



MODÉLISATION STATISTIQUE DES DÉBITS D'ÉTIAGES ET DÉTERMINATION DE SEUILS D'ÉTIAGES DANS LE BASSIN VERSANT DE LA MARAHOUE (BANDAMA, CÔTE D'IVOIRE)

STATISTICAL MODELING OF LOW FLOW RATES AND DETERMINATION OF LOW FLOW THRESHOLDS IN THE MARAHOUE WATERSHED (BANDAMA, IVORY COAST)

ASSOKO A.V.S.¹, KOUASSI A.M.², NASSA R.A.K.¹

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

² Institut 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

michel.a_kouassi@yahoo.fr

RÉSUMÉ

Au cours de l'année 2018, de nombreuses villes de la Côte d'Ivoire (Tiébissou, Bouaké, Niakaramandougou, Odienné, etc.) ont connu des épisodes prolongés de sécheresse, mobilisant ainsi les efforts du gouvernement ivoirien afin de trouver des solutions d'urgence. Ainsi, afin de lutter efficacement contre les effets du changement climatique qui affectent de plus en plus les villes de notre pays, il est nécessaire de passer par des schémas d'adaptation. C'est pourquoi, la présente étude vise à modéliser les débits moyens mensuels minimaux annuels (Q_{MNA}) sur le bassin versant de la Marahoué (Bandama) afin de définir un système d'alertes précoces d'étiages (seuil d'alerte, seuil de tolérance et seuil de crise). De ce fait, les données de débits mensuelles collectées sur la période 1961-2017 à la station hydrométrique de Bouaflé, ont été utilisées. La méthodologie employée est basée d'une part sur l'analyse fréquentielle afin d'identifier la loi qui ajuste au mieux les Q_{MNA} et d'autre part, la détermination de seuils d'étiages permettant de donner des alertes précoces. Une présélection de lois de distribution a été faite et a permis de retenir trois lois (loi Gamma, loi

Weibull et loi Exponentielle). Les fréquences empiriques ont été calculées à partir de la relation de Hazen. Les paramètres des différentes lois ont été déterminés par la méthode des moments pondérés. L'ajustement a été apprécié à partir de représentations graphiques et du test du χ^2 . Deux critères (critère d'Akaike et critère bayésien) ont été retenus pour trancher sur le choix des meilleurs modèles. Les principaux résultats obtenus ont montré que les Q_{MNA} de la Marahoué ont été mieux ajustés par la loi Gamma. Il est donc recommandé de se servir de ce modèle statistique pour la détermination des seuils d'étiages dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama).

Mots clés : Q_{MNA} , analyse fréquentielle, seuils d'alertes d'étiages, Marahoué (Bandama), Côte d'Ivoire.

ABSTRACT

During 2018, many cities in Ivory Coast (Tiébissou, Bouaké, Niakaramandougou, Odienné, etc.) experienced prolonged episodes of drought, thus mobilizing the efforts of the Ivorian government to find solutions emergency. Thus, in order to effectively combat the effects of climate change which increasingly affect the cities of our country, it is necessary to go through adaptation schemes. This is why this study aims to model the average monthly minimum annual flows (Q_{MNA}) in the Marahoué watershed (Bandama) in order to define a system of early low water alerts (alert threshold, tolerance threshold and crisis threshold). As a result, the monthly flow data collected over the period 1961-2017 at the Bouaflé hydrometric station were used. The methodology used is based on the one hand on the frequency analysis in order to identify the law which best adjusts the Q_{MNA} and on the other hand, the determination of low-water thresholds making it possible to give early warnings. A distribution laws preselection was made and allowed to retain three laws (Gamma law, Weibull law and Exponential law). The empirical frequencies were calculated from the Hazen relation. The parameters of the different laws were determined by the weighted moments method. The adjustment was appreciated from graphical representations and the χ^2 test. Two criteria (Akaike criterion and Bayesian criterion) were chosen to decide on the choice of the best models. The main results obtained showed that the Q_{MNA} of Marahoué were better adjusted by the Gamma law. It is therefore recommended to use this statistical model for the determination of low water levels in the Marahoué watershed (Bandama).

Key words: Q_{MNA} , frequency analysis, low-water alert thresholds, Marahoué (Bandama), Ivory Coast.

INTRODUCTION

Dans ses Rapports d'évaluation de 2007 et de 2014, le Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'évolution du Climat (GIEC, 2007) dresse un tableau sombre des conséquences des activités humaines sur l'évolution du climat. L'une de ces conséquences est l'augmentation de la température à la surface de la terre. Cette augmentation de température entraînera globalement une augmentation du niveau des océans et des perturbations dans le cycle des pluies. On prévoit même d'ici à 2100, une baisse des quantités de pluies de 2 à 7 % par rapport aux années 1990. Par ailleurs, ces pluies seront réparties de manière inégale et irrégulière sur toute la surface du globe terrestre (Sultan *et al.*, 2005).

Dès lors, des études portant sur la variabilité et les changements climatiques ont intéressé la communauté scientifique notamment suite à plusieurs manifestations climatiques de grande ampleur. L'Afrique n'est pas à l'abri des perturbations climatiques, comme le mettent en évidence les travaux d'Aguiar (2009), Noufé (2011), etc.

En Côte d'Ivoire, depuis quelques décennies, il est observé les effets des changements dû aux phénomènes climatiques extrêmes. Ces changements climatiques se manifestent par des anomalies et des crises plus ou moins aléatoires, parfois des phases successives d'excédents (inondations) et dans d'autres cas des déficits hydriques (sécheresse). Ainsi, nous pouvons facilement admettre que les changements climatiques ont des conséquences notables sur la disponibilité des ressources en eau, sur les populations et même la stabilité économique du pays. Par exemple, au cours de l'année 2018, de nombreuses villes de la Côte d'Ivoire (Bouaké, Korhogo, Tiébissou, Niakaramandougou, Odienné, etc.) ont connu des épisodes prolongés de sécheresse, causant ainsi des difficultés dans l'alimentation en eau potable des populations de ces différentes villes. Ce qui a nécessité des efforts soutenus du gouvernement ivoirien afin de trouver des solutions d'urgence. Ainsi, afin de lutter efficacement contre les effets du changement climatique qui affectent de plus en plus les villes de notre pays, il est nécessaire de passer par des schémas d'adaptation. Dès lors, connaître le comportement hydrologique d'un bassin versant devient une priorité dans la gestion des ressources en eau, afin d'être capable de prévoir des inondations ou des sécheresses.

C'est pourquoi la présente étude vise à modéliser les débits moyens mensuels minimaux annuels (Q_{MNA}) sur le bassin versant de la Marahoué (Bandama) afin de définir un système d'alertes précoces d'étiages (seuil d'alerte, seuil de tolérance et seuil de crise). La méthodologie employée est basée sur l'analyse fréquentielle des Q_{MNA} 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 d'étiages.

PRÉSENTATION DE LA ZONE D'ÉTUDE

Le bassin versant de la Marahoué (Bandama rouge) est situé en Côte d'Ivoire entre la longitude 5°5' et 7°1' Ouest et la latitude 6°7' et 9°5' Nord. 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 (Figure 2).

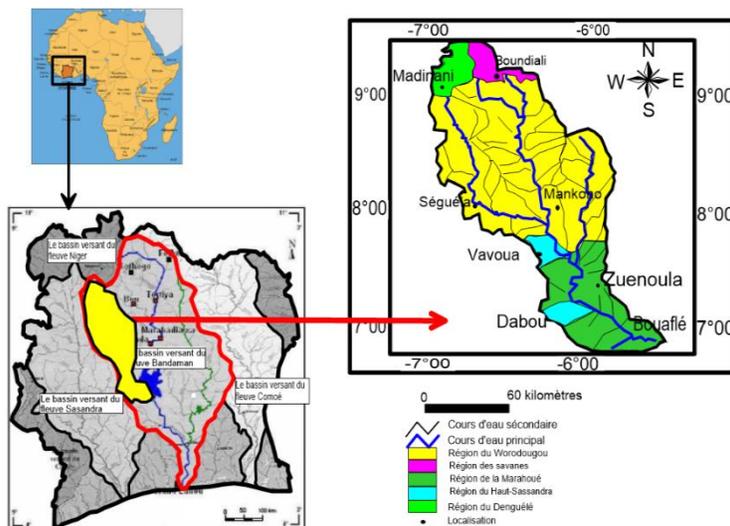


Figure 1 : Localisation géographique du bassin versant de la Marahoué (Bandama)

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.

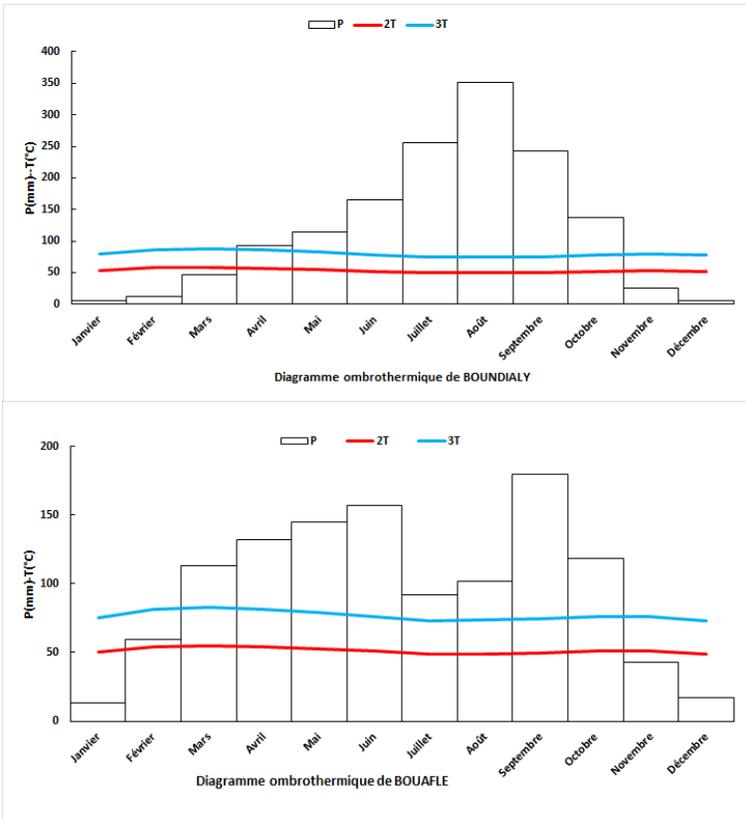


Figure 2 : Régimes climatiques du bassin versant de la Marahoué

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 ferralitiques. 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 (Figure 3). 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.

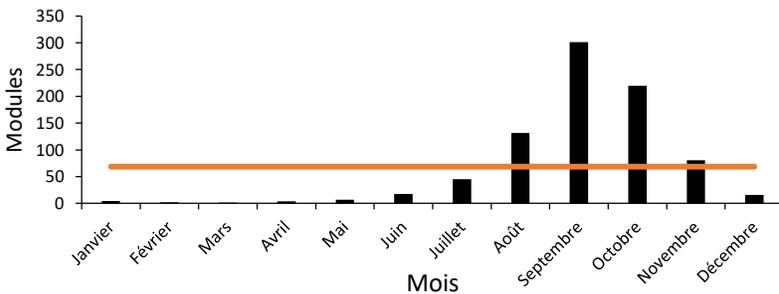


Figure 3 : Régime hydrologique de la Marahoué (Bandama) (1961-2017)

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Matériel

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 méthode de la proportionnalité analogue a permis de simuler les données manquantes au sein de la série de débits mensuels utilisés à partir des données de la station hydrométrique de Béoumi-Séguela, située en amont de la station de Bouaflé. Les modules calculés après comblement des lacunes, oscillent entre $2,89 \text{ m}^3/\text{s}$ et $151,57 \text{ m}^3/\text{s}$ avec une moyenne de $65,13 \text{ m}^3/\text{s}$ et un écart-type de $33,42 \text{ m}^3/\text{s}$ (Figure 4).

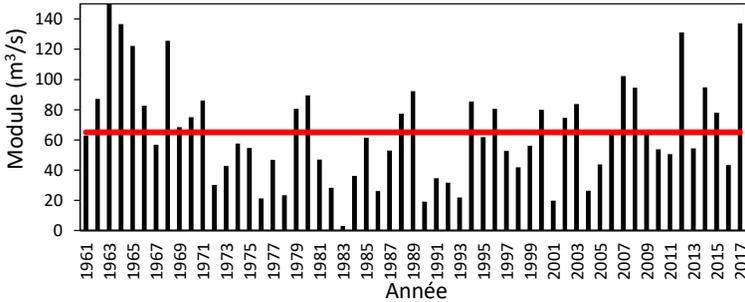


Figure 4 : Variation du module de la Marahoué (Bandama) de 1961 à 2017

La variable descriptive du débit d'étiage a été extraite à partir de la méthode d'échantillonnage par valeurs minimales qui a consisté à sélectionner sur une année donnée (de janvier à décembre), le débit moyen mensuel minimal annuel (Q_{MNA}). 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 minimaux annuels (Q_{MNA}) sont compris entre $0,01$ et $32,6 \text{ m}^3/\text{s}$ avec une moyenne de $2,6 \text{ m}^3/\text{s}$ (Figure 5) ; 67% des Q_{MNA} sont en-dessous de la moyenne.

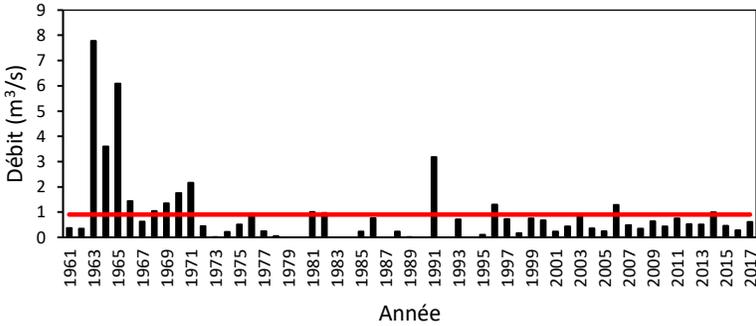


Figure 5 : Variation interannuelle des QMNA de la Marahoué (Bandama) de 1961 à 2017

Les Q_{MNA} interviennent majoritairement aux mois de février (36%) et mars (38%) (Figure 6). Ils apparaissent moins fréquemment en janvier (9%) et avril (12%). Les plus basses eaux sont donc observés aux mois de février et mars.

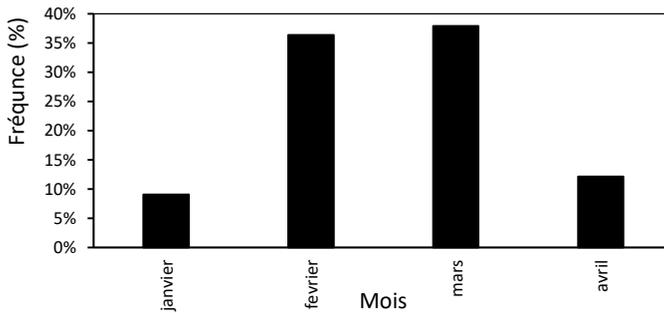


Figure 6 : Fréquence d'occurrence mensuelle des Q_{MNA} de la Marahoué (Bandama) de 1961 à 2017

Les valeurs de Q_{MNA} les plus fréquentes sont dans l'intervalle $[0-3\text{m}^3/\text{s}]$ (Figure 7). Quant aux autres classes de Q_{MNA} ($[3-6\text{ m}^3/\text{s}]$ et $[6-9\text{ m}^3/\text{s}]$) leurs fréquences respectives sont inférieures à 5%. La classe modale des Q_{MNA} est la classe $[0-3\text{ m}^3/\text{s}]$.

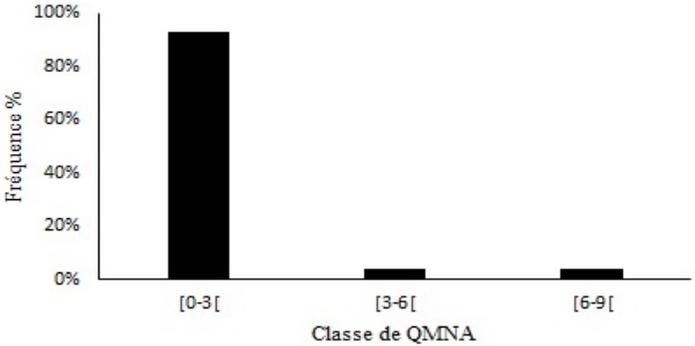


Figure 7 : Fréquences des Q_{MNA} de la Marahoué (Bandama) de 1961 à 2017

La classe médiane des Q_{MNA} est la classe [0-3 m³/s[(Figure 8). La classe médiane est donc confondue à la classe modale.

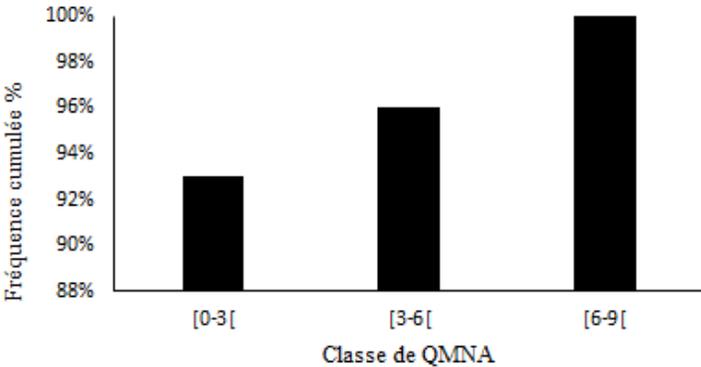


Figure 8 : Fréquences cumulées des Q_{MNA} de la Marahoué (Bandama) de 1961 à 2017

Méthodologie appliquée

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 d'étiages au pas de temps annuel. Enfin, une évaluation de la validité des modèles adoptés a été réalisée. Les lois de distribution qui s'ajustent au mieux aux débits ont été retenues.

Hypothèses de l'analyse fréquentielle

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 (Habibi *et al.*, 2013 ; Agué et Afouda, 2015). 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.

Hypothèse d'homogénéité (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.

Hypothèse de stationnarité (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 (Yue et Pilon, 2004).

Hypothèse d'indépendance (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 (Kouider, 2013).

Choix et estimation des paramètres des modèles 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 (WMO, 2009). 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 (Kouider, 2003 ; Lang, 2007 ; Gailliez, 2013 ; Agué et Afouda, 2015). Il s'agit des lois suivantes :

- loi Exponentielle ;
- loi Weibull ;
- loi Gamma.

Calcul des fréquences 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):

$$P_m = \frac{m-\alpha}{n+1-2\alpha} \quad (1)$$

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 (Benkhaled, 2007 ; Goula *et al.*, 2010 ; Soro, 2011). 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	Référence
Weibull	0	$\frac{r}{n+1}$ (2)	Weibull (1939)
Chegodayev	0,3	$\frac{r-0,3}{n+0,4}$ (3)	Chow et al.(1964)
Cunnane	0,4	$\frac{r-0,4}{n+0,2}$ (4)	Cunnane (1978)
Hazen	0,5	$\frac{r-0,5}{n}$ (5)	Hazen(1914)

Sélection 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 (Kouider, 2003). 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.* (2008), 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) (Kouassi *et al.*, 2018a), 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.

Contrôle 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 (Gailliez, 2013). 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.

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 (Gailliez, 2013). 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):

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

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):

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

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.

Critères d'information d'Akaike (AIC) et bayésien (BIC)

La valeur du critère d'Akaike (Akaike, 1974) et du bayésien (Schwarz, 1978) pour une loi de probabilité donnée, ajustée à un échantillon « x » de taille « n » est basée sur un calcul de la log-vraisemblance maximisée (Gailliez, 2013). 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 (WMO, 2009 ; Goula *et al.*, 2010 ; Agué et Afouda, 2015 ; Kouassi *et al.*, 2018a) (équation 8):

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

avec :

$L(\hat{\theta}, x)$: la fonction de vraisemblance;

k : le nombre de paramètres.

Selon Akaike (1974), 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 posteriori. La formule permettant le calcul du critère BIC est (WMO, 2009 ; Goula *et al.*, 2010 ; Agué et Afouda, 2015 ; Kouassi *et al.*, 2018a) (équation 9):

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

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.

Détermination 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 ($n > 30$).

Caractérisation des périodes de retour

La loi identifiée comme ajustant le mieux les débits d'étiages a été appliquée aux débits moyens mensuels minimaux annuels (Q_{MNA}) pour caractériser les périodes de retour des événements extrêmes. Selon Hangnon *et al.* (2015), 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

évènement est définie comme étant l'inverse de la probabilité annuelle de dépassement de cet évènement (Mohyont et Demarée, 2006) (Equation 11) :

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

avec :

T : période de retour (année) ;

F : fréquence de non dépassement.

Un évènement extrême 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 va de 6 à 10 ans et de normal si la période de retour est à moins de six ans (Hangnon *et al.*, 2015).

Détermination des seuils d'étiages

Le plan sécheresse fixe un cadre national de gestion de la ressource en eau (Lang, 2011). Il doit permettre de prévenir les déséquilibres entre prélèvements et ressources disponibles, en imposant des limitations temporaires de certains usages de l'eau. Ce plan définit notamment le débit seuil d'alerte (DSA), qui correspond au seuil en dessous duquel les premières restrictions doivent être prises. L'objectif est d'éviter d'atteindre le débit de crise (DCR), valeur de débit en dessous de laquelle l'alimentation en eau potable ainsi que la survie des espèces aquatiques sont menacées. Le Plan Cadre Sécheresse définit différents stades relatifs à la gravité de la situation (Lang, 2011) :

- le seuil de vigilance ;
- le niveau d'alerte ;
- le niveau de crise ;
- le niveau de crise renforcé.

Ces seuils sont fonctions des différents débits indicateurs (débits caractéristiques). Dans cette étude, l'indicateur pour les étiages est fondé sur le Q_{MNA-5} qui se définit comme le débit moyen mensuel minimal annuel sec de récurrence 5 ans ou encore le débit mensuel minimal de fréquence quinquennale sèche (ayant une probabilité 1/5 chaque année de ne pas être dépassé). Ce Q_{MNA} renseigne sur la sévérité des étiages et constitue une valeur réglementaire prescrite par la loi française sur l'eau du 3 janvier 1992 pour la gestion des eaux (Sauquet *et al.*, 2009). Ainsi, deux (2) seuils ont été définis pour la gestion de

crise et ont été déjà appliqués aux cours d'eau ivoiriens (Kouassi *et al.*, 2018b). Il s'agit du seuil de vigilance (équation 12) et du seuil de crise (équation 13) :

$$\text{seuil de vigilance} = 1,1 \times Q_{MNA-5} \quad (12)$$

$$\text{seuil de crise} = 0,9 \times Q_{MNA-5} \quad (13)$$

RÉSULTATS

Vérification des tests d'hypothèses

Les tests d'hypothèses d'indépendance, d'homogénéité et de stationnarité ont été vérifiés au niveau des données de Q_{MNA} de la station de Bouaflé (Tableau 2). Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau ci-dessous. Il en ressort que l'hypothèse H_0 du test d'homogénéité (Wilcoxon) a été rejetée au niveau de signification de 1% pour toutes les stations. On pourrait conclure alors que les données de Q_{MNA} 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_{MNA} au niveau de la station de Bouaflé ne sont donc pas stationnaires avec une autocorrélation d'ordre 1. En ce qui concerne le test d'indépendance (Wald-Wolfowitz), l'hypothèse H_0 a été acceptée au niveau significatif de 1%. Les débits moyens minimaux annuels sont donc indépendants avec une autocorrélation d'ordre 1.

Tableau 2 : Résultat des tests d'hypothèses

Test d'homogénéité		Test de stationnarité		Test d'indépendance	
W	P	K	P	U	P
5,02	$5,21 \cdot 10^{-7}$	3,18	$1,48 \cdot 10^{-3}$	2,33	$1,99 \cdot 10^{-2}$

Analyse des paramètres des lois statistiques appliquées

La figure 9 présente l'évolution des probabilités empiriques des Q_{MNA} de la station de Bouaflé de la chronique 1961-2017.

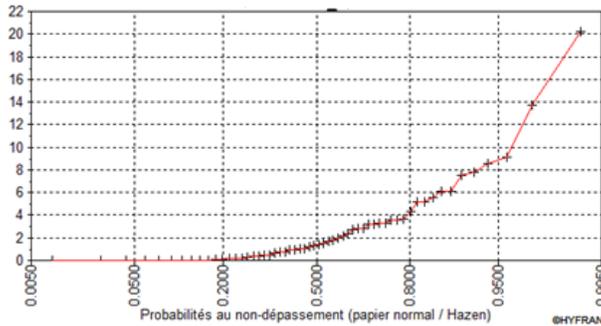


Figure 9 : Évolution des probabilités empiriques des Q_{MNA} de la station de Bouaflé (1961-2017)

Ajustement graphique des débits d'étiages

Les résultats d'ajustement des données de Q_{MNA} de la station de Bouaflé à partir des différents modèles retenus sont illustrés aux figures 10, 11 et 12. Pour mieux apprécier l'ajustement des différentes lois appliquées, un graphe de comparaison (Figure 13) a été construit par superposition des différents modèles. L'examen de ces différentes figures a permis de montrer que la loi Exponentielle a tendance à sous-estimer les Q_{MNA} . Par contre, les lois Gamma et Weibull sont très proches.

La courbe de la loi Gamma passe au-dessus de celle de la loi Weibull par moments et vis-versa. Il est donc difficile à ce niveau de trancher entre les deux lois. Ainsi, des tests numériques de vérification de l'adéquation des ajustements ont été appliqués pour mieux apprécier leur relative qualité.

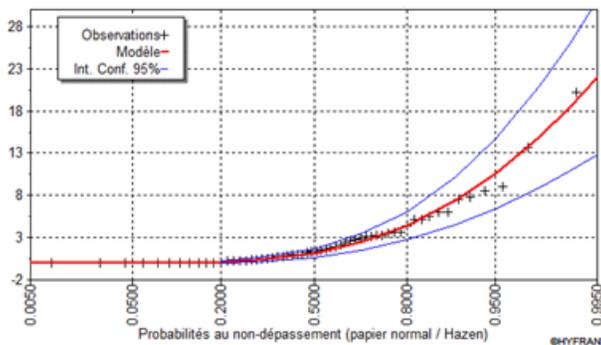


Figure 10 : Ajustement des Q_{MNA} à la loi Gamma

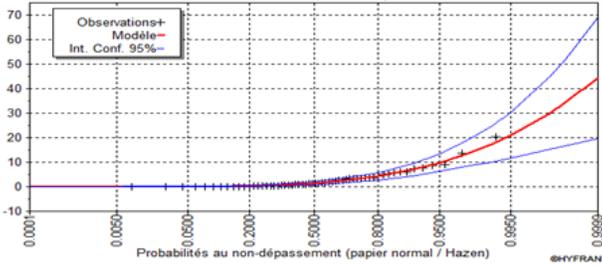


Figure 11 : Ajustement des Q_{MNA} à la loi Weibull

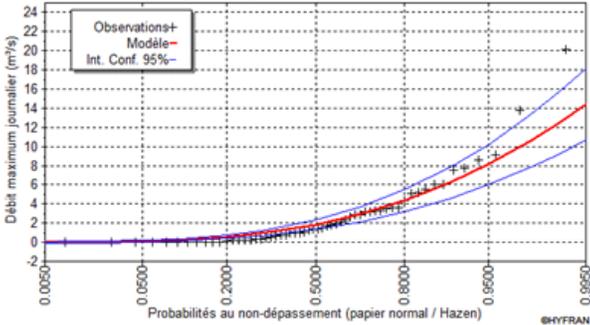


Figure 12 : Ajustement des Q_{MNA} à la loi Exponentielle

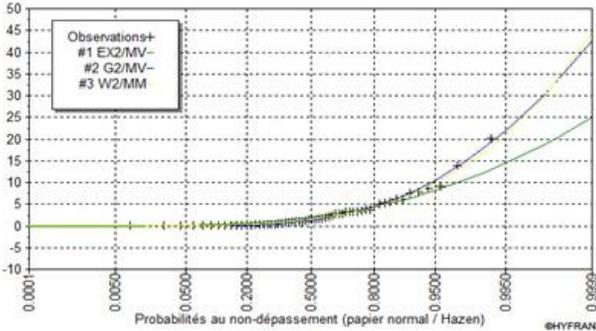


Figure 13 : Comparaison de l'ajustement des Q_{MNA} de la station de Bouaffé

Ajustement numérique des débits d'étiages

Test du Khi-deux

Les résultats du test de Khi-deux appliqués sont consignés dans le tableau 3. L'hypothèse H_0 relative à la loi Exponentielle a été rejetée au niveau significatif

de 1%. Concernant la loi Gamma, l'hypothèse H_0 a été acceptée au niveau de signification de 5%. Quant aux résultats de la loi Weibull, ils montrent que l'hypothèse H_0 a été acceptée au niveau de signification de 5%. Toutefois, ce test ne permet pas de trancher sur le choix de la meilleure loi d'ajustement. D'où la nécessité de recourir aux résultats des critères d'Akaike et bayésien.

Tableau 3 : Test de χ^2 appliqué aux Q_{MNA}

Loi exponentielle		Loi weibull		Loi gamma	
χ^2	P	χ^2	P	χ^2	p
21,66	0,0029	9,59	0,2133	8,55	0,2865

Critères d'AIC et BIC

Les résultats obtenus suite à l'application des critères d'Akaike et Bayésien sont consignés au tableau 4. Il est constaté que les valeurs diffèrent pour un même critère en passant d'une loi à une autre. Les deux critères choisissent la même loi donc convergent toujours vers le même modèle. La loi Gamma a les valeurs les plus faibles, suivie de la loi Weibull et enfin la loi exponentielle. 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_{MNA} est la loi Gamma. Elle est suivie de près par la loi loi Weibull. Enfin, vient la loi Exponentielle qui est la loi la moins efficace.

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

Lois de probabilité	AIC	BIC
Gamma	204,021	208,142
Weibull	210,957	215,078
Exponentielle	236,268	240,389

Caractérisation des périodes de retour

Les périodes de retour évaluées varient entre 1 et 114 ans avec une moyenne de 6 ans (Tableau 5 ; Figure 14). La quasi-totalité des débits d'étiages mensuels annuels étudiés est classée dans la catégorie des évènements de type normal (82,5%). Dans les types anormal et très anormal ont été classées respectivement 7% des variables. Enfin, les évènements exceptionnel et très exceptionnel présentent respectivement une valeur de débit d'étiage de 1,8%.

Tableau 5 : Fréquences de retour des débits d'étiages

Type d'évènement	Fréquence d'apparition	Pourcentage (%)
Normal	47	82,5
Anormal	4	7,0
Très anormal	4	7,0
Exceptionnel	1	1,8
Très exceptionnel	1	1,8

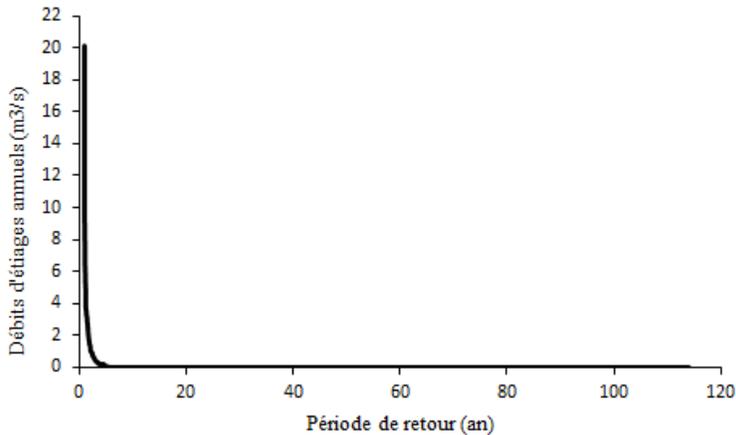


Figure 14 : Périodes de retour des Q_{MNA} à la station de Bouaflé

Détermination des seuils d'étiage

Les quantiles des débits d'étiage évalués à partir de la loi Gamma et leurs intervalles de confiance sont représentés dans le tableau 6 à travers cinq (5) périodes de retour (2 ans, 5 ans, 10 ans, 20 ans et 50 ans). Ces différents quantiles varient entre $6,4 \cdot 10^{-3}$ (T=50 ans) et 1,15 (T=2 ans). Ils augmentent au fur et à mesure que les périodes de retour diminuent.

Tableau 6 : Quantiles des Q_{MNA} de la Marahoué (Bouaflé)

Période de retour (ans)	50	20	10	5	2
Quantile (m³/s)	$6,4 \cdot 10^{-3}$	$7,6 \cdot 10^{-3}$	$2,8 \cdot 10^{-2}$	0,14	1,15
Intervalle de confiance	0,0059	0,0071	0,0227	0,0132	0,607
	-	-	-	-0,271	-1,700
	0,0068	0,0081	0,0341		

La figure 15 met en évidence les seuils d'étiage déterminés (débit caractéristique : Q_{MNA-5} ; les seuils de vigilance et de crise) à la station de Bouaflé. Le Q_{MNA-5} qui renseigne sur la sévérité des étiages est de $0,142 \text{ m}^3/\text{s}$. Pour ce qui est des seuils de vigilance et de crise qui correspondent respectivement à un niveau de prévention des problèmes de pénurie et à un niveau de préparation d'une éventuelle crise, ils présentent respectivement les valeurs de $0,156 \text{ m}^3/\text{s}$ et $0,127 \text{ m}^3/\text{s}$.

Les différents seuils sont présentés dans les plages de couleurs communément utilisées : jaune pour les débits sans dommages significatifs mais dangereux, orange pour les étiages importants et rouge pour des étiages majeurs.

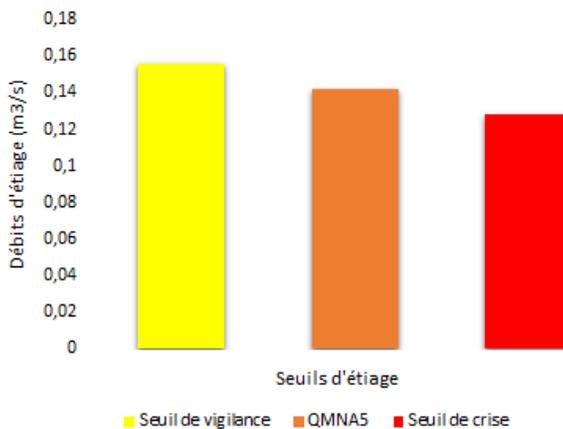


Figure 15 : Seuils d'étiage en rapport avec les Q_{MNA-5} à la station de Bouaflé

DISCUSSION

Il ressort de l'analyse des résultats observés aux différents tests d'hypothèses que les hypothèses H_0 du test d'homogénéité (Wilcoxon) et du test de stationnarité (Kendall) ont été rejetées au niveau de signification de 1% à la station Bouaflé. Les observations (Q_{MNA}) sont donc dépendantes et homogènes avec une autocorrélation d'ordre 1. En ce qui concerne le test d'indépendance (Wald-Wolfowitz), l'hypothèse H_0 a été acceptée au niveau significatif de 1%. Toutefois, ces résultats ne sont pas de nature à remettre en cause les résultats relatifs aux quantiles déterminés à partir de la meilleure loi. En effet, les tests statistiques sont des indicateurs et non pas la vérité absolue. Ainsi, ils indiquent simplement que si les hypothèses de base de l'analyse ne sont pas respectées, alors les résultats numériques de l'analyse seront erronés (Kouassi *et al.*, 2019).

Ainsi, les Q_{MNA} sont mieux ajustés avec le modèle Gamma et le modèle Weibull.

Mais le meilleur modèle est le modèle Gamma. Il est donc recommandé d'utiliser cette loi pour la détermination des seuils d'étiages dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama) à travers la détermination des seuils d'alerte, de tolérance et de crise.

Plusieurs travaux portent sur l'analyse fréquentielle des débits d'étiage. On peut subdiviser en deux groupes. D'une part, les travaux dont les conclusions sont semblables aux résultats obtenus au cours de cette étude. D'autre part, les travaux dont les résultats diffèrent de ceux obtenus dans ce travail.

Pour ce qui concerne les premiers, une analyse fréquentielle des débits minimums annuels de 37 cours d'eau des Etats-Unis a été menée par Joseph (1970) cité par Edgar (2008) à partir de 4 distributions théoriques (Gamma, Log-normale à 2 paramètres, Normale, Weibull). Les conclusions de l'étude ont montré que la loi Gamma s'avère être la plus adaptée suivie de la loi de Weibull et la loi Lognormale. A cela s'ajoutent les travaux de Matalas (1963) cité par Edgar (2008). L'étude est relative à la probabilité de distribution des étiages sur les séries de débits minimaux annuels de 34 cours d'eau aux États-Unis. Les données ont été ajustées à des lois à trois paramètres que sont la loi Weibull, la loi Pearson type 3 et la loi log-normale. Il est parvenu à la conclusion selon laquelle les lois Weibull et Pearson type 3 s'ajustent au mieux aux données de débits minimaux.

Selon le deuxième cas, les travaux de Kouassi *et al.* (2019) portant sur le bassin versant du N'zi-Bandama (Côte d'Ivoire) sont parvenus à des résultats différents.

En effet, les auteurs ont appliqué les lois de distribution telles que la loi log-normale, la loi exponentielle, la loi gamma et la loi de Weibull, pour la modélisation statistique des débits moyens des mois de janvier, février et mars, qui ont été identifiés comme les mois dont les débits sont inférieurs aux débits de fréquence 0,2 (Q_{MNA-5}). Les paramètres des différentes lois ont été estimés par la méthode des maximums de vraisemblance et la méthode des moments pondérés. Les fréquences empiriques ont été calculées à partir de la relation de Hazen. L'ajustement a été apprécié à partir de représentations graphiques et du test de Khi-deux. Deux critères (critère d'Akaike et critère Bayésien) ont été retenus pour trancher sur le choix des meilleurs modèles. Les principaux résultats obtenus ont montré que les débits moyens mensuels de basses eaux du bassin versant du N'zi-Bandama sont mieux ajustés par la loi log-normale qui

est suivie par la loi Exponentielle, ensuite viennent respectivement la loi Gamma et la loi Weibull. La loi Weibull a été la loi la moins efficace. Mekhloufi (2014) a effectué la prédétermination et la prévision des étiages des oueds de l'Algérie septentrionale. Il ressort de ce travail que trois lois sont fréquemment employées pour l'étude des étiages (loi Log-normal, loi Weibull et loi Exponentielle). Les conclusions de son étude ont établi que la loi Log-normale s'ajuste au mieux aux données des débits d'étiages. Par ailleurs, pour Caruso (2000) cité par Lang (2007), les lois les plus fréquemment utilisées pour ajuster les débits d'étiage sont les lois Log-normale, GEV, Weibull, Gamma, Pearson type 3 et Log Pearson type 3. Cependant, l'auteur a préconisé dans ses travaux sur la Nouvelle-Zélande, la loi de Pareto. Yue et Pilon (2004) qui ont travaillé sur le Canada, ont testé 10 lois statistiques : Log-normale à 2 et 3 paramètres, Gamma, Weibull (1951) type 2 et 3, Logistique, GEV, Gamma Pearson, Pearson type 3 et Log-Pearson type 3. Ils en concluent que la loi Pearson 3 s'adapte le mieux aux débits d'étiage.

Comme le présente cette analyse bibliographique, il est difficile de définir une loi pour l'analyse fréquentielle des débits d'étiage. Il n'existe donc pas de loi unique qui permette d'ajuster convenablement toutes les données des stations. Selon Lang (2007), il n'existe pas de loi universellement admise.

Une comparaison des seuils d'étiages déterminés au cours de ce travail aux travaux antérieurs a été effectuée. Il ressort que les seuils d'étiages définis sont compris entre ceux des stations de Fétékro et M'bahiakro (Kouassi *et al.*, 2018b). Ainsi le seuil d'alerte (Q_{MNA-5}) est compris entre 0,124 m³/s (Fétékro) et 0,167 m³/s (M'bahiakro). Le seuil de vigilance appartient à l'intervalle 0,136 m³/s (Fétékro)-0,184 m³/s (M'bahiakro). Quant au seuil de crise, il est compris entre 0,11 m³/s (Fétékro) et 0,15 m³/s (M'bahiakro). Il est donc constaté une hétérogénéité de la répartition du Q_{MNA-5} en Côte d'Ivoire. Ce constat a déjà été fait par Garcia (2016) au niveau de la France. Le bassin versant de la Marahoué à l'image du bassin versant du N'zi, tous deux, affluents du Bandama, ont des valeurs de Q_{MNA-5} faibles qui traduisent des étiages non soutenus. Ce caractère hydrologique serait lié à la capacité du réservoir sol. En effet, en période d'étiage, les cours d'eau sont soutenus par les réserves souterraines. Les principales conclusions auxquelles nous sommes parvenus, justifient la nécessité de déterminer les seuils d'étiages afin d'anticiper sur ces phénomènes pour une gestion durable des ressources en eau en Côte d'Ivoire. En effet, la plupart des villes de l'intérieur situées sur le socle cristallin et cristallophyllien sont alimentés à partir des eaux de surface.

CONCLUSION

Cet article avait pour objectif de modéliser les débits moyens mensuels minimaux annuels (Q_{MNA}) sur le bassin versant de la Marahoué (Bandama) afin de définir un système d'alertes précoces d'étiages (seuil d'alerte, seuil de tolérance et seuil de crise) pour la prévention des étiages dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama, Côte d'Ivoire). Ainsi, des lois de distribution utilisées dans la modélisation statistique étiages ont été retenues (la loi Gamma, la loi Weibull, la loi exponentielle). Elles ont été ajustées aux Q_{MNA} de la période 1961-2017. Les principaux résultats obtenus ont montré que les Q_{MNA} 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 dernière position la loi Exponentielle. Ainsi, la loi Gamma a été utilisée pour la définition du système d'alertes précoces des étiages dans le bassin versant de la Marahoué (Bandama) à travers la détermination des seuils d'alerte ($0,142 \text{ m}^3/\text{s}$), de vigilance ($0,156 \text{ m}^3/\text{s}$) et de crise ($0,127 \text{ m}^3/\text{s}$). Il ressort que les seuils d'étiages définis sont faibles traduisant des étiages non soutenus. Les principales conclusions auxquelles nous sommes parvenus, justifient la nécessité de déterminer les seuils d'étiages afin d'anticiper sur ces phénomènes pour une gestion durable des ressources en eau en Côte d'Ivoire.

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.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AGUE A.I, AFOUDA A. (2015). 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.
- AGUIAR L.A. (2009). Impact de la variabilité climatique récente sur les écosystèmes des Niayes du Sénégal entre 1950 Et 2004. Thèse de Doctorat d'Etat de l'Université du Québec, Montréal, 208p.

- BENKHALED A. (2007). Distributions statistiques des pluies maximales annuelles dans la région du Cheliff comparaison des techniques et des résultats. Courrier du Savoir, Vol.8, pp.83-91.
- EDGAR H.G. (2008). Développement d'une méthodologie hydrologique/ statistique pour estimer les débits d'étiages au Québec habité ». Thèse présentée pour l'obtention de grade de philosophae Doctor (Ph.D) en sciences de l'Eau, Université du Québec INRS-ETE, 296 p.
- GAILLIEZ S. (2013). 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.
- GARCIA F. (2016). Amélioration d'une modélisation hydrologique régionalisée pour estimer les statistiques d'étiage. Université Pierre et Marie Curie - Paris VI, 222 p.
- GIEC. (2007). 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.
- GOULA A.B.T., SORO G., DAO A., KOUASSI W.F., SROHOUROU B. (2010). Frequency analysis and new cartography of extremes daily rainfall events in Cote d'Ivoire. Journal of Applied Sciences, Vol.10, N°16, pp.1684-1694.
- HABIBI B., MEDDIA M., BOUCEFIANE A. (2013). Analyse fréquentielle des pluies journalières maximales : Cas du Bassin-Chergui. Revue Nature & Technologie, Sciences de l'Environnement, N°8, pp.41-48.
- HANGNON H., DE LONGUEVILLE F., OZER P. (2015). Précipitations 'extrêmes' et inondations à Ouagadougou : quand le développement urbain est mal maîtrisé. XXVIIIe Colloque de l'Association Internationale de Climatologie, Liège, Actes, pp. 497-502.
- KOUASSI A.M., NASSA R.A.K., KOFFI Y.B., KOUAME K.F., BIEMI J. (2018a). 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.
- KOUASSI A.M., NASSA R.A.K., N'GUESSAN B.T.M., KOUAME K.F., BIEMI J. (2018b). Caractérisation des débits d'étiage dans un contexte de changements climatiques : cas du bassin versant du N'zi (Côte d'Ivoire). Agronomie Africaine, Vol.30, N°3, pp.215-223.
- KOUASSI A.M., N'GUESSAN B.T.M., NASSA R.A.K., KOUAME K.F., BIEMI J. (2019). Modélisation statistique des débits d'étiage au sein du bassin versant du N'zi (Bandama, Côte d'Ivoire). Revue Ivoirienne des Sciences et Technologies, N°33, pp.119-136.

- KOUIDER (2003). Analyse fréquentielle locale des crues au Québec (Canada). Mémoire de Maîtrise, Université du Québec, INRS, ETE, 66p.
- LANG C. (2007). 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.
- LANG C. (2011). 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>.
- MEKHLLOUFI N. (2014). Prédétermination et Prévision des étiages des Oueds de l'Algérie Septentrionale. Mémoire de MAGISTERE de l'Université de Kasdi Merbah Ouargla, faculté des sciences pratique département d'Hydraulique et Génie Civil, 120p.
- MOHYMONT B., DEMARÉE R.G. (2006). Courbes intensité-durée-fréquence des précipitations à Yangambi, Congo, au moyen de différents modèles de type Montana. *Hydrological Sciences Journal*, Vol.51, N°2, pp.239-253.
- NOUFE D. (2011). Changements hydroclimatiques et transformations de l'agriculture : l'exemple des paysanneries de l'Est de la Côte d'Ivoire. Thèse de Doctorat de l'Université de Paris 1, France, 375p.
- ORGANISATION MÉTÉOROLOGIQUE MONDIALE (OMM) (2012). Guide d'utilisation de l'indice de précipitations normalisé. *Temps-Climat-Eau*, n°1090.
- SORO G. (2011). Modélisation statistique des pluies extrêmes en Côte d'Ivoire. Thèse de Doctorat de l'Université Nangui-Abrogoua, Sciences et Gestion de l'Environnement, 193p.
- SULTAN B., BARON C., DINGKUHN M., SARR B., JANICOT S. (2005). La variabilité climatique en Afrique de l'Ouest aux échelles saisonnière et intra-saisonnière (II). Applications à la sensibilité des rendements agricoles au Sahel. *Sécheresse*, Vol.16, N°1, pp.23-33.
- YUE S., PILON P. (2004). 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.