologie appliquée est basée sur l'analyse fréquentielle des Q_{MXA} collectés sur la période 1961-2017, afin d'identifier la meilleure loi statistique qui va servir de modèle de base à la détermination des seuils de crues.

2 MATERIEL ET METHODES

2.1 PRESENTATION DE LA ZONE D'ETUDE

Le bassin versant de la Marahoué (Bandama rouge) est situé en Côte d'Ivoire entre les longitudes 5°5' et 7°1' Ouest et les latitudes 6°7' et 9°5' Nord (Fig. 1). Il a une superficie de 24300 km² (25% de la superficie totale du bassin versant du Bandama). La Marahoué est l'affluent rive droite le plus important du Bandama. Le cours d'eau principal, la Marahoué est encadré par deux affluents: le Béré à l'Est et le Yani ou Bahoroni à l'Ouest, il se jette dans le Bandama blanc à l'endroit où se trouve le village de Bozi, peu après la ville de Bouaflé.

Les régimes climatiques observés sur le bassin de la Marahoué sont le régime tropical de transition (climat soudanais) dans la partie nord et le régime équatorial de transition atténué (climat baouléen) dans la partie sud.

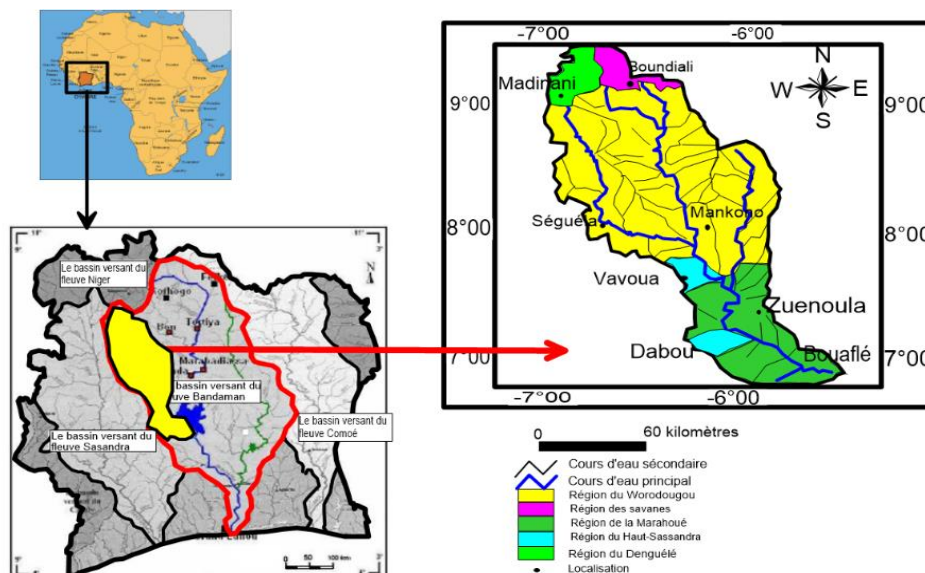


Fig. 1. Localisation géographique du bassin versant de la Marahoué (Bandama)

En effet, le climat soudanais (Boundiali) est caractérisé par des pluies annuelles généralement inférieures à 1200 mm. Il s'agit d'un régime unimodal à deux saisons. Une saison pluvieuse de sept (7) mois allant d'avril à octobre avec le pic en août et

une saison sèche qui va de novembre à mars, soit cinq (5) mois. Le trimestre le plus pluvieux est le JAS (juillet-août-septembre). Le climat baouléen (Bouaflé) est marqué par des pluies annuelles comprises entre 1200 et 1600 mm. C'est un régime climatique bimodal à deux saisons. Le pic le plus important est celui de septembre suivi de celui de juin. Ce régime est défini par une saison pluvieuse de huit (8) mois allant de mars à octobre et une saison sèche de quatre (4) mois qui va de novembre à février.

Le bassin de la Marahoué se caractérise par une végétation savanicole dans le Centre et une végétation préforestière dans la partie sud. Le relief du bassin est caractérisé des plateaux accidentés dans le Nord-Ouest (400 m). Plus au Sud, on a un ensemble assez homogène de plateaux (3 à 400 m) (Mankono-Séguéla). La région septentrionale est caractérisée par des reliefs isolés. Le bassin de la Marahoué est dominé par des sols ferrallitiques. La géologie de la Marahoué fait partie intégrante du domaine Baoulé-Mossi appelé également domaine protérozoïque de la dorsale de Man. Il est situé à l'Est de la faille de Sassandra. Schématiquement, il se présente comme un ensemble de gneiss formant le socle des formations supracrustales d'origine volcanique, subvolcanique, et sédimentaire mises en place ou déposées au sein de nombreux sillons ou bassins intracratoniques, dans lesquels se sont mis en place les granites du cycle éburnéen. Ces éléments (végétation, relief, types de sol, etc.) définissent les conditions physiques de l'écoulement.

Le régime hydrologique du bassin est un régime simple avec un minimum en février et un maximum au mois de septembre. La période des basses eaux s'étant de décembre à juillet et la période des hautes eaux va du mois d'août au mois de novembre.

2.2 DONNEES

Les données hydrométriques ont été fournies par la Direction Générale des Infrastructures de l'Hydraulique Humaine (DGIHH), Sous-Direction de l'Hydrologie et s'étendent sur la période 1961-2017. La station étudiée est celle de Bouaflé. Cette station hydrométrique sélectionnée est représentative pour traduire de manière significative, le caractère climatique et physiographique du bassin versant de la Marahoué (Bandama). La modélisation conceptuelle à partir du modèle global GR2M a permis de simuler les données manquantes au sein de la série des débits mensuels. En effet, le modèle GR2M a été calé sur la période 1961-1990 et validé sur la période 1991-2000. Les valeurs de performance obtenues à partir du critère de Nash-Sutcliffe sont respectivement de 76% en calage et 70% en validation. Ce qui témoigne d'une bonne performance du modèle GR2M sur le bassin versant de la Marahoué. Ainsi, les modules calculés après comblement des lacunes, oscillent entre 2,89 m³/s et 151,57 m³/s avec une moyenne de 65,13 m³/s et un écart-type de 33,42 m³/s.

La variable descriptive du débit de crue choisi a été extraite à partir de la méthode d'échantillonnage par valeurs maximales qui a consisté à sélectionner sur une année donnée (de janvier à décembre), le débit moyen mensuel maximal annuel (Q_{MXA}). Le traitement des données pour cette étude a nécessité l'utilisation de logiciels tels qu'Excel 2016 pour la réalisation des calculs et graphes et Hyfran 1.1 (Hydrological Frequency Analysis) pour l'analyse fréquentielle des débits.

Les débits moyens mensuels maximaux annuels (Q_{MXA}) sont compris entre 12,2 et 716,7 m³/s avec une moyenne de 307,6 m³/s et un écart-type de 162,3 m³/s. Le coefficient d'asymétrie calculé est de 0,015. Ce résultat montre que les Q_{MXA} étudiés sont étalés à droite de la moyenne. Par ailleurs, 57% des Q_{MXA} sont au-dessus de la moyenne.

Les Q_{MXA} interviennent majoritairement au mois de septembre (70%), suivi du mois d'octobre qui enregistre près de 19%. Enfin, il est observé les Q_{MXA} parfois aux mois de novembre et d'août pour des taux de 4% chacun. Les plus hautes eaux sont donc observées au mois de septembre qui constitue donc un mois dangereux du point de vue hydrologique à cause des inondations.

La classe de Q_{MXA} la plus remarquable est celle des débits allant de 160 à 310 m³/s avec un taux de 30%. Cette classe constitue la classe modale. A côté de cette classe prédominante, on a la classe des Q_{MXA} de la fourchette [310; 460 [m³/s avec un taux de 28%. Ces deux classes sont suivies de la classe des Q_{MXA} les plus faibles avec un taux de 23%. Les Q_{MXA} les plus élevés appartiennent à l'intervalle [460; 760 [m³/s avec un taux de 20%. La classe médiane des Q_{MXA} est la classe [160-310 m³/s [. La classe médiane est donc confondue à la classe modale.

2.3 METHODES APPLIQUEES

L'approche méthodologique a consisté d'abord à vérifier un certain nombre d'hypothèses statistiques. Ces hypothèses s'inscrivent dans le contexte de l'analyse fréquentielle. Il s'agit des hypothèses d'indépendance, d'homogénéité et de stationnarité des données. Ensuite, les différentes lois de distribution choisies ont été ajustées aux données de Q_{MXA} . Enfin, une évaluation de la validité des modèles adoptés a été réalisée. La loi de distribution qui s'ajuste au mieux aux débits a été retenue.

2.3.1 HYPOTHESES DE L'ANALYSE FREQUENTIELLE

L'analyse fréquentielle est une méthode statistique de prédiction consistant à étudier les événements passés, caractéristiques d'un processus donné (hydrologique ou autre), afin d'en définir les probabilités d'apparition future, autrement dit, estimer les probabilités d'occurrence du phénomène étudié. De ce fait, cette analyse fréquentielle passe en premier lieu par l'appréciation de la qualité des séries à posséder une fonction de distribution en utilisant les tests de stationnarité de Kendall, d'indépendance de Wald-Wolfowitz et d'homogénéité de Wilcoxon [5, 6]. Ces tests fonctionnent tous sur le même principe qui consiste à énoncer une hypothèse sur la population mère et à vérifier sur les observations constatées si celles-ci sont vraisemblables dans le cadre de cette hypothèse. L'hypothèse à tester est appelée H_0 (hypothèse nulle) et s'accompagne impérativement de son hypothèse alternative appelée H_1 . Le test s'attachera à valider ou à rejeter H_0 (et par conséquent à tirer la conclusion inverse pour H_0). Si le résultat du test amène à accepter l'hypothèse nulle H_0 , alors la probabilité que la répartition soit aléatoire est élevée. En revanche, le rejet de H_0 signifie que cette répartition des réponses recèle des informations qui ne semblent pas être aléatoires et qu'il convient d'approfondir l'analyse. Les résultats de ces tests d'hypothèses sont généralement présentés sous forme de couple (statistiques des tests, p-value). La p-value étant la probabilité au dépassement de la valeur calculée de la statistique du test que l'on compare ensuite avec le niveau de signification.

2.3.1.1 HYPOTHESE D'HOMOGENEITE (TEST DE WILCOXON)

Un échantillon aléatoire est dit « homogène » lorsque les données qui le constituent proviennent de la même distribution (prises dans les mêmes conditions). La vérification de cette hypothèse est fondée sur la comparaison des moyennes des débits obtenus avant et après la date de changement dans la procédure d'acquisition des données, lorsque cette dernière date de changement est connue.

2.3.1.2 HYPOTHESE DE STATIONNARITE (TEST DE KENDALL)

Les phénomènes étudiés sont dits "stationnaires" si les caractéristiques statistiques (moyenne, variance ou moments d'ordre supérieur) des séries de données qui les décrivent ne varient pas dans le temps. Le test de stationnarité de Kendall, qui est un test de corrélation sur le rang, permet de détecter les tendances dans les séries [7].

2.3.1.3 HYPOTHESE D'INDEPENDANCE (TEST DE WALD-WOLFOWITZ)

Même si les données d'une série sont aléatoires, elles ne sont pas nécessairement indépendantes. Un échantillon de données d'une série de débits est dit indépendant si l'intensité n'est pas influencée par celle observée l'année précédente [8].

2.3.2 CHOIX ET ESTIMATION DES PARAMETRES DES MODELES STATISTIQUES

Le choix du modèle fréquentiel influence fortement la validité des résultats de l'analyse fréquentielle. De manière générale, la détermination de la meilleure loi d'ajustement a toujours été délicate. Il est ainsi, impossible de répondre à la question, quelle est la véritable distribution dont les observations sont tirées. La vraie distribution des données pourrait se révéler extrêmement complexe et comporter plus de paramètres qu'un hydrologue ne peut espérer en estimer [9]. L'objectif est donc d'établir une approximation simple et pertinente de la distribution réelle des événements. Il s'agit de mettre au point des modalités pratiques qui, avec les données disponibles ou celles qu'il est possible de recueillir, fournissent une bonne approximation des relations de fréquence concernées. Le paragraphe suivant fournit un aperçu des lois utilisées dans le cadre de cette étude. Il s'agit notamment des lois utilisées au cours des travaux antérieurs et proposées par le logiciel HYFRAN [6, 8, 10, 11]. Il s'agit des lois suivantes:

- Loi Exponentielle;
- Loi Weibull;
- Loi Gamma;
- Loi Log-normale;
- Loi Pearson de type III.

2.3.3 CALCUL DES FREQUENCES EMPIRIQUES

En pratique, après avoir trié les débits en ordre décroissant, on associe à chacun des événements une fréquence empirique de probabilité au dépassement dont la forme générale peut être résumée par l'équation suivante qui garantit la symétrie autour de la médiane (équation 1):

$$P_m = \frac{m-\alpha}{n+1-2\alpha} \tag{1}$$

avec:

- P_m: Probabilité de dépassement de la même valeur;
- m: le rang qu'occupe la valeur;
- n: le nombre d'observation;
- α: constante qui peut prendre des valeurs comprises entre 0 et 0,5.

Le tableau 1 donne les valeurs de « α » les plus utilisées dans la pratique, et les formules de probabilité correspondantes. Ces formules correspondent à des cas particuliers de la formule générale. Pour les besoins de la présente étude, il a été adopté la formule de Hazen qui est un choix traditionnel réalisé par de nombreux auteurs en zone tropicale humide [12, 13, 14]. La formule de Hazen correspond à une probabilité empirique calculée avec une valeur de α égale à 0,5.

Tableau 1. Formules de probabilités empiriques utilisées dans la pratique

| Noms | α | Formules |
|------------|-----|---------------------------|
| Weibull | 0 | $\frac{r}{n+1}$ (2) |
| Chegodayev | 0,3 | $\frac{r-0,3}{n+0,4}$ (3) |
| Cunnane | 0,4 | $\frac{r-0,4}{n+0,2}$ (4) |
| Hazen | 0,5 | $\frac{r-0,5}{n}$ (5) |

2.3.4 SELECTION DES MEILLEURS AJUSTEMENTS

En hydrologie, la complexité de la sélection du meilleur ajustement réside dans le fait qu'on souhaite prédire des quantiles pour des périodes de retour élevées pour lesquelles nous ne disposons pas forcément de données en nombre suffisant [8]. Ainsi, différentes procédures ont été retenues permettant de comparer des ajustements de lois de probabilité et de sélectionner celles qui s'ajustent au mieux aux données. D'abord l'examen visuel des graphiques d'ajustement. En effet, même s'il peut paraître rudimentaire, il reste un bon moyen pour juger de la qualité d'un ajustement et devrait toujours constituer un préambule à tout test statistique. Selon Meylan *et al.* [15], la méthode dite « graphique » reste indispensable. Ensuite, le test d'adéquation du Khi-deux a été adopté, en tant que test le plus ancien et le plus puissant. Enfin, le critère d'information bayésien (BIC) proposé par Schwarz (1978) et le critère d'information d'Akaike (AIC) [16], représentent les méthodes les plus connues, et ont été utilisées dans le cadre de la présente étude pour s'assurer qu'une distribution de probabilité spécifiée représente bien les données.

2.3.4.1 CONTROLE VISUEL DE L'AJUSTEMENT

La méthode graphique est la façon la plus efficace pour visualiser la série de données et vérifier si les distributions ajustées apparaissent en accord avec les données. En effet, l'ajustement graphique, bien qu'étant une méthode approximative, constitue un aspect essentiel du jugement porté sur l'adéquation entre la loi choisie et les données traitées, quelle que soit la méthode d'ajustement utilisée. Le contrôle visuel de l'ajustement n'est pas un test au sens statistique du terme. Il s'agit d'un outil d'aide à la décision [11]. Il suit les étapes suivantes:

- Calculer des fréquences expérimentales de chaque valeur;
- Positionner les points expérimentaux sur un papier à probabilité;
- Tracer la courbe d'ajustement correspondant au modèle comparé à travers le nuage de points;
- Visualiser et distinguer le meilleur modèle d'ajustement.

La méthode graphique présente l'avantage d'être facile d'utilisation. Néanmoins, si un seul point parmi les données est fortement décalé par rapport aux autres, il est difficile de juger le poids à donner à ce point. Dans ce cas, des méthodes statistiques rigoureuses doivent être utilisées.

2.3.4.2 TEST DE KHI DEUX

Le test de χ^2 est appliqué pour vérifier l'ajustement d'un échantillon à une loi théorique. Ce test est couramment utilisé, malgré le fait qu'il permet un ajustement à une loi théorique mais ne permet pas la comparaison de deux ajustements [11]. La procédure d'application du test de Khi-deux se présente comme suit. Soit un échantillon de « n » valeurs classées par ordre croissant (ou décroissant) et pour lequel une loi de répartition F (x) a été déterminée; on divise cet échantillon en un certain nombre « k » de classes contenant chacune « n_i » valeurs expérimentales. Le nombre « v_i » est le nombre théorique de valeurs affectées à la classe i par la loi de répartition. Ce nombre v_i est donné par (équation 6):

$$v_i = n \int_{x_{i+1}}^{x_i} f(x) dx = n[F(x_i) - F(x_{i+1})] \tag{6}$$

Avec: f (x) la fonction densité de probabilité correspondant à la loi théorique.

L'expression de χ^2 expérimental est présentée comme suit (équation 7):

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_i - v_i)^2}{v_i} \tag{7}$$

La probabilité de dépassement correspondant au nombre de degré de liberté λ est ainsi déterminée (avec $\lambda = k - 1 - n_p$, n_p étant le nombre de paramètres de la loi F (x)). Si cette probabilité est supérieure à 0,05, l'ajustement est satisfaisant. Dans le cas contraire, il y a rejet de la loi. Ce test prouve l'adéquation entre l'ajustement et les données mais ne permet pas de tirer une conclusion sur le choix de la meilleure loi.

2.3.4.3 CRITERES D'INFORMATION D'AKAIKE (AIC) ET BAYESIEN (BIC)

La valeur du critère d'Akaike et du bayésien pour une loi de probabilité donnée, ajustée à un échantillon « x » de taille « n » est basée sur un calcul de la log-vraisemblance maximisée [11]. Ainsi, pour évaluer la qualité d'un modèle ajuste, Akaike (1974) a défini un critère d'information qui porte son nom (AIC pour Akaike Information Criterion). Ce critère, qui peut être adapté à divers contextes, vise à réduire au minimum la mesure d'une information. Il est défini sous la forme suivante [6, 9, 13, 16] (équation 8):

$$AIC(f) = -2 \log L(\hat{\theta}, x) + 2k \tag{8}$$

Avec :

- L($\hat{\theta}, x$): la fonction de vraisemblance ;
- k: le nombre de paramètres.

Le modèle qui rend le mieux compte des données avec le moins de paramètres est celui pour lequel le critère d'information d'Akaike a une valeur minimale. Toutefois, à lui seul, le critère d'information d'Akaike ne permet pas de choisir un modèle. Il est donc employé concomitamment avec le critère d'information bayésien (en anglais BIC). Le BIC représente une généralisation bayésienne de la notion de critère d'information d'Akaike minimal. Le critère d'information bayésien BIC a pour objectif de sélectionner le modèle « M » qui maximise la probabilité a postériori. La formule permettant le calcul du critère BIC est [6, 9, 13, 16] (équation 9):

$$BIC(f) = -2 \log L(\hat{\theta}, x) + k \log(n) \tag{9}$$

Avec:

- $L(\hat{\theta}, x)$: la fonction de vraisemblance;
- k : le nombre de paramètres;
- n la taille de l'échantillon.

Le critère d'information bayésien est également un critère de parcimonie. De tous les modèles, celui pour lequel le critère d'information bayésien a une valeur minimale est considéré comme le meilleur.

2.3.5 DETERMINATION DES QUANTILES

Les séries intégrées dans une procédure d'analyse fréquentielle, comme abordé ci-dessus permettent d'estimer un quantile de période de retour donné à partir d'une loi statistique ajustée sur les observations. La détermination des quantiles a été effectuée à partir de l'approche analytique dont le fondement mathématique se présente comme suit (équation 10):

$$x(F) = x_0 + S \times u(F) \quad (10)$$

Avec:

- x_0 : la moyenne arithmétique;
- S : l'écart-type de l'échantillon considéré;
- u : variable réduite de la loi considérée.

x_0 et S étant connus, on calcule $x(F_i)$, qui est le quantile recherché pour une fréquence de non dépassement donnée F_i . Après avoir déterminé le quantile relatif à une fréquence donnée, il faut connaître l'intervalle de confiance de ce quantile, c'est-à-dire la gamme de valeurs qui devrait contenir ce quantile. L'intervalle de confiance autour d'un quantile quelconque n'est estimé en pratique que lorsque l'effectif de l'échantillon est suffisamment important pour que les moyennes et les écarts types empiriques suivent sensiblement des lois normales indépendantes ($n > 30$).

2.3.6 CARACTERISATION DES PERIODES DE RETOUR

La loi identifiée comme ajustant le mieux les débits de crues a été appliquée aux débits de crues mensuels pour caractériser les périodes de retour des événements extrêmes. Le but étant de vérifier si les épisodes de crues à la source d'inondations recensées peuvent être qualifiés d'événements extrêmes ou non. Selon Hangnon *et al.* [17], la période de retour (ou temps de retour) caractérise le temps statistique entre deux occurrences d'un événement naturel d'une intensité donnée. Ce terme est très utilisé pour caractériser les risques naturels. La période de retour d'un événement est définie comme étant l'inverse de la probabilité annuelle de dépassement de cet événement [18] (Equation 11):

$$T = 1 / (1 - F) \quad (11)$$

Avec:

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

Un événement extrêmes 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 à 30 ans; d'anormal si la période de retour est située entre 6 à 10 ans et de normal si la période de retour est à moins de six ans [17].

2.3.7 DETERMINATION DES SEUILS DE CRUES

La crue de référence prise en compte est celle définie par une loi française selon la circulaire du 24 janvier 1994 qui précise que l'événement de référence à retenir pour le zonage est, conventionnellement, la plus forte crue connue et, dans le cas où celle-ci serait plus faible qu'une crue de fréquence centennale, cette dernière. De nombreux travaux se sont appuyés sur cette méthodologie de détermination des débits de crues de référence [19-20].

Ce choix répond à la volonté de:

- Se référer à des évènements qui se sont déjà produits, qui sont donc non contestables;
- Privilégier la mise en sécurité de la population en retenant des crues de fréquences rares ou exceptionnelles.

Selon Meddi *et al.* [21], les études de l'aléa d'inondation nécessitent pour une modélisation, l'estimation des débits extrêmes de crue. De même, dans des cas de dimensionnement des déversoirs de sécurité des barrages hydroélectriques ou encore la délimitation des zones inondables, il est nécessaire de proposer des scénarios de prévision des crues et les périodes de retour nettement supérieures à la durée d'observation des débits sur le site étudié.

Cependant, les seuils définissant les venues d'eau particulièrement dangereuses sont laissés à l'appréciation du gestionnaire et des bureaux d'étude [22]. De même, ce choix est repris par le guide de prévision et anticipation des crues et des inondations du Centre Européen de Prévention du Risque d'Inondation (CEPRI) en ces termes: les seuils en termes de hauteur d'eau et/ou de débit au droit des stations du réseau correspondant au passage de niveau de vigilance ne sont pas figés et peuvent évoluer au fur et à mesure de l'amélioration de la connaissance des phénomènes de crues des cours d'eau. Par ailleurs, selon Kouadio [23], les services étudiant l'aléa crues en vue d'une caractérisation hydrométéorologique des phénomènes sont confrontés à de nombreuses incertitudes notamment la difficulté de maîtriser les seuils de déclenchement des alertes.

Dans le cadre de cette étude, la détermination des débits seuils repose sur les propositions suivantes:

- Le seuil de vigilance correspond à 90% du débit de référence;
- Le seuil de crise qui correspond à 110% du débit de référence.

Les différents seuils sont présentés dans les plages de couleurs communément utilisés: jaune pour les risques faibles d'inondation (inondation possible dans les sites à très forts risques); orange pour les risques moyen d'inondation (inondation très probable) et rouge pour les risque élevé d'inondation (inondation imminente) [24].

3 RESULTATS ET DISCUSSION

3.1 VERIFICATION DES TESTS D'HYPOTHESES

Les tests d'hypothèses d'indépendance, d'homogénéité et de stationnarité ont été vérifiés au niveau des données de Q_{MXA} de la station de Bouaflé. Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 2. Il en ressort que l'hypothèse H_0 du test d'homogénéité (Wilcoxon) a été rejeté au niveau de signification de 1%. On pourrait conclure alors que les données de Q_{MXA} ne sont pas homogènes.

L'hypothèse H_0 du test de stationnarité (Kendall) a également été rejetée au niveau de signification de 1%. Les Q_{MXA} au niveau de la station de Bouaflé ne sont donc pas stationnaires avec une autocorrélation d'ordre 1. Quant au test d'indépendance (Wald-Wolfowitz), le seuil étant inférieur à 1%, on peut conclure que les Q_{MXA} sont autocorrélés.

Tableau 2. Résultats des tests d'hypothèses

| Test d'homogénéité | | Test de stationnarité | | Test d'indépendance | |
|--------------------|----------------|-----------------------|----------------|---------------------|----------------|
| W | P | K | P | U | P |
| 3,59 | $3,31.10^{-4}$ | 5,06 | $4,32.10^{-7}$ | 3,90 | $9,75.10^{-5}$ |

3.2 AJUSTEMENT DES DEBITS DE CRUES

Les résultats d'ajustement des données de Q_{MXA} de la station de Bouaflé à partir des différents modèles retenus sont illustrés à la fig. 2. L'examen de cette figure montre que les données de Q_{MXA} intègrent l'intervalle de confiance des lois Weibull et Gamma. Ces lois présentent donc un bon ajustement graphique. La courbe de la loi Weibull est encadrée par celles de la loi Gamma (au-dessus) et la loi Pearson type III. Par ailleurs, les lois Exponentielle et Log-normale s'écartent grossièrement des données de Q_{MXA} . Au regard de la difficulté à choisir la meilleure loi, des tests numériques de vérification de l'adéquation des ajustements ont été appliqués pour mieux apprécier leur relative qualité.

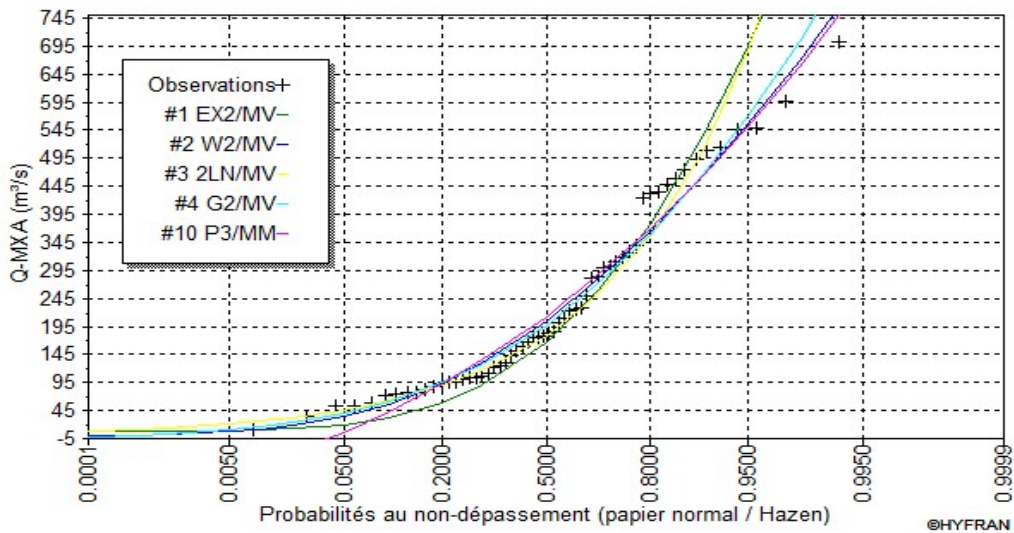


Fig. 2. Comparaison de l’ajustement des Q_{MXA} de la station hydrométrique de Bouaflé

Les résultats du test de Khi-deux appliqués sont consignés dans le tableau 3. L’application de ce test s’est révélée concluante pour la totalité des lois d’ajustement. En effet, pour toutes les lois, l’hypothèse H_0 a été acceptée au niveau de signification de 5%. De ce fait, ce test ne permet pas de trancher sur le choix de la meilleure loi d’ajustement. D’où la nécessité de recourir aux critères d’Akaike et bayésien.

Tableau 3. Test de χ^2 appliqué aux Q_{MXA}

| Loi Exponentielle | | Loi Weibull | | Loi Gamma | | Loi Log-normale | | Loi Pearson de type III | |
|-------------------|------|-------------|------|-----------|------|-----------------|------|-------------------------|------|
| χ^2 | P | χ^2 | P | χ^2 | p | χ^2 | p | χ^2 | p |
| 9,93 | 0,19 | 8,90 | 0,26 | 4,76 | 0,69 | 4,07 | 0,77 | 12,00 | 0,06 |

Les résultats obtenus suite à l’application des critères d’Akaike et Bayésien sont consignés dans le tableau 4. Pour un même critère donné, les valeurs diffèrent en passant d’une loi à une autre. Les deux critères choisissent la même loi comme étant la meilleure. Ainsi, la loi Gamma a les valeurs les plus faibles, suivie des lois Weibull, Log-normale, Exponentielle et Pearson de type III. Étant donné que la meilleure loi est celle qui présente les plus faibles valeurs des critères d’Akaike et bayésien, le meilleur modèle adapté à la série des Q_{MXA} est la loi Gamma. Il est suivi de près par le modèle Weibull. Enfin, vient le modèle Pearson de type III.

Tableau 4. Critères AIC et BIC appliqués aux lois de probabilité

| Lois de probabilité | AIC | BIC |
|---------------------|--------|--------|
| Exponentielle | 750,32 | 754,44 |
| Log-normale | 745,74 | 749,86 |
| Weibull | 742,93 | 747,05 |
| Gamma | 742,35 | 746,47 |
| Pearson de type III | 752,69 | 758,87 |

3.3 CARACTERISATION DES PERIODES DE RETOUR

Les périodes de retour évaluées oscillent entre 1 et 114 ans avec une moyenne de six ans (Tableau 5). La majorité des débits de crues annuels étudiés est rangée au titre des événements de type normal (82,5%) avec un intervalle compris entre 12,2 m^3/s et 432 m^3/s . Les débits de type anormal (436-474 m^3/s) et de type très anormal (494-548 m^3/s) représentent respectivement 7% des Q_{MXA} . Au niveau des événements exceptionnel et très exceptionnel, il a été obtenu respectivement des débits de 597 m^3/s (1971) et 701 m^3/s (1964).

Tableau 5. Fréquences de retour des débits de crues (1961-2017)

| Type d'évènement | Fréquence d'apparition | Pourcentage (%) | Crues (m ³ /s) |
|-------------------|------------------------|-----------------|---------------------------|
| Normal | 47 | 82,5 | 12,2-432 |
| Anormal | 4 | 7,0 | 436-474 |
| Très anormal | 4 | 7,0 | 494-548 |
| Exceptionnel | 1 | 1,8 | 597 |
| Très exceptionnel | 1 | 1,8 | 701 |

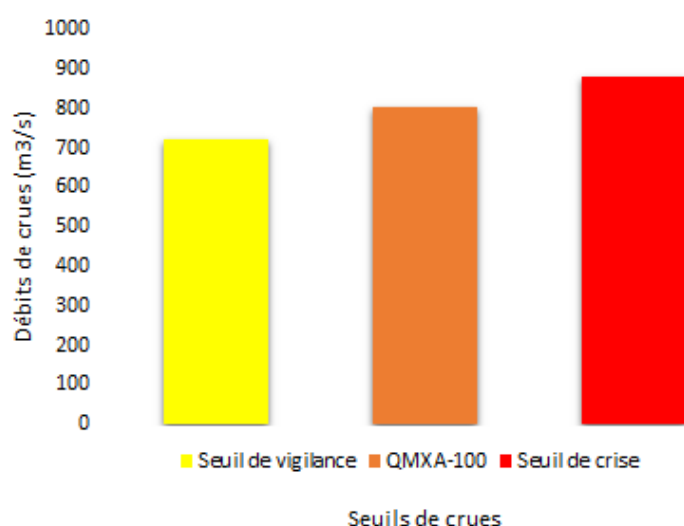
3.4 DETERMINATION DES SEUILS DE CRUE

Les quantiles des débits de crues évalués à partir des différentes lois et leurs intervalles de confiances sont présentés dans le tableau 6 à travers six (6) périodes de retour (2 ans, 5 ans, 10 ans, 20 ans, 50 ans et 100 ans). Ces différents quantiles vont de 802 (T=100 ans) à 197 m³/s (T=2 ans).

 Tableau 6. Quantiles (X_T) et intervalles de confiance des Q_{MXA} de la Marahoué (Bouaflé)

| Durée de retour (ans) | Débit (m ³ /s) | Intervalle de confiance (95%) |
|-----------------------|---------------------------|-------------------------------|
| 100 | 802 | 611-993 |
| 50 | 704 | 542-865 |
| 20 | 570 | 448-693 |
| 10 | 466 | 372-560 |
| 5 | 357 | 289-425 |
| 2 | 197 | 159-236 |

La crue mensuelle historique documentée est celle de septembre 1964 avec une valeur de 701 m³/s. Cette valeur étant inférieure au débit de crue modélisée pour une occurrence centennale (802 m³/s), la crue de référence retenue est donc $Q_{MXA-100}$ (802 m³/s). Ainsi, les seuils de crue à la station de Bouaflé (débit de référence: $Q_{MXA-100}$, les seuils de vigilance et de crise) ont été déterminés à partir de cette valeur. Le seuil de vigilance évalué est de 721,8 m³/s et le seuil de crise calculé est de 882,2 m³/s (Fig. 3).


 Fig. 3. Seuils de crue en rapport avec les $Q_{MXA-100}$ à la station hydrométrique de Bouaflé

3.5 DISCUSSION

L'hypothèse H_0 relatif aux tests d'indépendance de Wald-Wolfowitz, d'homogénéité de Wilcoxon et de stationnarité de Kendall, a été rejetée au niveau de signification de 1%. Ainsi, les données utilisées ne sont pas indépendantes, homogènes et stationnaires. Des résultats similaires ont été obtenus par d'autres auteurs tels que Kouider [8]. En effet, son étude a porté sur l'analyse fréquentielle des crues au Québec. Les résultats ont montré que les tests d'hypothèses de stationnarité et d'indépendance des données étudiées concernant les crues saisonnières (été, automne et printemps) et annuelles, ont été rejetés pour 14 stations à un niveau de signification de 1%. En ce qui concerne les résultats du test d'homogénéité de Wilcoxon, pour l'ensemble des regroupements des stations retenues dans le cadre de son travail, il est observé que trois regroupements ont des données qui sont rejetées par ce test à un niveau de signification de 1%. Toutefois, les séries de données extraites à partir de ces stations, bien qu'elles ne respectent pas les hypothèses de base sur lesquelles repose l'analyse fréquentielle, ont fait l'objet d'ajustement statistique. Au niveau du Bénin, l'étude menée par Koumassi *et al.* [25] présente des résultats semblables. En effet, l'objectif de l'étude menée par l'auteur, était de réaliser une analyse fréquentielle des phénomènes hydro-pluviométriques dans le bassin de la Sota. Les résultats des tests d'hypothèses ont montré que sur la station de Kalalé, les séries pluviométriques sont non indépendantes, non homogènes et non stationnaires. Cependant, l'analyse fréquentielle a été réalisée. En effet, malgré le fait que la série étudiée ne répond pas favorablement aux tests d'indépendance, de stationnarité et d'homogénéité, mais présente une corrélation minimale d'une année à l'autre, l'incidence sur l'analyse des quantiles de crue estimés est relativement faible [9].

Ainsi, les résultats obtenus mettent en évidence la supériorité de la loi Gamma comme la loi qui ajuste au mieux les Q_{MXA} dans le bassin de la Marahoué à Bouaflé. Elle est suivie par la loi de Weibull et vient en troisième position la loi Log-normale.

Les résultats de l'analyse fréquentielle obtenus dans cette étude se rapprochent des travaux de plusieurs auteurs tels que Riad [9], Meddi *et al.* [21], Beliveau [26], etc. En effet, dans son étude menée sur l'analyse fréquentielle de la pointe, du volume et de la durée de la crue sur quatre bassins versants Québécois (Ashuapmushuan, Batiscan, Harricana et Romaine), Beliveau [26] a eu recours à des séries d'observations journalières de débit. Un graphique superposant les probabilités empiriques et théoriques des distributions gamma, normale, GEV, Pearson type III et log-Pearson type III a été réalisé. Le choix graphique de la loi qui ajuste le mieux les observations extrêmes s'est porté sur la loi Gamma. De même, les critères BIC et AIC de la loi Gamma, ont affiché les valeurs minimums comparativement aux autres lois. Meddi *et al.* [21] au cours de leurs travaux portant sur l'analyse statistique et la prévision des débits de crues dans le bassin versant de l'Oued Mekerra (Algérie), se sont appuyés sur des séries de débits maximaux annuels de trois stations de mesure à savoir: Haçaiba (938 km²), Sidi Ali Benyoub (1871 km²) et Sidi Bel Abbès (3000 km²). Le choix de l'auteur s'est porté sur la méthode des maximaux annuels. Ainsi, il ressort des ajustements effectués que la loi Gamma donne le meilleur résultat pour les trois stations. En outre, les résultats obtenus au cours de ce travail sont en concordance avec ceux de Riad [27]. Poussé par la nécessité d'établir des systèmes performants de prévention et d'évacuation rapide de la population par l'installation d'infrastructures appropriées et systèmes d'alertes en cas de prévision de phénomènes catastrophiques naturels, l'auteur réalise une analyse hydrologique des eaux superficielles sous climat semi-aride au Maroc. Les séries des débits maximums annuels ont été employées pour l'analyse des crues par ajustement à des lois statistiques. Les ajustements effectués aboutissent à des résultats satisfaisants. L'oued Ourika à la station d'Aghbalou présente des débits plus irréguliers avec un coefficient de variation très élevé (1,28), ce qui permet d'expliquer le recours à la loi Log-Normale. Les échantillons des données de débit de crue analysés à partir de plusieurs autres bassins versants (Ansegmir, Foum Tillicht et Ait Bouijjane) ont montré que la loi Gamma se présente comme la meilleure loi qui ajuste ces différentes données. Selon Kharroubi [28], plusieurs recherches américaines préfèrent la loi Gamma.

Plusieurs auteurs sont parvenus à des conclusions qui diffèrent de celles obtenues au cours de nos travaux. Ainsi, selon Kharroubi [28], les écoles anglaises préfèrent l'utilisation des lois de Gumbel, de Weibull et les lois log-Pearson III. Kouider [8] abonde dans le même sens que les auteurs précédents. Pour lui, plusieurs hydrologues considèrent la loi Log-normale comme étant une des distributions les plus appropriées pour l'analyse fréquentielle des débits de crues. Les travaux de Koumassi *et al.* [25] ont porté sur l'analyse fréquentielle des débits moyens journaliers maximaux des stations de Couberi et de Gbassè sur la période 1965-2008 dans le bassin versant de la Sota au Bénin. Il ressort de l'ajustement des séries constituées à cet effet que les débits de pointe s'ajustent bien aux lois de Gumbel et de Log-Pearson III avec une marge d'erreur de 1 à 5%. Cependant, c'est la loi de Gumbel qui est celle qui a été retenue pour estimer les quantiles des débits maximaux pour différentes périodes de retour (2 à 200 ans) et leurs intervalles de confiance.

Il ressort de cette analyse comparative qu'aucun modèle ne peut être considéré comme supérieur aux autres pour l'ensemble des applications. Par ailleurs, les résultats obtenus ainsi que leur confrontation aux travaux antérieurs montrent que le choix de la meilleure loi n'est pas toujours aisé. A cet effet, Miquel (1984) cité par Gailliez [11], explique que lorsque plusieurs lois sont plausibles, les critères de jugement suivants peuvent être employés:

- La loi ayant le moins de paramètres est privilégiée si les ajustements sont de qualité similaire;
- A nombre de paramètres égal, l'estimation des deux lois est comparée;
- Si elles sont très voisines, la loi la plus simple pour les calculs futurs est retenue;
- Si elles sont nettement différentes, une nouvelle loi doit être trouvée quitte à prendre un paramètre supplémentaire;
- Une loi à 1 ou 2 paramètres sera toujours préférée sauf si la qualité d'ajustement d'une loi à 3 paramètres est nettement supérieure à celle des lois à 2 paramètres.

De nombreux auteurs [10, 29, 30, 31] ont dû renoncer aux choix des données de débit comme variables de définition de systèmes d'alertes de crue. En effet, bien que reconnaissant la qualité des résultats issus de l'analyse fréquentielle pour la détermination des quantiles et seuils d'alerte des aléas liés aux inondations à partir de données de débit, de nombreuses études compte tenu de la nécessité de disposer de longues séries d'observations de débits, ont été contraintes d'utiliser des données de pluviométrie plus disponibles.

Les seuils de crues déterminés constituent un système d'alertes de crues afin de donner des alertes précoces aux populations pour une gestion durable des inondations dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama) en Côte d'Ivoire.

4 CONCLUSION

L'objectif de cette étude est de modéliser les débits moyens mensuels maximaux annuels (Q_{MXA}) afin de définir un système d'alertes de crues dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama). Cinq lois de distribution ont été retenues pour la modélisation statistique des crues (la loi Gamma, la loi Weibull, la loi Exponentielle, la loi Log-normale, la loi Pearson de type). Elles ont été ajustées aux Q_{MXA} de la période 1961-2017. Les principaux résultats obtenus ont montré que les Q_{MXA} de la Marahoué (Bandama) suivent préférentiellement la loi Gamma qui représente le modèle statistique qui ajuste au mieux ces données. Il est suivi par la loi Weibull et en troisième position vient la loi Pearson de type III. Ainsi, la loi Gamma a été utilisée pour la définition du système d'alertes précoces des crues dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama) à travers la détermination des seuils d'alerte (802 m³/s), de vigilance (722 m³/s) et de crise (882 m³/s). Les seuils de crues déterminés constituent un système d'alertes de crues afin de donner des alertes précoces aux populations pour une gestion durable des inondations dans le bassin versant de la Marahoué en Côte d'Ivoire. Il s'agit donc de gagner en capacité d'anticipation pour gérer les crises provoquées par les inondations et d'assurer aux services de l'Etat et aux collectivités un délai suffisant à la mise en application de plans de secours dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama). Cette approche peut être appliquée sur les autres cours d'eau de la Côte d'Ivoire afin de constituer un véritable système d'alertes hydrologiques pour la gestion des cours d'eau ivoiriens.

REMERCIEMENTS

Les auteurs de cet article remercient les instructeurs dont les critiques et les suggestions ont permis d'améliorer le présent article. Ils remercient également la Direction Générale des Infrastructures de l'Hydraulique Humaine (DGIHH), Sous-Direction de l'Hydrologie pour leur avoir fourni les données de débits utilisées dans cette étude.

REFERENCES

- [1] GIEC, « Bilan 2007 des changements climatiques. », Contribution des Groupes de travail I, II et III au 4e Rapport d'évaluation du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat [Équipe de rédaction principale, Pachauri, R.K. et Reisinger, A.]. GIEC, Genève, Suisse, 103 p., 2007.
- [2] O.E.C.D. (2010). « Glossaire des principaux termes relatifs à l'évaluation et la gestion axée sur les résultats. », 2010.
- [3] CIMA, UNISDR, « Profil de Risque de Catastrophe en Côte d'Ivoire », 24p., 2018.
- [4] Agence Ivoirienne de Presse (AIP). Site web www.aip.ci, 2018.
- [5] Habibi B., Meddia M., Boucefiane B., « Analyse fréquentielle des pluies journalières maximales: Cas du Bassin-Chergui. », Revue Nature & Technologie, Sciences de l'Environnement, n° 08, pp.41-48, 2013.
- [6] Agué A.I., Afouda A., « Analyse fréquentielle et nouvelle cartographie des maxima annuels de pluies journalières au Bénin. », International Journal of Biological and Chemical Sciences, vol.9, n°1, pp.121-133, 2015.
- [7] Yue S., Pilon P., « A comparison of the power of the t-test, Mann-Kendall and bootstrap tests for trend-detection. », Hydrological Sciences Journal, vol.49, n°1, pp.21-37, 2004.
- [8] Kouider A., « Analyse fréquentielle locale des crues au Québec (Canada). » Mémoire de Maîtrise, Université du Québec, INRS, ETE, 66p., 2003.

- [9] OMM (ORGANISATION MÉTÉOROLOGIQUE MONDIALE), « Guide d'utilisation de l'indice de précipitations normalisé. », Temps-Climat-Eau, n°1090, 2012.
- [10] Lang C., « Etiages et tarissements: vers quelles modélisations ? L'approche conceptuelle et l'analyse statistique en réponse à la diversité spatiale des écoulements en étiage des cours d'eau de l'Est français. », Thèse d'hydrologie, Université de Metz France, 375p., 2007.
- [11] Gailliez S., « Estimation des débits d'étiage pour des sites non jaugés. Application en région Wallonne. » Dissertation originale présentée en vue de l'obtention du grade de Docteur en sciences agronomiques et ingénierie biologique; Université de Liège -Gembloux Agro-Bio-Technique, 271 p., 2013.
- [12] Benkhaled A., « Distributions statistiques des pluies maximales annuelles dans la région du Cheliff comparaison des techniques et des résultats », Courrier du Savoir, n°08, pp.83-91, 2007.
- [13] Goula A.B.T., Soro G., Dao A., Kouassi W.F., Srohourou B., « Frequency analysis and new cartography of extremes daily rainfall events in Côte d'Ivoire. », Journal of Applied Sciences, vol. 10, n° 16, pp.1684-1694, 2010.
- [14] Soro G., « Modélisation statistique des pluies extrêmes en Côte d'Ivoire. » Thèse de Doctorat de l'Université Nangui-Abrogoua, Sciences et Gestion de l'Environnement, 193p., 2011.
- [15] Meylan P., Favre A.C, Musy A., « Hydrologies fréquentielle. Une science prédictive. » Presses polytechniques et universitaires romandes. Lausanne, 2008.
- [16] Kouassi A.M., Nassa R.A.K., Koffi Y.B., Kouamé K.F., Biémi J., « Modélisation statistique des pluies maximales annuelles dans le District d'Abidjan (Sud de la Côte d'Ivoire).», Revue des Sciences de l'Eau, n°31, pp.147-160, 2018.
- [17] Hangnon H., De Longueville F., Ozer P., « Précipitations extrêmes et inondations à Ouagadougou: quand le développement urbain est mal maîtrisé. », XXVIII Colloque de l'Association Internationale de Climatologie, Liège, Actes, pp. 497-502, 2015.
- [18] Mohymont B., Demarée R.G., « Courbes intensité-durée-fréquence des précipitations à Yangambi, Congo, au moyen de différents modèles de type Montana. », Hydrol. Sci. J., n°51, pp.239-253, 2006.
- [19] Bravard J.P., Clemens A., « Le Rhône en 100 questions. Les crues et inondations du Rhône. », Zone Atelier Bassin du Rhône, 41p., 2006.
- [20] Benmansour N., « Etude de crues et localisation des zones inondables. Mémoire pour obtenir magister en sciences agronomiques.», Ecole Nationale Supérieure Agronomique El Harrach Alger, 146p., 2009.
- [21] Meddi M., Sadeuk B.A., « Analyse statistique et prévision des débits de crues dans le bassin versant de l'Oued Makerra (Ouest de l'Algérie). », Revue Nature & Technologie, série C- Sciences de l'Environnement, n°10, pp.21-31, 2007.
- [22] CEREMA, « Étude de dangers de systèmes d'endiguement-Concepts et principes de réalisation des études.». Cerema, Bron, Collection Références, 62p., 2018.
- [23] Kouadio J.S., « Les technologies smartphone comme outils d'aide à l'alerte face aux crues rapides en France-Expérimentations dans le Vaucluse et le Var. », Thèse de Doctorat de de l'Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse, 271p., 2016.
- [24] SODEXAM, « Bulletin de risque d'inondation à Abidjan », n° 02, 2018.
- [25] Koumassi D.H., Tchibozo A.E., Vissin E., Houssou C., « Analyse fréquentielle des événements hydro-pluviométriques extrêmes dans le bassin de la Sota au Bénin », Afrique Science, Vol.10, n°2, pp.137-148, 2014.
- [26] Béliveau J., « Analyse fréquentielle multivariée de la pointe, du volume et de la durée de la crue », Mémoire présenté pour l'obtention du grade de Maître ès sciences (M.Sc.). Faculté des Sciences et de Génie Université Laval, Québec, 60p., 2006.
- [27] Riad S., « Typologie et analyse hydrologique des eaux superficielles à partir de quelques bassins versants représentatifs du Maroc », Thèse en cotutelle Université des sciences et technologies de Lille & Université Ibnou Zohr d'Agadir, Spécialité hydrologie de surface, 154p., 2003.
- [28] Kharroubi O., « Prévision des crues par modèle de réseau de neurones artificiels: application au bassin versant de l'Eure », Thèse de l'Université Lille1-Sciences et technologies, 211p., 2013.
- [29] Abdeldjalil C., « Gestion de crue dans un bassin versant-Etude hydrologique, hydraulique et aménagement », Mémoire pour l'obtention du diplôme de Magister en hydraulique. Université Aboubakr Belkaid – Tlemcen, Algérie, 135p., 2010.
- [30] Gbaguidi T.B., «Système d'informations et représentations cartographiques pour la gestion des inondations à Cotonou.», Mémoire pour l'obtention du master en ingénierie de l'eau et de l'environnement, Institut International d'Ingénierie de l'Eau et de l'Environnement (2IE), 108p., 2010.
- [31] Lang C., « Les étiages: Définitions hydrologique, statistique et seuils réglementaires ». Cybergeo: European Journal of Geography, Environnement, Nature, Paysage, mis en ligne le 30 Novembre 2011.
URL: <http://journals.openedition.org/cybeo/24827>, 2011.