Calculation of design rainfall and runoff on the Bani basin (Mali): a study of the vulnerability of hydraulic structures and of the population since the drought

Philippe Roudier, Gil Mahe

▶ **To cite this version:**

Philippe Roudier, Gil Mahe. Calculation of design rainfall and runoff on the Bani basin (Mali): a study of the vulnerability of hydraulic structures and of the population since the drought. Hydrological Sciences Journal, 2010, 55 (3), pp.351-363. 10.1080/02626661003683280 . hal-00566020

HAL Id: hal-00566020
https://hal.science/hal-00566020

Submitted on 15 Feb 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Calcul des pluies et débits classés sur le bassin du Bani (Mali) : une approche de la vulnérabilité des ouvrages et de la population depuis la sécheresse

PHILIPPE ROUDIER[1] & GIL MAHE[2]

[1] Centre International de Recherche pour l'Environnement et le Développement, Campus du jardin tropical, 45 bis ave de la Belle Gabrielle, 94736 Nogent sur Marne Cedex, France

roudier@centre-cired.fr

[2] UMR Hydrosciences Montpellier (IRD), Université Montpellier 2, Case MSE. Place Eugène Bataillon, 34095 Montpellier Cedex 5, France

Résumé. Dans un contexte de changement climatique, les dimensionnements d'ouvrages hydrauliques peuvent avoir un rôle crucial dans une évaluation de la vulnérabilité. Ainsi, on calcule avec les données les plus récentes possibles la pluie journalière maximale annuelle de période de retour donnée (10, 20 et 100 ans) sur 51 stations ainsi que les débits de projet pour 6 stations sur le bassin versant du Bani au Mali (129 000 km²). Pluies et débits sont calculés avec une méthode utilisant les L-moments et en découpant le bassin en régions climatiques homogènes. Une formule empirique d'évaluation du débit décennal est enfin réévaluée, considérant la baisse importante des débits maximaux depuis 1970. Les valeurs trouvées soulignent l'importance du choix de la période, puisque quelques années peuvent faire varier de façon importante les valeurs classées.

Mots clefs : débits centennaux, pluies centennales, Mali, Afrique de l'Ouest, données journalières, Bani, dimensionnement, régions climatiques, L-moments.

Calculation of design rainfall and waterflow on the Bani basin (Mali): an approach of people and hydraulic structures' vulnerability since the drought.

Abstract With climate change happening, hydraulic engineering design could play an important role in vulnerability assessment. Thus, we compute with the most recent daily data available the 10-year, 20-year and 100-year rainfall for 51 stations and the 10-year, 20-year and 100-year discharge for 6 stations of the Bani basin in Mali (129 000 km²). These values are computed using L-moments method and dividing the watershed in homogeneous regions. Finally, an empirical formula to calculate 10-year discharge is computed, considering the important rupture in discharges' values around 1970. Values computed show that period selected for computation is important, as few years could change results significantly.

Key words 100-year discharges, 100-year rains, Mali, West Africa, daily data, Bani, engineering design, climatic regions, L-moments.

INTRODUCTION

Le réchauffement climatique est désormais très majoritairement reconnu par la communauté scientifique et les institutions internationales. De même, il a été affirmé que les conséquences pour de nombreuses zones du globe allaient être importantes, mais réparties inégalement : l'Afrique risque d'être durement touchée (IPCC, 2007) et plus particulièrement l'espace soudano-sahélien dont les populations sont majoritairement rurales et vivent de l'agro-pastoralisme. Il apparaît donc fondamental de s'intéresser à la vulnérabilité de ces

populations soumises aux aléas de la ressource en eaux superficielles, vulnérabilité qui s'exprime à travers des sécheresses mais aussi des inondations. Cela permettra dans le futur de trouver des moyens de lutte contre les conséquences négatives du changement du climat sur les activités humaines. C'est le but du projet RESSAC (vulnérabilité des Ressources en Eau Superficielle au Sahel aux évolutions Anthropiques et Climatiques à moyen terme) dans lequel s'inscrit cette étude.

La vulnérabilité est un concept qui englobe un grand nombre de définitions (O'Brien *et al.,* 2007), mais qui s'avère la plupart du temps demander une approche très globale du problème comme le calcul du Water Poverty Index (Sullivan & Meigh, 2006) qui demande des données telles que le pourcentage d'eau portée par les femmes ou le niveau d'éducation. Cette étude s'intéressera à une facette de la vulnérabilité en calculant les pluies et les débits classés, une partie de l'aléa hydro-climatique. Les implications sur les populations sont diverses : cela permet de se rendre compte du mauvais dimensionnement potentiel de certains ouvrages comme les digues ou les buses. Cela a été le cas du barrage de Bagré au Burkina-Faso. Celui-ci a en effet connu un débit de pointe en 1994 de 2050 m^3/s alors qu'il avait été dimensionné (Paturel *et al.*, 2003) pour un débit de projet de 1520 m^3/s : ce barrage avait été mis en eau en 1991 avec des données probablement non mises à jour qui ne tenaient peut-être pas compte de l'augmentation des débits sur ce cours d'eau (le Nakambe) après 1977. De même, tous les réseaux d'assainissement et les ouvrages de traitement des eaux usées nécessitent de telles valeurs pour un fonctionnement optimal. Les implications de tels dimensionnements sont bien sur financières mais surtout humaines : si la rupture de barrage a des effets destructeurs évidents, un système d'assainissement mal dimensionné peut favoriser le développement de maladies hydriques.

Cette étude a donc un double but. Tout d'abord présenter sur la zone du Bani une méthodologie rigoureuse et détaillée de calcul des débits et des pluies classées à l'aide de

pluies journalières maximales annuelles, ce qui est nécessaire mais bien souvent omis dans ce genre d'étude (Hubert, 2005). D'autre part, les différentes valeurs calculées permettent aux partenaires impliqués dans la maîtrise d'œuvre, comme les ONG, de disposer de valeurs avec les données les plus récentes possibles afin d'aboutir à des dimensionnements efficaces et qui réduisent la vulnérabilité des populations. Le fichier ainsi constitué peut être utilisé ultérieurement dans diverses administrations.

ZONE D'ETUDE ET DONNEES UTILISEES

Zone

L'étude est réalisée sur le bassin versant du Bani, un affluent du Niger (Figure 1), dont l'exutoire est ici pris à Sofara : avec cette définition le bassin a une superficie de 129 400 km² et se répartit sur 3 pays : le Mali très majoritairement, la Côte d'Ivoire à l'extrémité Sud et le Burkina Faso à l'Est. Le Bani nait de la confluence de la Bagoé, du Banifing et du Baoulé. Ce dernier se jette à Mopti dans le Niger, dont il est le principal affluent dans son bassin amont.

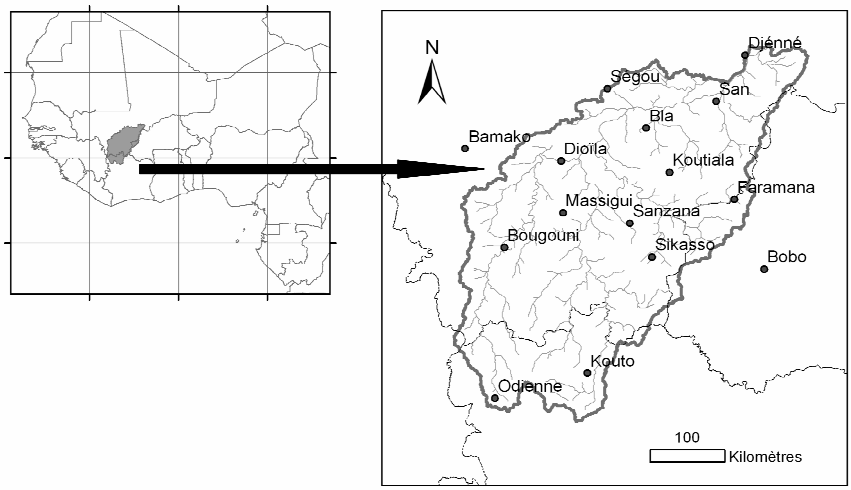

Figure 1 : localisation du bassin versant du Bani (Mali). L'exutoire est ici choisi à Sofara (jouxte Djénné)

Jeu de données

Pluie

Pour les pluies, le jeu utilisé ici est composé de deux types de données journalières brutes : celles provenant de la base de données de l'IRD Bamako (Mali) gérées sous Hydraccess, version 4.3 (http://www.mpl.ird.fr/hybam/outils/hydraccess.htm) et celles provenant de la base SIEREM (Boyer *et al.*, 2006 ; Rouché *et al.*, 2008) du laboratoire HSM de Montpellier. Ce choix vise à avoir les fenêtres temporelles et spatiales les plus étendues possible. Notons cependant que les données sur la période 1963/1980 ont déjà été critiquées (voir Mahé *et al.*, 2001).

La période choisie est 1963-2000, ce qui permet d'englober le plus grand nombre de stations tout en gardant un nombre d'années satisfaisant. De plus, on ne gardera que les stations avec moins de 10% de lacunes (Romero *et al.*, 1998) afin de ne pas avoir de trop nombreuses lacunes à combler (Figure 2 (a)). Seules 3 stations ont plus de 10 % de lacunes (mais toujours moins de 15 %). Elles ont été choisies car elles avaient un rôle important

spatialement. Finalement, 51 stations sont conservées. Notons que la période 1963/2000 est déjà un peu ancienne mais nous ne disposons pas de données plus récentes au pas de temps de journalier et avec une telle résolution spatiale.

C'est le Sud du bassin qui présente la plus faible densité de stations, de plus il n'y a pas assez de stations en Côte d'Ivoire à la proximité du bassin pour valider les données aux limites. Afin de ne pas créer de stations factices pour résoudre ce problème, la zone de moindre validation (c'est-à-dire l'extrême Sud du bassin) sera laissée sans information.

Débits

Les données proviennent également de Hydraccess. Seules sont gardées les stations ayant au moins 30 ans de données et pas plus de 4 mois de lacunes durant les mois de hautes eaux, sur toute la période concernée. Il reste finalement après cette sélection 6 stations (Figure 2 (b)). Il faut noter que des lacunes en période de crue ont déjà été comblées lors d'études antérieures : au moins 9 crues entre 1964 et 1981 à Beneny Kegny, 1970 et 1975 à Sofara, 1974 à Bougouni.

Tableau 1 : période choisie et lacunes de débit à combler

Stations	Période choisie	Lacunes à combler
Dioila	1971/2005	Septembre 98
Bougouni	1964/2002	Août à octobre 99 et octobre 02
Pankourou	1956/2006	Septembre 74
Sofara	1952/2006	Octobre 98 et 00
Douna	1951/2004	Août à octobre 98
Bénény-Kegny	1951/2002	Août à octobre 00

La période sélectionnée est différente pour chacune des stations (Tableau 1), ce qui ne permet pas rigoureusement une comparaison entre stations. Mais cela permet de ne pas perdre des années récentes pour certaines stations. Si ce choix des données les plus récentes semble être justifié (cf. introduction), il est nécessaire pour les constructeurs d'ouvrages de ne pas prendre uniquement la valeur de référence issue du calcul mais de prendre aussi en compte l'évolution possible des débits. Ceci est une question difficile étant donné qu'il n'existe pas de tendances significatives pour le moment dans les prévisions en Afrique de l'Ouest. Une solution possible peut être la prise en compte d'une marge de sécurité. Dans tous les cas, il faut éviter de prendre les sorties de modèles prédictifs directement dans le calcul, comme des données observées.

(a) (b)

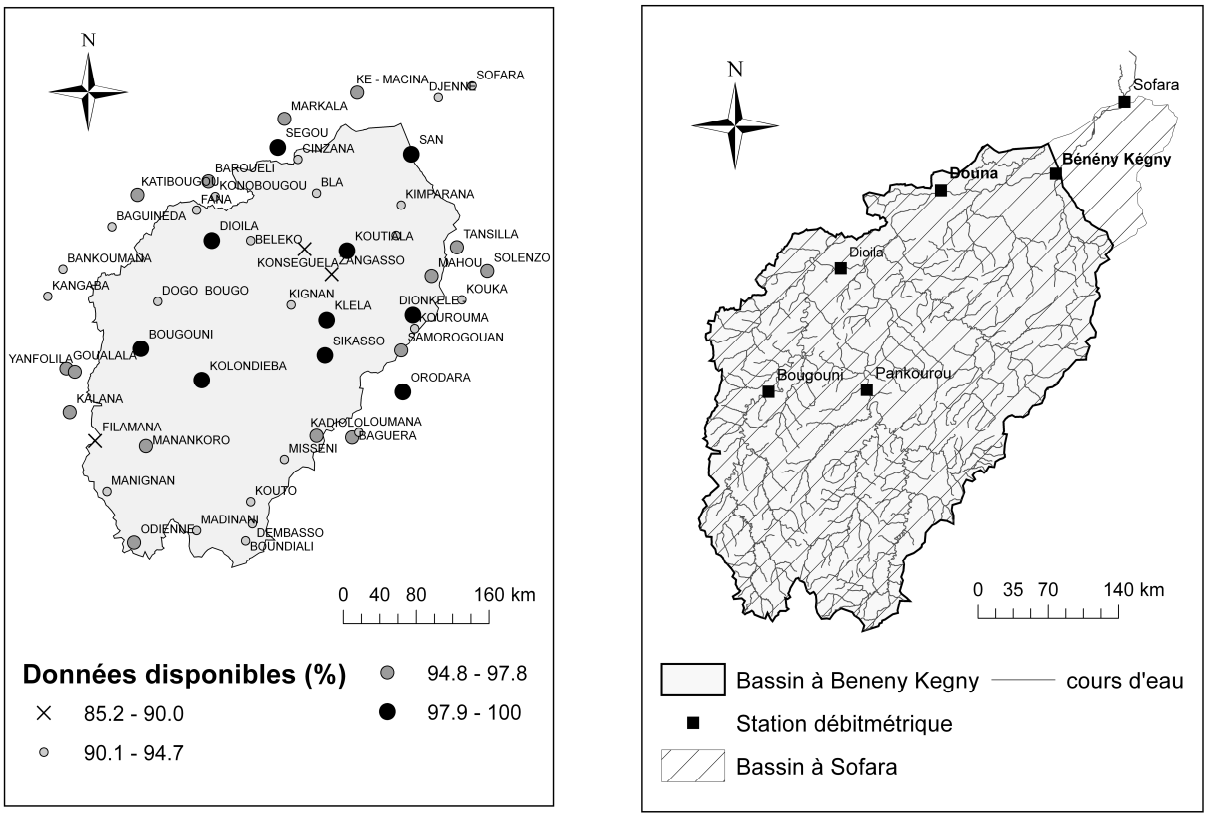

Figure 2 : stations choisies pour les mesures de pluie (a) et de débit (b) journaliers. En (a) est représentée la proportion de lacunes pour chaque station

COMBLEMENT DES DONNEES

Pluie

Deux méthodes ont été testées pour le comblement des lacunes de pluie journalière, un exercice difficile et rarement précisément décrit. La première consiste en une multi-corrélation classique entre stations d'une même zone climatique (Figure 3), ce qui donne des coefficients R^2 très faibles dans tous les cas (R^2_{max} =0.35 et R^2_{moyen}=0.18). Ceci est principalement du au fort éloignement entre les stations et à l'étroitesse des lignes de grain.

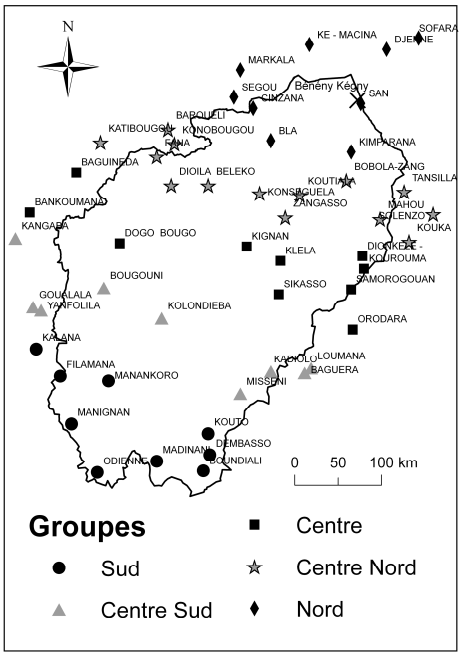

Figure 3: classement des stations en 5 groupes homogènes climatiquement

La seconde méthode est fondée sur la complémentarité de deux approches différentes. Les corrélations ne sont cette fois réalisées que pour les mois de novembre à mars, c'est-à-dire les mois de faible pluviométrie. Dans ce cas présent on peut combler les lacunes en gardant comme critère limite un coefficient R^2>0.6. Les lacunes restantes seront comblées via une méthode fondée sur une distribution statistique.

Pour chaque station, et pour chaque mois, les données journalières de pluie sont réparties en classes (de 21 à 30 classes selon le mois) avec une fréquence associée. Ces classes sont équiprobables, sauf lorsque l'étendue de la classe est trop élevée : on la subdivise alors en sous-classes afin de pouvoir considérer par la suite la valeur centrale de la classe sans trop d'erreur. Puis, on réalise avec le logiciel R (R Development Core Team, 2005) un tirage aléatoire de réels entre 0 et 1 et on associe à chaque jour, et chaque station, une de ces valeurs. Cette valeur simulée au jour J est

considérée comme la fréquence cumulée d'une des classes créées au préalable. La valeur de pluie manquante est alors la valeur centrale de la classe (*ie* 0.5 pour [0 ;1]). Par exemple, pour une lacune L le jour J, imaginons que la valeur simulée par la distribution uniforme soit 0.3. Si les pluies [1 ; 2 mm] ont une fréquence cumulée de 0.35 et la classe inférieure 0.2, alors L=1.5 mm.

Comme le montre la Figure 4, ces méthodes donnent des résultats assez différents. Les cumuls plus faibles pour la première méthode sont, après coup, compréhensibles : les jours sans pluie ou avec de faibles valeurs modifient de façon nuisible l'équation de régression ce qui tend à sous estimer les pluies importantes.

Ainsi, on gardera la seconde méthode : le calcul de l'erreur quadratique moyenne entre les pluies journalières maximales simulées et observées sur 6 années et 5 stations confirme ce choix (2580 pour la méthode 1 contre 1190 pour la méthode 2). Il serait cependant intéressant à l'avenir d'essayer à nouveau des corrélations mais en enlevant cette fois les faibles pluies.

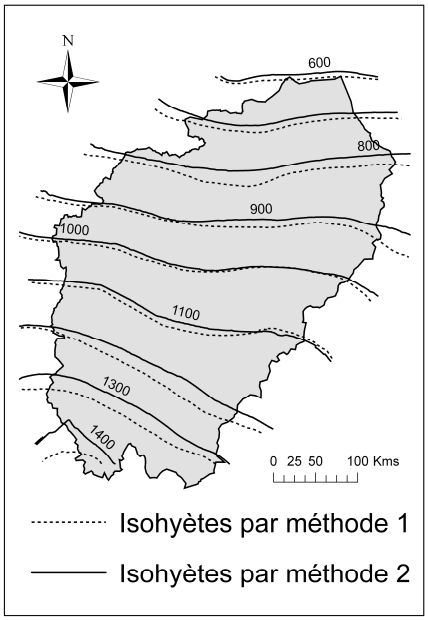

Figure 4 : isohyètes obtenus avec les 2 méthodes de comblement. 1 : corrélation multi-station ; 2 : corrélation+méthode statistique.

Débits

On utilise des corrélations (linéaires ou pas selon le cas) entre des stations proches et des stations sur le même bief pour voir ce qui est le plus probant (avoir les mêmes conditions

climatiques ou être sur un même affluent du Bani). Le choix se fera par le tracé des graphiques et par le coefficient de régression (Tableau 2). De plus, l'étape de corrélation se fera mois par mois, c'est-à-dire qu'entre 2 stations, l'équation de régression pour le mois de septembre sera différente de celle d'octobre.

On prendra la période de régression la plus longue en gardant 1997-2002 pour une validation : on simulera les données sur cette période pour voir si les simulations s'adaptent à la réalité. En comparant sur toutes les stations les débits maximaux annuels simulés et observés on trouve une erreur relative absolue de 14%, ce qui n'est pas négligeable mais qui peut paraître correct étant donné qu'il n'y a qu'une valeur reconstituée par station.

Tableau 2 : comblement des lacunes de débit. R^2>0.8 signifie que les coefficients sont supérieurs à 0.8 pour les mois d'août, septembre et octobre. Aucun décalage de temps utilisé dans les régressions.

Station à combler	Station utilisée pour la régression	Type de régression	Coefficients R^2
Bénény Kegny	Douna	Tout linéaire	>0.8
Douna	Bénény Kegny	Tout linéaire	>0.8
Sofara	Bénény Kegny	Puissance	>0.8
Pankourou	Douna	Tout linéaire	>0.65
Bougouni	Dioila	Tout linéaire	>0.65
Dioila	Bougouni	2 mois : linéaire/ 1 mois : puissance	>0.65

METHODE DE CALCUL DES VALEURS CLASSEES

Après avoir comblé les lacunes dans les données, il s'agit de voir quelle loi statistique s'applique le mieux aux valeurs. On pourra alors calculer les valeurs de période de retour donnée.

Les chroniques sont supérieures à 30 années de données ce qui permet pour les calculs d'utiliser directement les maxima annuels (Meylan & Musy, 1996) : on suppose ici implicitement qu'à partir de 30 années, le résultat du calcul en utilisant uniquement les débits maximaux journaliers se rapproche du résultat avec un échantillon prenant en compte tous les débits journaliers.

Que ce soit pour les débits ou les pluies, la démarche est la même : il faut vérifier le caractère aléatoire des séries, supprimer si besoin les valeurs aberrantes de la série, choisir une loi statistique pour décrire les données à l'aide des L-moments, vérifier l'adéquation de cette loi avec le jeu de données à l'aide d'un test statistique et enfin calculer la valeur finale avec ses bornes.

Il est intéressant, pour pouvoir apprécier la qualité des résultats, de savoir quand les valeurs (débits ou pluies) maximales annuelles utilisées dans le calcul sont issues d'une reconstitution. Concernant les débits, pour chacune des stations il y a une valeur qui n'est pas observée. Pour les pluies cela s'échelonne entre 0 et 4 années (sur 38 ans) avec une majorité de stations sans ou avec une seule valeur simulée.

Caractère aléatoire des séries

Pour vérifier cela, on dispose de divers tests en utilisant Khronostat (Lubes-Niel *et al.*, 1998), qui sont exécutés avec différents intervalles de confiance possibles :

(a) test de vérification du caractère aléatoire (hypothèse alternative : tendance) : test sur le rang (Kendall et Stuart)

(b) tests de détection de rupture : test de Buishand, méthode de Pettitt (évolution du test de Mann-Whitney), méthode bayesienne de Lee, segmentation de Hubert

Pluie

On a obtenu des anomalies pour 8 stations (Tableau 3) sur 51, qui ne sont pas toutes rédhibitoires.

Tableau 3 : bilan des tests de Khronostat

Station	Caractère aléatoire	Absence de rupture
Dogo -Bougouni	oui	Non pour Buishand à 90%
Kouka	Non (à 90% et 95%) oui (à 99%)	Non pour Buishand à 90% et 95%
Odienne	Non (tous les intervalles)	Non pour Buishand et Pettitt (tous les intervalles). Rupture en 1987
Manignan	Non (à 90%)	Non pour Buishand à 90%, rupture 1977
Manankoro	oui	Non pour Pettitt à 90%
Kourouma	Non (tous les intervalles)	Non pour Buishand à 90% et 95%, rupture 1991
Baroueli	Non (tous les intervalles)	Non pour Buishand à 90% Non pour Pettitt (tous les intervalles)
Baguineda	Non (à 90%)	Non pour Pettitt à 90%

On peut tout d'abord remarquer que les problèmes ne semblent pas dus à la reconstitution de la série de données puisqu'Odienne n'a presque pas de lacunes et présente des problèmes à tous les tests.

Si on peut se passer de certaines stations comme Baroueli qui a des voisines proches, ce n'est pas possible dans la majorité des cas (Dogo Bougouni, Manankoro…). On rejettera finalement Odienne, Baroueli, Kouka et Kourouma, rejetées pour tous les intervalles. Si seulement 3 stations sur 51 présentent une rupture statistiquement significative, cela ne remet pas pour autant en cause la rupture pluviométrique de 1970 déjà très documentée. En effet, la chronique commençant en 1963, la période 1963/1970 n'a fréquemment pas un poids assez important statistiquement pour repérer avec certitude une rupture. De plus, il est nécessaire de remarquer que les résultats de ces tests avec des données plus récentes peuvent être différents.

Débit

Sur 6 stations, 5 sont refusées aux tests de détection de rupture et du caractère aléatoire. La seule acceptée est Dioila dont la chronique commence en 1970.

Notons que la rupture a lieu dans les 5 cas en 1970 ou en 1971, ce qui confirme les valeurs trouvées dans la littérature (Mahé & Olivry, 1999).

Il n'est donc pas possible de faire des calculs d'inférence statistiques sur ces valeurs. Pour essayer d'éviter ce problème, les séries sont tronquées en 1970 pour passer la rupture (idée suggérée par la réussite de Dioila aux tests).

Avec ces séries tronquées (mais comportant toujours plus de 30 ans de données) on obtient cette fois une acceptation à tous les tests. Le calcul des débits classés se fera donc en commençant en 1970. On peut déjà remarquer que, comme pour les pluies, on a assez d'années pour pouvoir calculer le débit centennal (Laborde, 2003). Cela dit, pour Bénény Kegny et Bougouni on se situe à la limite. Tronquer ces séries en 1970 a un caractère quelque peu arbitraire pour des impératifs statistiques et a forcément une conséquence sur la valeur finale du débit classé. En effet, les débits ont des valeurs bien inférieures après 1970, on aura donc un débit de dimensionnement plus faible sur 1970/2004 que sur 1960/2004 par exemple.

Cela suppose implicitement que la situation des 30 dernières années va être plus ou moins celle que connaitra l'ouvrage. Cette hypothèse, importante, est à retenir dans le cas de l'utilisation opérationnelle de ces valeurs.

Détection des valeurs aberrantes

La présence de valeurs aberrantes dans la série de données peut être très importante sur le résultat du traitement statistique (Ashkar *et al.*,1993) surtout pour les valeurs aberrantes dans la partie supérieure : il parait donc important de les détecter.

Ashkar recommande l'utilisation d'une méthode systématique de type statistique pour ne pas avoir à prendre uniquement des décisions sur des critères subjectifs. Le logiciel R permet de détecter, grâce au test de Grubbs (Hamed & Rao, 2000), s'il y a dans un jeu de donnée des valeurs aberrantes probables.

S'il n'y a pas de valeurs aberrantes pour les débits, on dénombre 16 stations pluviométriques dont la chronique des maxima annuels présente une valeur aberrante : cela peut-être une valeur plutôt trop élevée ou, au contraire, très faible.

Pour décider si cette valeur sera enlevée ou pas, on s'est fondé sur la connaissance du terrain mais aussi sur des cartes où, pour chaque année problématique, on représente les pluies maximales journalières annuelles à chaque station. Si, dans une zone, toutes les stations ont une valeur minimale qui oscille autour de 50 mm et une seule station autour de 100 mm, une erreur est possible. La gestion des valeurs aberrantes est un réel problème. Ici, les données aberrantes de trop forte valeur seront remplacées par la deuxième valeur maximale de l'année, de manière à ne pas avoir de lacunes. Les valeurs aberrantes trop faibles posent cependant un problème. Etant donné qu'il n'y en a que deux et que leur présence influe moins que celles de

valeurs élevées, on les laisse ainsi. Finalement, 10 valeurs ont été modifiées sur toute la chronique.

Choix de la loi statistique

Pour décrire le jeu de données, il existe de nombreuses lois statistiques dont plusieurs sont bien souvent potentiellement applicables. Dès lors, il faut un critère de choix. Si cela est fréquemment fait en essayant toutes les distributions possibles et en comparant les résultats des tests d'adéquation, cela ne parait en fait pas être une méthode très efficace. En effet, premièrement, mathématiquement « les tests ne permettent pas de comparer entre eux […] plusieurs modèles », de plus ils sont peu puissants (Meylan & Musy, 1996).

Pour choisir une loi *a priori* on peut soit se fonder sur l'expérience des études sur la zone, ce qui est difficile ici, et/ou s'aider du diagramme des L-moments (Azmon & Ben-Zvi, 1996 ; Chen *et al.*, 2006).

Cet outil permet *in fine* de choisir la loi qui serait potentiellement la mieux adaptée à un jeu de données. Pour cela, on va tracer le diagramme qui représente le paramètre τ_4 en fonction de τ_3 (pour les détails, *cf.* l'annexe a.3 de Meylan & Musy (1996)). En théorie, on regarde comment le nuage de points se place en fonction des tracés des lois connues.

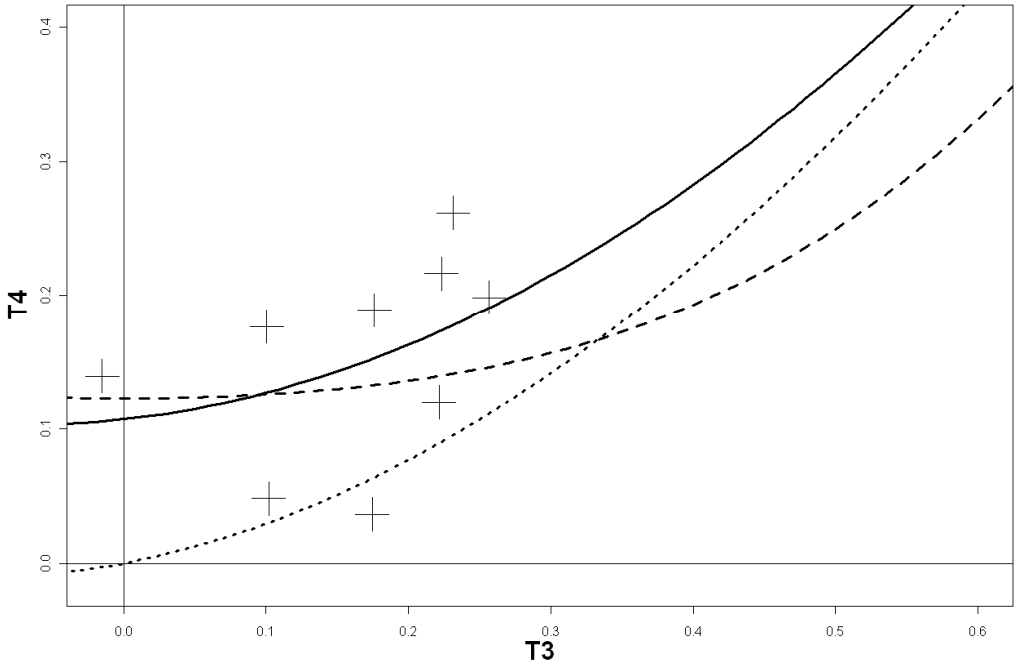

Figure 5 : diagramme des L-moments, pour les stations du groupe Nord, représentant le paramètre τ4 en fonction de τ3 (respectivement T4 et T3 sur la figure). En trait plein, la distribution GEV, en pointillés longs, Pearson III et en pointillés courts G. Pareto.

Lorsque le nuage de points ne semble pas être en très bonne adéquation avec une loi en particulier, il faut des critères objectifs pour effectuer un choix.

Pour cela, Hosking et Wallis (1993) suggèrent d'abord d'évaluer deux paramètres. Il s'agit du paramètre de discordance D et celui d'homogénéité H_1. D indique si une station diffère significativement du reste du groupe (en termes de L-moments) et H_1 estime le degré d'homogénéité d'un groupe pour savoir si la région concernée peut être considérée comme homogène (Tableau 4), ce qui est nécessaire pour le choix de la loi statistique.

Pluie

Dans le cas présent, avec toutes les stations, on obtient H_1=1.8 (avec les codes créés par Hosking pour le logiciel R, fonction *REGTST* du package *nsRFA,* 500 simulations) ce qui selon Hosking et Wallis, repris par divers auteurs (Chen *et al.*, 2006 ; Smithers & Schulze, 2001), représente un groupe avec une hétérogénéité potentielle (Figure 3).

Tableau 4 : homogénéité en fonction de H_1

H_1 <1	Homogénéité acceptable
1<H_1<2	Hétérogénéité potentielle
H_1 >2	Sûrement hétérogène

Ce travail est donc répété pour les groupes créés. Les valeurs de H_1 sont consignées dans le Tableau 5 et le paramètre D ne présente pas de discordance. Enfin, le dernier paramètre à calculer est $Z_{distrib}$: il permet d'estimer en se fondant sur le paramètre τ_3 si une distribution donnée (parmi les distributions à 3 paramètres : Generalized Logistic, Generalized Extreme Value, Generalized Normal (lognormal), Pearson III, Generalized Pareto) est potentiellement représentative de l'échantillon de données.

Tableau 5 : valeur de H1 selon les différents groupes de stations pluviométriques

Groupe	**H_1 (décision)**
Nord	-0.4416 (homogénéité acceptable)
Centre Nord	0.9354 (homogénéité acceptable)
Centre	-0.9924 (homogénéité acceptable)
Centre Sud	0.9899 (homogénéité acceptable)
Sud	0.32 (homogénéité acceptable)

Selon Hosking et Wallis, on peut affirmer une adéquation potentielle entre les valeurs et la distribution si la valeur absolue de $Z_{distrib}$ est inférieure à 1.63.

D'autre part, parmi plusieurs distributions candidates, on peut en choisir une simplement en plaçant sur le diagramme le point moyen de la série et en regardant (Kumar *et al*., 2003 ; Chen *et al.*, 2006) de quelle distribution ce point est le plus proche. On a, toujours grâce au logiciel R, les résultats Tableau 6. Les lois qui sont possibles sont en gras.

Tableau 6 : valeur de Zdistrib selon les groupes de stations pluviométriques et les distributions : Generalized Logistic (GL), Generalized Extreme Value (GEV), Generalized Normal (GN), Pearson III (P III), Generalized Pareto (GP).

	GL	GEV	GN	P. III	GP
Nord	**1.61**	**-0.24**	**-0.42**	**-0.98**	-4.26
Centre- Nord	1.67	**0.44**	**0.51**	**0.35**	-2.04
Centre	**1.59**	**0.41**	**0.27**	**-0.12**	-2.17
Centre - Sud	3.48	**0.54**	**1.09**	**1.19**	-3.65
Sud	2.40	**0.18**	**0.27**	**-0.045**	-4.33

Cependant, une loi avec Z_{ditrib}=1.2 sera moins efficace qu'avec $Z_{distrib}$=0.07. Quand la différence est moins flagrante, on a besoin de tracer le diagramme avec le point moyen, comme pour les groupes Nord et Centre-Nord. On prendra finalement une loi des valeurs extrêmes généralisées (GEV) pour le groupe Nord et pour le groupe Centre-Nord aussi, la décision étant prise *a posteriori*, étant donné que les zones encadrant la zone Centre-Nord semblent être régies par des lois GEV. En effet, cela semble plus logique, d'autant plus qu'il

est difficile de trancher entre GEV et P. III pour le Centre-Nord, le point moyen de cette zone étant, sur le diagramme des L-moments, aussi proche d'une distribution que de l'autre.

Finalement, les distributions présentées Tableau 6 seront testées pour chaque région. Pour ne pas oublier la loi Log-Pearson III, on a aussi fait ce travail avec le Log des valeurs de pluie (Azmon & Ben-Zvi, 1997), mais les résultats pour $Z_{distrib}$ ne sont pas concluants. Il est intéressant de voir que cela semble assez logique : les 4/5 nord du bassin semblent régis par une loi des valeurs extrêmes généralisées et le sud par une loi de Pearson III.

Tableau 7 : distribution choisie en fonction de la région

Région homogène	Distributions à tester
Nord	Generalized Extreme Values
Centre-Nord	Generalized Extreme Values
Centre	Generalized Extreme Values
Centre-Sud	Generalized Extreme Values
Sud	Pearson III

Débits

On teste dans un premier temps l'homogénéité des 6 stations ensemble. Sans surprise, le paramètre H_1 est égal à 1.31 ce qui montre l'hétérogénéité de la zone.

On groupe alors Bénény-Kegny, Sofara et Douna d'une part et Pankourou, Bougouni, Dioila d'autre part.

Le premier groupe obtient alors H_1=0.30, il peut donc être considéré comme homogène. Quant à la loi choisie, la valeur de $Z_{distrib}$ dont on a déjà parlé permet de choisir plusieurs distributions, la valeur la plus faible étant pour la distribution valeurs extrêmes généralisées (GEV, $Z_{distrib}$=-0.39)

Le second groupe est également homogène avec H_1=-0.43. La distribution choisie est cette fois une Pearson III (PIII).

Tests de conformité

Il est nécessaire de vérifier que les distributions choisies peuvent représenter le jeu de données que l'on a. Pour cela, on peut effectuer un premier contrôle visuel grâce à R avec la fonction *rlplot* du package *extRemes* mais la décision n'est pas possible dans les cas litigieux. Il faut alors se référer à un test qui validera ou pas l'hypothèse H_0 : « la fonction F peut représenter le jeu de données ».

Il faut donc choisir un test qui soit assez puissant *i.e.* qui soit capable de rejeter l'hypothèse H_0 assez sûrement quand il le faut. Les tests les plus fréquemment employés sont le Chi² et celui de Kolmogorov-Smirnov. Or il a été montré qu'ils sont justement peu puissants (Meylan & Musy, 1996). On leur préférera donc le test d'Anderson-Darling, plus performant (Azmon & Ben-Zvi, 1996 ; Meylan & Musy, 1996). Laio (2004) recommande même pour l'étude d'événements extrêmes, ce qui est notre cas, un test modifié qu'on emploiera. On utilise pour cela la fonction *A2_GOFlaio* du package *nsRFA* de R qui donne une valeur de p, *i.e.* la probabilité que le test soit faux.

Pluies

Le Tableau 8 présente le bilan des stations rejetées, en fonction du seuil de confiance, pour les lois choisies auparavant. Pour ces stations, on a alors cherché une autre distribution pour laquelle le test serait possible en essayant la distribution dont le $Z_{distrib}$ avait la deuxième

plus petite valeur. Le Tableau 9 récapitule les valeurs de p pour les autres distributions, uniquement pour les stations évoquées auparavant.

Tableau 8 : stations pluviométriques rejetées par le test d'Anderson-Darling

Groupe	Rejetées (à 95 %)	Rejetées (à 90 %)
Nord	0	1/9
Centre-Nord	3/12	3/12
Centre	0	0
Centre- Sud	0	0
Sud	0	0

Tableau 9 : valeur de p pour les stations refusées, pour différentes distributions.

***Dt :Déjà testée (1ère loi choisie)**

Distribution	Beleko	Tansilla	Solenzo	Segou
GEV	Dt*	Dt*	Dt*	Dt*
Log normal	0.958	0.953	0.988	0.917
Pearson III	0.901	0.992	0.997	0.750 (<0.9)

Finalement, on parvient à trouver une distribution adéquate pour Segou, mais pas pour Tansilla et Solenzo pour lesquelles aucune ne convient (p>0.9). Ces deux stations sont contiguës, ce qui peut laisser présager qu'un phénomène local empêche une adéquation à une loi.

Quant à Beleko, une loi de Pearson III serait presque acceptable car 0.9≈0.901, mais rigoureusement non.

En conclusion, on remarque que les lois choisies donnent de bons résultats à part dans le groupe Centre Nord où 25% des stations ne s'adaptent pas à une loi, elles ne peuvent donc pas être retenues pour le calcul.

Débits

Les 6 stations sont acceptées, avec un intervalle de confiance de 10 % ou même 20 %, comme le montrent les valeurs du Tableau 10.

Tableau 10 : statistique p du test d'Anderson-Darling pour les débits

Stations	Bénény-Kégny	Douna	Sofara	Pankourou	Bougouni	Dioila
Statistique p	0.34	0.22	0.41	0.64	0.15	0.68

RESULTATS ET DISCUSSION

Il s'agit maintenant de calculer les valeurs des pluies et des débits pour une période de retour donnée. Cette valeur doit être accompagnée d'un intervalle de confiance qui quantifie l'incertitude liée à la distribution statistique. C'est en quelque sorte la mesure de la confiance à accorder au résultat. On prendra ici un intervalle de confiance de 80 % (α=20 %).

La mesure du quantile et de l'intervalle de confiance sera faite avec R en utilisant la fonction *qua2ci*. Il est important de savoir que cette estimation de l'erreur ne prend en compte que l'erreur due à l'opération d'échantillonnage : tout ce qui est de l'ordre de l'erreur dans les mesures, dans les comblements des lacunes ou dans les diverses opérations de traitement est très difficile à estimer précisément.

On s'intéresse ici aux valeurs décennales et centennales qui sont utilisées en particulier pour les dimensionnements. Selon Laborde (2003), cela est possible car on peut aller jusqu'à 2 ou 3 fois la durée de la période choisie, donc jusqu'à la pluie centennale. Mais comme cela reste la limite on calculera également les valeurs vicennales.

Pluie

On obtient finalement avec les valeurs calculées la cartographie des isohyètes (P_{10}, P_{20} et P_{100}) interpolées par krigeage est présentée Figure 6.

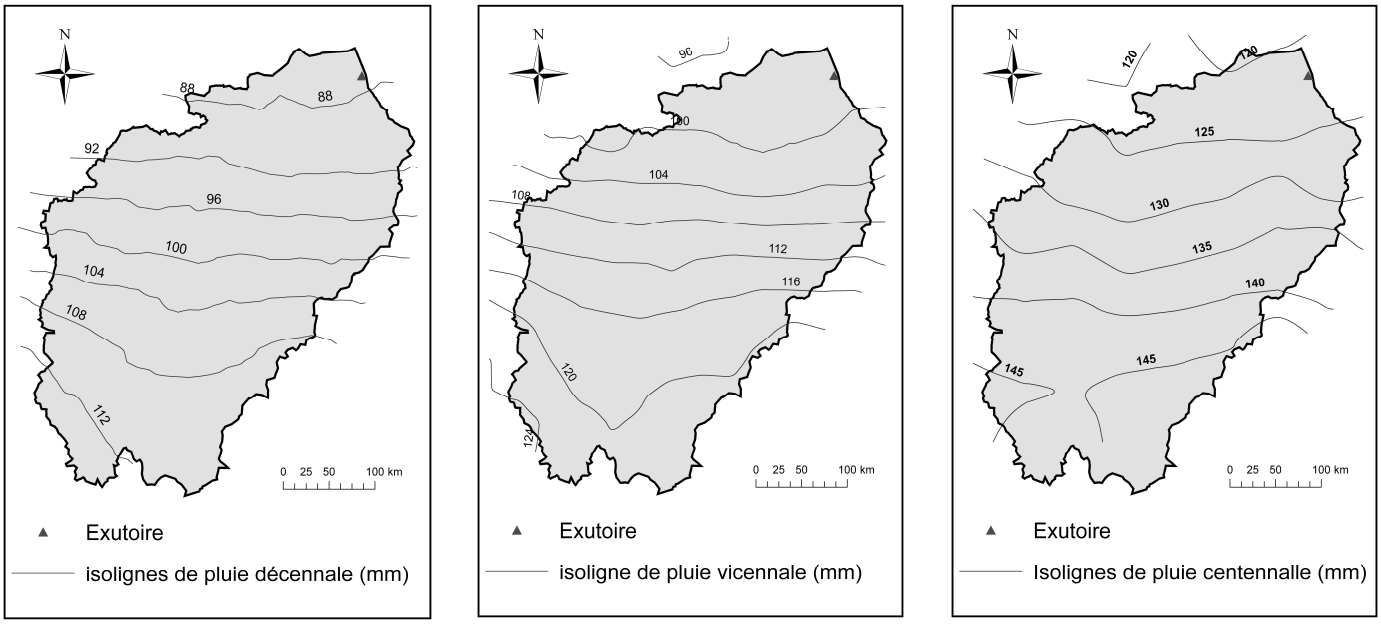

Figure 6 : cartes des pluies maximales journalières annuelles de période de retour 10 ans, 20 ans et 100 ans sur le bassin du Bani pour la période 1963/2000.

On peut repérer, comme pour les isohyètes, un gradient Nord/Sud avec notamment des valeurs de P_{10}, P_{20} et P_{100} plus fortes au sud, mais l'évolution par bande est moins marquée avec ces valeurs classées. En effet, dans le sud du Bani, c'est-à-dire dans le nord de la Côte d'Ivoire, les isohyètes sont orientées nord-sud, avec l'ouest plus humide, et l'est plus sec. Cette structure tranche avec la répartition latitudinale des pluies qui occupe le reste du bassin vers le nord, et qui est majoritaire dans les régions sahéliennes et sahélo-soudaniennes. Cette structure du champ de pluie se poursuit vers le Sud de la Côte d'Ivoire et est encore remarquable dans l'ouest du "V Baoulé".

Débits

On obtient après calcul les résultats suivants (Tableau 11) calculés, rappelons-le, à partir de 1970. Les dernières lignes du tableau présentent le débit journalier maximum observé sur toute la chronique de la station.

Tableau 11 : bornes des valeurs calculées (à 20%) en m^3/s pour les stations hydrologiques du Bani.

Stations		**Pankourou (1970/2006)**	**Bougouni (1970/2002)**	**Dioila (1971/2005)**	**Douna (1970/2004)**	**Bénény-Kégny (1970/2002)**	**Sofara (1970/2006)**
	Borne sup.	1252	668	864	2194	1820	1255
Q_{10} (m^3/s)	**Valeur**	**1049**	**589**	**753**	**1908**	**1579**	**1142**
	Borne inf.	849	504	643	1565	1326	1025
	Borne sup.	1529	751	982	2609	2088	1372
Q_{20} (m^3/s)	**Valeur**	**1269**	**665**	**860**	**2249**	**1818**	**1250**
	Borne inf.	1031	574	733	1890	1538	1119
	Borne sup.	2065	947	1259	3720	2821	1650
Q_{100} (m^3/s)	**Valeur**	**1717**	**822**	**1082**	**2986**	**2351**	**1456**
	Borne inf.	1529	694	898	2319	1874	1264
Qmax obs (journalier)	(m^3/s)	2109	884	923	3501	2916	1650
Occurence	année	1964	1964	1970	1952	1964	1953

En observant les valeurs du Tableau 11 on remarque une apparente anomalie : en effet, les valeurs des 3 débits classés de Sofara sont nettement inférieures à celles de Douna alors que Sofara est bien plus en aval. Cela ne vient pas d'une erreur de calcul ou de traitement des données puisqu'on s'aperçoit, en utilisant des données brutes sans lacunes, qu'en hautes eaux il en est toujours de même.

On trouve à cela un élément d'explication dans la Monographie du Niger (Brunet-Moret *et al.*, 1986) : en période de hautes eaux, ce phénomène est courant. Il est apparemment du à une forte évaporation sur des plaines inondées, à des défluences vers le fleuve Niger entre ces stations, et à de nombreuses prises d'eau sur le cours d'eau. Les valeurs trouvées ne sont donc pas anormales.

On devrait en toute rigueur appliquer un coefficient de pointe r aux débits journaliers pour passer aux débits instantanés. Pour cela on pourrait appliquer la formule empirique (1) de Fuller, préconisée par Laborde (Laborde, 2003) où S est la surface en km² :

$$r = 1 + (2.66/S)^{0.3} \quad (1)$$

Seulement, pour des bassins de très grande taille comme dans notre cas, r tend vers 1 donc les valeurs de débit instantané et journalier sont quasiment égales. Sachant que cette formule donne une valeur approchée de r, il ne semble pas pertinent d'effectuer ce calcul.

Comparaison avec la littérature

Il ne semble pas exister de valeurs de pluies classées publiées pour ce bassin versant. Pour les débits, en revanche, Brunet-Moret *et al*. (1986) présentent des résultats de débits décennaux à Douna sur la période 1951-1979 : Q_{10}=3359 m^3/s. Cela représente une valeur 76 % plus grande que les 1908 m^3/s trouvés dans cette étude. Cela s'explique par le fait que notre échantillon sélectionné pour le calcul débute en 1970 et que lorsqu'on observe la chronique

des débits maximaux journaliers, les plus grandes valeurs sont toutes avant 1963 et oscillent autour de 3000 m^3/s. De même à Sofara, Q_{10}=1630 m^3/s soit + 43 % par rapport à notre valeur. Paturel *et al*. (2003) donnent également une série de valeurs à Douna calculées sur la période 1971-1997, par exemple Q_{100}= 2410 m^3/s. Cette valeur calculée sur une période assez proche de 1970-2004 est légèrement inférieure à celle calculée ici. mais on peut tout de même remarquer que la valeur calculée par Paturel *et al*. est comprise entre les bornes définies dans notre étude.

D'autre part, Roche (1963) préconise pour le Bani jusqu'à Douna la formule (1) très simple mais d'utilité pratique :

$$Q_{10}= 1.32*S^{0.671} \qquad (2)$$

On a vu que les débits journaliers maximaux décroissaient après 1970, cette formule n'est donc plus valable (ce qui est confirmé en comparant avec les valeurs qu'on a calculées). Par une régression linéaire sur les logarithmes, en se servant de 4 stations on trouve désormais :

$$Q_{10}=1.58*S^{0.614} \qquad (3)$$

Cette formule est approximative mais permet une première évaluation du débit décennal qui peut être utile sur des points du Bani différents des 6 stations de mesure. Notons que cette formule ne peut pas s'appliquer en aval de Douna puisqu'on a déjà vu que les débits décennaux diminuaient en allant vers l'aval entre Douna et Sofara ; or la fonction proposée est croissante.

Ces résultats mettent en évidence le grand intérêt non seulement de cette étude, mais également de l'actualisation des valeurs caractéristiques des pluies et débits en fonction de l'évolution climatique. Il revient aux aménageurs, une fois informés de ces disparités, de

décider de la période de référence pour le dimensionnement, en fonction du type d'ouvrage et du type de risque.

Discussion sur les valeurs trouvées

En termes de vulnérabilité, si la diminution générale des débits (débits moyens et étiages) a tendance à augmenter la vulnérabilité, ce n'est pas le cas lorsqu'on s'intéresse aux débits de crue. En effet, la baisse sur 30 ans du débit décennal indique que le champ d'inondation associé va être plus restreint. Il semble donc logique que les épisodes extrêmes soient moins dévastateurs.

Cela dit, il se peut aussi que les habitants aient peu à peu occupé des zones jusque là impraticables car souvent inondées. Donc en se rapprochant du lit majeur, ou même en le colonisant, leur vulnérabilité ne baisse pas, malgré la baisse des débits de crue. C'est exactement ce qui s'est passé en 1994, année où la crue, à peine supérieure à la moyenne du siècle mais qui n'était plus apparue depuis 20 ans, a inondé et détruit de nombreux champs, troupeaux, villages, faisant de nombreuses victimes.

On voit ainsi une fois encore l'importance d'une analyse multidisciplinaire pour évaluer la vulnérabilité : il faudrait par exemple dans notre cas avoir des cartes de l'occupation du sol.

Concernant les pluies, le constat est le même puisque sans données sur les systèmes d'adduction d'eau mis en place, il est difficile d'évaluer la vulnérabilité.

CONCLUSION

Cette étude a permis de calculer des séries de valeurs, débits et pluies de périodes de retour données, dans un double but. En effet, d'une part dans le cadre du programme RESSAC (Financement de l'Agence Nationale de la Recherche) cela permettra une évaluation future de la vulnérabilité en renseignant notamment sur la vulnérabilité des ouvrages hydrauliques mais aussi sur l'aléa pluviométrique pour les cultures pluviales ; d'autre part ces données permettront aux différents acteurs travaillant sur la zone de disposer de valeurs fiables et récentes pour dimensionner les projets et ainsi éviter de créer des ouvrages, ce qui augmenterait la vulnérabilité.

Pour effectuer ce travail, on a suivi une méthode efficace et originale. Une méthode simple de comblement des lacunes de pluie journalière a également été décrite. Ce champ d'étude nécessiterait de plus amples recherches. Soulignons que la qualité des données brutes et la critique qui en a été faite sont ici des points forts et nécessaires (Mahé *et al*., 2008), ce qui permet de calculer des valeurs de référence fiables. Ceci n'étant pas toujours le cas dans les bureaux d'étude, il semble nécessaire de plaider pour la diffusion de tels fichiers vers les services nationaux concernés, dans le but d'une utilisation future.

De plus, pour pallier le petit nombre de stations de débit sur le bassin, cette étude reprend et réévalue une formule empirique de calcul du débit décennal qui permet ainsi d'avoir une bonne approximation de la valeur cherchée en tout point du bassin.

Remerciements. Les auteurs tiennent à remercier l'Agence Nationale pour la Recherche française (ANR) pour le financement de cette étude (*ANR-06-VULN-017)*, les relecteurs pour leurs commentaires, les services Nationaux de l'Hydraulique et de la Météorologie du Mali

pour la fourniture des données et les équipes du programme RESSAC pour la fourniture des séries de données pré-traitées pour les débits du Bani.

REFERENCES

Ashkar, F., Ouarda, T.B.M.J., Roy, R. & Bobée, B. (1993) Robust estimators in hydrologic frequency analysis. In: *Engineering Hydrology* (edited by C.Y Kuo) 347-352, Am. Soc. Civ. Eng. New York, USA.

Azmon, B. & Ben-Zvi, A. (1997) Joint use of L-moment diagram and goodness-of-fit test : a case study of diverse series. *J. Hydrol*. **198**, 245-259.

Boyer, J.F., Dieulin, C., Rouché, N., Cres A., Servat E., Paturel J.E. & Mahé G. (2006) SIEREM: an environmental information system for water resources. *IAHS Publ*. **308**, 19-25.

Brunet-Moret, Y., Chaperon, P., Lamagat, J. P. & Molinier, M. (1986) *Monographie hydraulique du Niger, Tome I – Niger supérieur*. ORSTOM, Collection Monographies Hydrologiques No 8, Paris, France.

Chen, Y., Huang, G., Shao, Q. & Xu C. Y. (2006) Regional analysis of low flow using L-moments for Dongjiang basin, South China. *Hydrol Sci. J.* **51**, 1051-1064.

Füssel, H. M. & Klein, R. J. T. (2006) Climate change vulnerability assessments: an evolution of conceptual thinking. *Climate change* **75**, 301-329.

Hamed, K. & Rao, R. (2000) Introduction and Selection and Evaluation of parent distribution. In: *Flood frequency analysis*, 1-50. CRC press. Boca Raton, Floride, USA.

Hosking, J. & Wallis, J. (1993) Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resour.* **29**, 271-281.

Hubert, P. (2005) La prédétermination des crues. *C.R. Geosciences* **337**, 219-227.

Intergovernmental Panel on Climate Change, 2007: Summary for Policymakers. In: *Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, (ed. by M.L. Parry, O.F. Canziani, J.P. Palutikof, P.J. van der Linden & C.E. Hanson), 7-22. Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Kumar, R., Chatterjee, C., Kumar, S., Lohani, A.K. & Singh, R.D. (2003) Development of regional flood frequency relationships using L-moments for Middle Ganga Plains Subzone 1(f) of India. *Water Resour. Management* **17**, 243–257.

Laborde, J.P. (2003) *Eléments d'hydrologie de surface*. Support de cours, Université de Nice Sophia Antipolis, Nice, France.

Laio, F. (2004) Cramer-Von Mises and Anderson-Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. *Water Resour. Res.* **40**, W09308.1-W09308.10.

Lubès-Niel H., Masson, J.M., Paturel, J.E. & Servat, E. (1998) Variabilité climatique et statistiques. Etude par simulation de la puissance et de la robustesse de quelques tests utilisés pour vérifier l'homogénéité de chroniques. *Revue des Sciences de l'Eau* **11**, 383-408.

Mahé, G. & Olivry, J.C. (1999) Assessment of freshwater yields to the ocean along the intertropical Atlantic coast of Africa (1951–1989). *Comptes rendus de l'Académie des Sciences - Série IIa – Earth and Planetary Science* **328**(9), 621-626.

Mahé, G., Olivry, J.C., Dessouassi, R., Orange, D., Bamba, F. & Servat, E. (2000) Relations eaux de surface – eaux souterraines d'une rivière tropicale au Mali. *Comptes rendus de l'Académie des Sciences* - Série IIa - *and Planetary Science* **330**(10), 689-692.

Mahé, G., L'Hôte, Y., Olivry, J.C. & Wotling, G. (2001) Trends and discontinuities in regional rainfall of west and central Africa – 1951-1989. *Hydrological Sciences Journal* **46**(2), 211-226.

Mahé G., Girard, S., New, M., Paturel, J.E., Cres, A., Dezetter, A., Dieulin, C., Boyer, J.F., Rouché, N. & Servat, E. (2008) Comparing available rainfall gridded datasets for West Africa and the impact on rainfall-runoff modelling results, the case of Burkina-Faso. *Water SA* **34**(5), 529-536.

Meylan, P. & Musy A. (1996) *Hydrologie fréquentielle, version provisoire*. Département de Génie rural, Institut d'Aménagement des terres et des Eaux, Lausanne, Suisse.

O'Brien, K., Eriksen, S., Nygaard, L.P. & Schjolden, A. (2007) Why different interpretations of vulnerability matter in climate change discourses. *Climate Policy* **7**, 73-88.

Paturel, J.E., Ouedraogo, M., Servat, E., Mahé, G., Dezetter, A. & Boyer, J.F. (2003) The concept of rainfall and stream flow normals in West and Central Africa in a context of climatic variability. *Hydrol. Sci. J.* **48**(1), 125-137.

R Development Core Team. (2005) R: A language and environment for statistical computing, reference index version 2.6.2. *R Foundation for Statistical Computing*, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0.

Roche, M. (1963) Chapitre VIII : crues des grands et moyens bassins. In : *Hydrologie de surface*, 289-291. ORSTOM, Paris, France.

Romero, R., Guijarro, J. & Alonso, S. (1998) A 30 year (1964-1993) daily rainfall data base for the Spanish Mediterranean regions: first exploratory study. *Int. J. Climato* **18**, 541- 560.

Rouche, N., Ardoin-Bardin, S., Boyer, J.F., Brissaud, B., Cres, A., Dieulin, C. & Mahe, G. (2008) Constitution d'une grille de pluies mensuelles periode 1900-2000 pour l'Afrique. CD-ROM, actes du 13ème congres mondial de l'eau. Montpellier, France.

Smithers, J.C. & Schulze, R.E. (2001) A methodology for the estimation of short duration design storms in South Africa using a regional approach based on L-moments. *J. Hydrol*. **241**, 42-52.

Sullivan, C., Meigh, J. & Lawrence, P. (2006) Application of the water poverty index at different scales: a cautionary tale. *Water International* **31**(3) 2006 412-426.