

**ANALYSE ET TRAITEMENT DES SÉRIES DE DÉBITS ANNUELS
ET MENSUELS SUR LE FLEUVE SÉNÉGAL EN AMONT DU
BARRAGE DE MANANTALI : CAS DES STATIONS DE BAFING
MAKANA ET DAKKA SAIDOU**

**Moussé Landing SANE^{*}, Soussou SAMBOU, Didier Maria
NDIONE, Issa LEYE, Séidou KANE et Mamadou Lamine BADJI**

*Université Cheikh Anta DIOP, Faculté des Sciences et Techniques,
Département de Physique, Laboratoire d'Hydraulique et de Mécanique des
Fluides, BP 5005 Dakar, Sénégal*

*Correspondance, e-mail : mousselanding.sane@ucad.edu.sn

RÉSUMÉ

La présente étude vise à décrire le comportement des débits sur deux stations situées sur le Bafing. Deux stations hydrométriques situées en amont du barrage de Manantali ont été retenues : Bafing Makana à l'entrée du barrage et Dakka Saidou en amont de cette station. Les séries de modules (débits moyens annuels DMA) et des débits moyens mensuels (DMM) sur la période allant de 1961 à 2013 ont été utilisées. Une approche statistique fondée sur les tests d'indépendance, d'homogénéité et de tendance a été appliquée. L'analyse des résultats a montré que les débits étaient aléatoires, des ruptures identifiées vers les années 1970 à l'échelle mensuelle comme annuelle et une tendance à la baisse des écoulements.

Mots-clés : *fleuve Sénégal, Manantali, tests statistiques, modules, débits.*

ABSTRACT

Analysis and processing of series of annual and monthly flows on the Senegal river upstream of Manantali dam : case of stations Bafing Makana and Dakka Saidou

This study describe the flow behavior at two stream gauges located on the Bafing river, the main tributary of the Senegal river upstream Bakel : Bafing Makana; upstream of the Manantali Dam, and Dakka Saidou. Time series of mean annual flow, and monthly flow on the period 1960-2013 have been used. Statistical tests for randomness, homogeneity and trend are applied to these time series. Tests for randomness showed all the time series at annual and

monthly scale are random, Tests for homogeneity indicate a downward shift from 1970 to 1990 and an upwards shift from 1990 to 2013. Tests for trend assess a general downwards trend for all the time series.

Keywords : *Senegal river, Manantali, statistical tests, modules, flows.*

I - INTRODUCTION

L'Afrique de l'Ouest a connu un période de changement climatique à partir des années 60. La principale conséquence en est une diminution des précipitations et des écoulements, perceptible particulièrement dans les bassins versants des grands cours d'eau tels le Niger et le Sénégal [1 - 3]. A cela il faut ajouter une forte variabilité climatique qui se traduit par une forte irrégularité interannuelle des précipitations et des écoulements. Dans le bassin versant du fleuve Sénégal, un système d'aménagements hydrauliques constitué de deux barrages a été mis en place. Ce système est conçu pour stopper l'intrusion saline et relever le plan d'eau dans la vallée (barrage de Diama), stocker la crue et satisfaire un certain nombre d'objectifs dans le bassin supérieur (barrage de Manantali) [4]. Connaitre l'historique et le comportement des débits en entrée du barrage est important est pour la satisfaction des objectifs. Il s'agira à la fois de vérifier l'indépendance entre observations successives, de détecter la présence ou non de ruptures, et l'existence ou non de tendances à long terme. Les tests de détection de rupture sont essentiellement les tests de Pettitt (1979), de Buishand (1982), la procédure bayésienne de Lee Heghinian (1977), et la procédure de segmentation des séries de Hubert (1989).

Dans la littérature les chercheurs ont fait usage aux tests statistiques pour détecter soit la tendance soit les ruptures ou les deux à la fois au niveau des séries chronologiques. Les données utilisées sont des données climatiques et hydrométriques. Les études menées dans ce sens sont accentuées sur quelques grands axes tels que l'impact de la variabilité climatique [5 - 7], l'analyse de sécheresse [8], le changement climatique [9 - 11], l'évaluation de tendance [3, 12,13], l'évolution spatiale et temporelle [14, 15], et sur les impacts de l'activité humaine sur le cours d'eau [16]. Les résultats portant sur le test d'homogénéité ont identifié des ruptures vers les années 1970. Une tendance à la baisse des écoulements est décelée entre 1960 et 1970 et une tendance à la hausse vers 1990 ont été révélées. Les tests statistiques ont été appliqués pour différents raisons avec des données telles que les précipitations, températures et débits. Dans le cas de notre étude nous allons nous focaliser sur la maîtrise des écoulements à l'entrée du barrage de Manantali. Une approche basée sur les tests statistiques (indépendance, homogénéité et tendance) a été mise en évidence pour apprécier le comportement des séries de débits face aux effets du changement climatique sur la période de 1961-2013 aux stations de Bafing Makana et Dakka Saidou situées sur le Bafing.

II - MÉTHODOLOGIE

II-1. Présentation de la zone d'étude et données utilisées

Le Bafing est la branche mère du fleuve qui couvre une superficie de près de 38000 km² et piétine à la fois la République de la Guinée et le Mali. Sur ce fleuve est édifié le barrage de Manantali (*Figure 1*) qui est un barrage à but multiple situé au Mali sur le Bafing. Il prend sa source en Guinée et il contribue à plus de 50 % sur les apports du fleuve Sénégal. Le bassin versant du Bafing présente différents types de climat : Sub-guinéen qui se trouve au Sud et soudanien au Nord du bassin. La zone d'étude couvre de Mamou jusqu'en amont du barrage de Manantali. Les données utilisées dans le cadre de ce travail nous viennent de la base de données de l'Organisation pour la Mise en Valeur du Fleuve Sénégal (OMVS). Ce sont des débits journaliers observés aux stations de Bafing Makana (BM) et Dakka Saidou (DS) sur la période 1960-2013. Les séries de débits mensuels DM sont obtenus en faisant le rapport entre le volume écoulé pendant un mois de N jours ; les séries de débits annuelles DA correspondent aux volumes écoulés régulièrement pendant une année; les DMM sont les séries de débits moyens mensuels. Ils sont obtenus en calculant la moyenne arithmétique des débits moyens journaliers ; les DMA sont obtenus en effectuant une moyenne arithmétique et pondérée des débits moyens mensuels.

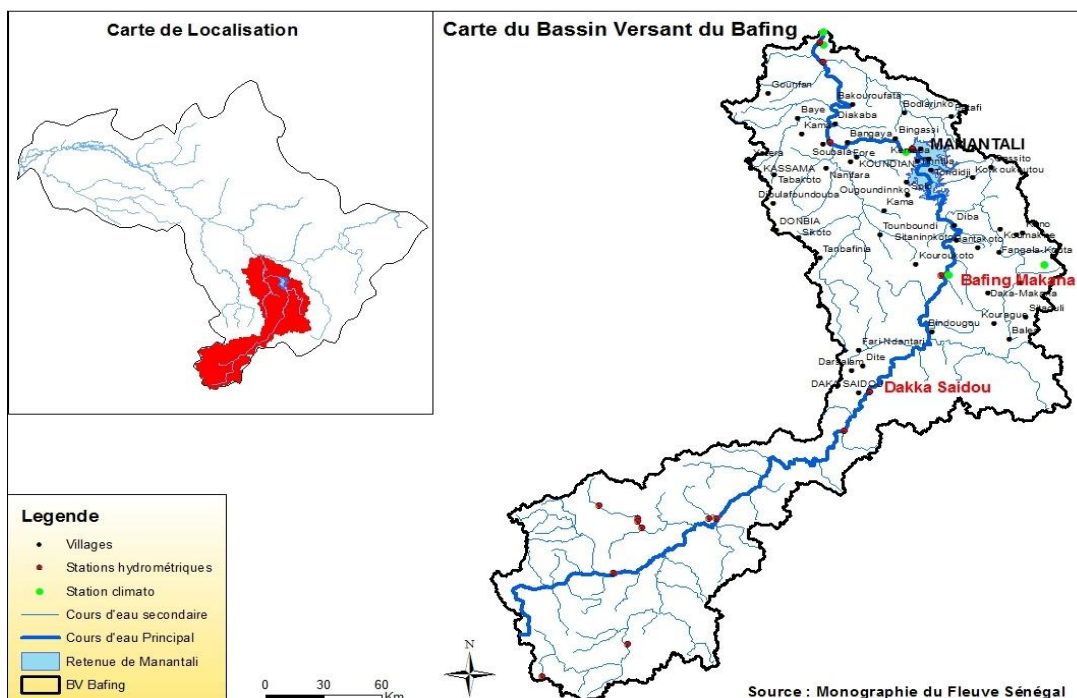


Figure 1 : Carte de la zone d'étude

II-2. Tests statistiques

Les séries chronologiques de variables hydrologiques telles que les débits et les précipitations contiennent une information importante sur l'évolution climatique en termes de tendance et de rupture. L'application des tests statistiques est très répandue chez les hydrologues quand il s'agit de mettre en évidence ces comportements. Le Logiciel Khronostat 1.01 a été mis au point par les chercheurs de l'IRD pour l'analyse statistique des séries chronologiques. Il est gratuit et disponible sur Internet (<http://khronostat.software.informer.com/1.0/>). Les tests d'homogénéité que nous avons utilisés dans ce travail proviennent de ce logiciel. Il s'agit de la procédure de segmentation des séries de Hubert, du test de Pettitt, de la procédure de Lee Heghinian et du test de Buishand. Pour les tests d'indépendance nous avons utilisé le test du tau de Kendall et du rho de Spearman. Pour les tests de tendance, nous avons retenu le test de Mann Kendall mensuel et annuel. Ce test est complété par le test de Sen. Nous avons écrit un programme Fortran d'application pour ces deux derniers tests. Nous présentons brièvement tous ces outils d'analyse.

II-3. Tests d'indépendance

Un test d'indépendance sert à tester la vraisemblance d'une absence de liaison dans une population. Il renseigne sur la force de l'évidence et non sur la force de l'association.

II-3-1. Le ρ de Spearman

Fondamentalement, le coefficient de Spearman est aussi un cas particulier du coefficient de Pearson, calculé à partir des transformations des variables originelles. Mais il présente l'avantage d'être non paramétrique. Son principe est de substituer aux valeurs observées leurs rangs R_{X_i} et R_{Y_i} des observations X_i , Y_i . C'est un calcul qui vise à déterminer s'il existe une corrélation entre les rangs de ces deux variables. Le coefficient de Pearson noté r sur les observations, est donné par la **Formule** suivante :

$$r = \frac{\sum_1^n X_i Y_i - \frac{\sum_1^n X_i \sum_1^n Y_i}{n}}{\sqrt{(\sum_1^n X_i^2 - \frac{(\sum_1^n X_i)^2}{n}) * (\sum_1^n Y_i^2 - \frac{(\sum_1^n Y_i)^2}{n})}} \quad (1)$$

Et le coefficient ρ de Spearman est obtenu par la **Formule** suivante :

$$\rho = \frac{\sum_1^n R_{X_i} R_{Y_i} - \frac{\sum_1^n R_{X_i} \sum_1^n R_{Y_i}}{n}}{\sqrt{(\sum_1^n R_{X_i}^2 - \frac{(\sum_1^n R_{X_i})^2}{n}) * (\sum_1^n R_{Y_i}^2 - \frac{(\sum_1^n R_{Y_i})^2}{n})}} \quad (2)$$

$$t = \rho \sqrt{\frac{n-2}{1-\rho^2}} \quad (3)$$

t étant la statistique de test, R_{X_i} le rang de l'année, R_{Y_i} le rang du débit.

Pour ce test l'hypothèse nulle est $H_0 =$ « la série est aléatoire ».

II-3-2. Test de τ de Kendall [17]

Le τ de Kendall est défini pour mesurer l'association entre variables. Il sert à déterminer une relation qui existe entre deux séries de données. Il repose sur un principe très différent, il s'interprète également de manière différente. Pour chaque variable x_i , on compare avec les variables x_j ($i < j$) avec $i=(1,2,3,4,\dots,n-1)$ et $j=(2,\dots,n)$. Pour chaque observation la valeur de la concordance sera le nombre de cas pour lesquels ($x_i < x_j$).

$$C(n) = \frac{n}{2} (n-1) \quad (4)$$

$$E(P) = \frac{n}{4} (n-1) \quad (5)$$

$E(P)$: Espérance mathématique de P

$$\tau = \frac{P-S}{\frac{n(n-1)}{2}} = \frac{4P}{n(n-1)} - 1 \quad (6)$$

$$\tau = \frac{-4S}{n(n-1)} + 1 \quad (7)$$

$$E(\tau) = 0 \quad (8)$$

$$\text{Var}(\tau) = \frac{2(2n+5)}{9n(n-1)} \quad (9)$$

$$Z = \frac{\tau}{\sqrt{\text{var}(\tau)}} \quad (10)$$

Z étant la variable normale centrée, P le nombre de concordance, S le nombre de discordance et $C(n)$ le nombre total de cas.

L'hypothèse nulle pour ce test est $H_0 =$ « la série est aléatoire ».

Ce test d'indépendance a été fait avec un niveau de signification $\alpha = 5\%$ qui correspond à une valeur aléatoire normale de 1.96.

II-4. Tests d'homogénéité

La rupture est un changement dans la loi de probabilité des variables aléatoires dont les réalisations successives définissent les séries chronologiques étudiées [18].

II-4-1. Segmentation d'Hubert [19]

La procédure de segmentation a pour principe le découpage d'une série en m segments de telle sorte que la moyenne calculée sur tout segment soit nettement différente de la moyenne du segment voisin. La segmentation de séries chronologiques est appropriée à la recherche de multiples changements de moyenne. Elle est basée sur l'originalité de segmentation des séries hydrométéorologiques qui représentent le plus souvent la température, les précipitations, et les débits.

II-4-2. Test de Pettitt [20]

C'est un test non paramétrique. Il est utilisé pour identifier un seul point de changement pour les séries chronologiques. La mise en œuvre du test suppose que pour tout instant t compris entre 1 et N , les séries chronologiques (x_i) $i = 1$ à t et $t + 1$ à N appartiennent à la même population. La variable à tester est le maximum en valeur absolue de la variable $U_{t,N}$ définie par :

$$U_{t,N} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^N D_{ij} \quad (11)$$

où,

$$D_{ij} = \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (12)$$

$$\text{sgn}(x) = 1 \text{ si } x > 0 ; \text{sgn}(x) = 0 \text{ si } x = 0 ; \text{sgn}(x) = -1 \text{ Si } x < 0 \quad (13)$$

Pour ce test l'hypothèse nulle est $H_0 =$ « absence de rupture dans la série ». Dans le cas où l'hypothèse nulle est rejetée, une estimation de la date de rupture est donnée par l'instant t définissant le maximum en valeur absolue de la variable $U_{t,N}$.

II-4-3. Statistique de Buishand [21]

La statistique de Buishand est utilisée pour tester l'homogénéité d'une série chronologique. La procédure de Buishand fait référence au même modèle et aux mêmes hypothèses que l'approche de Lee et Heghinian. La procédure Bayésienne se fonde sur la distribution marginale et est basée sur la statistique U de Buishand [22] définie par :

$$U = \frac{\sum_{k=1}^{N-1} (S_k^*/Dx)^2}{N(N-1)} \quad (14)$$

avec,

$$S_k^* = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}) \quad (15)$$

Dx : L'écart-type de la série ; S_k^* : Suite une distribution normale de moyenne nulle.

Dans ce test il est possible de définir une région de confiance appelée ellipse de contrôle qui peut être associée à un seuil de confiance contenant le seuil des S_k^* . Pour ce test l'hypothèse nulle est $H_0 =$ « la série ne présente pas de rupture ». Dans le cas où l'hypothèse est rejetée et aucune estimation de la date de rupture n'est proposée par ce test.

II-4-4. Méthode bayésienne de Lee & Heghinian [23]

Cette méthode repose sur une approche paramétrique. La distribution des observations contenues dans l'échantillon est supposée normale. La méthode fournit la probabilité que le changement se produise au moment τ_r dans une série où on suppose a priori qu'il y a effectivement un changement à un moment indéterminé. Elle donne une estimation de la probabilité que l'amplitude du changement ait la valeur δ . La procédure se présente sous cette forme :

$$X_i = \begin{cases} \mu + \varepsilon_i & \text{si } i = 1, \dots, \tau_r \\ \mu + \varepsilon_i + \delta & \text{si } i = \tau_r + 1, \dots, n \end{cases} \quad (16)$$

ε_i sont des résidus suivant une loi normale de moyenne nulle et de variance égale à σ^2 ; τ_r représente la date de rupture et δ l'amplitude du changement. L'hypothèse nulle est $H_0 =$ « la série ne présente pas de rupture ».

II-5. Tests de tendance

La tendance représente l'évolution temporelle de la série. Deux tests ont été utilisés dans cette étude :

II-5-1. Le test de Mann-Kendall [24]

Le test de Mann-Kendall est aussi un test non paramétrique basé sur le rang applicable pour détecter les tendances monotones dans une série chronologique sans cycle saisonnier. Ce test s'applique aux séries comportant des données manquantes. La statistique S du test est donnée par Formule suivante [25] :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (17)$$

$$\text{avec, } \text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{si } (x_j - x_i) = 0 \\ -1 & \text{si } (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \quad (18)$$

On admet que :

$$E(S) = 0 \quad (19)$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (20)$$

$$C_q = \sum_{q=1}^n tq \frac{q(q-1)(2q+5)}{18} \quad (21)$$

$$\text{Une variable statistique } Z \text{ telle que : } \begin{cases} Z = \frac{S-1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & \text{si } S > 0 \\ Z = 0 & \text{si } S = 0 \\ Z = \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & \text{si } S < 0 \end{cases} \quad (22)$$

Pour ce test, l'hypothèse nulle est $H_0 = \ll \text{la série ne présente pas de tendance} \gg$ Si la valeur absolue de la variable statistique est supérieure à la valeur critique (1.96) alors l'hypothèse nulle sera rejetée. Une valeur positive S désigne une hausse et celle négative une tendance à la baisse [26].

II-5-2. Estimateur non paramétrique des pentes de Sen [21]

Le test de l'estimateur non paramétrique de pente de Sen est basé comme son nom l'indique basé sur l'estimation de la médiane des pentes de la série chronologique et de l'intervalle de confiance de cette médiane pour un niveau de signification donné. Les pentes sont estimées par l'Équation (23)

$$Q_j = \frac{x_j - x_i}{j - i} \quad (23)$$

où, x_j et x_i sont des observations à des instants j et i avec $j > i$. Selon que le nombre de pentes soit pair ou impair, la pente médiane est obtenue par l'une des relations (24) ou (25).

$$\beta = Q_{\frac{(N+1)}{2}} \quad (24)$$

$$\beta = \frac{1}{2} \left(Q_{\frac{N}{2}} + Q_{\frac{(N+2)}{2}} \right) \quad (25)$$

Dans l'hypothèse de normalité de la série des pentes médianes, les rangs M_1 et M_2 dans un classement en ordre croissant des pentes médianes correspondant aux bornes de l'intervalle de confiance au niveau de signification $100(1 - \alpha)\%$ sont calculées par

$$M_1 = \frac{N - C_\alpha}{2} \quad (26)$$

$$M_2 = \frac{N + C_\alpha}{2} \quad (27)$$

où C_α est obtenues par l'Équation (28)

$$C_{\alpha} = Z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{Var(S)} \quad (28)$$

Dans l'Équation (28) $Var(S)$ est la variance de la statistique de Mann-Kendall [27] (équation) et $Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ la variable centrée et réduite de Gauss au niveau de signification α . La connaissance des rangs M_1 et M_2 permet de calculer les limites Q_{inf} and Q_{sup} de l'intervalle de confiance des pentes médianes au niveau de signification α . La pente médiane est significativement différente de zéro si son intervalle de confiance ne contient pas zéro. Alors, suivant le signe de la pente médiane, la tendance sera à la hausse ou à la baisse.

III - RÉSULTATS ET DISCUSSION

III-1. Caractéristiques statistiques des séries mensuelles

Le **Tableau 1** ci-dessous rassemble les caractéristiques statistiques des séries mensuelles et de leurs distributions. Il fait apparaître une période de hautes eaux de Juin à Novembre et une période de basses eaux, de Décembre à Mai. La moyenne et l'écart-type varient sensiblement dans le même sens pour les deux stations (**Figure 2**). Le coefficient de variation est par contre plus faible en période de hautes eaux (**Figure 3**). Plus la valeur du coefficient de variation est élevée plus la dispersion est autour de la moyenne est grande donc l'estimation est moins précise. La valeur maximale du coefficient d'asymétrie est enregistrée au mois de Juin pour les deux stations.

Tableau 1 : *Tableau des paramètres statistiques à l'échelle mensuelle*

Mois	Station de Bafing Makana (BM)				Station de Dakka Saidou (DS)			
	Moyenne	Ecart-type	Coefficient Variation	Coefficient d'Asymétrie	Moyenne	Ecart-type	Coefficient Variation	Coefficient d'Asymétrie
Jan	54,5	19,1	0,35	0,7	38,2	14,1	0,369	1,3
Fev	35	12,1	0,345	0,6	25,5	7	0,273	1,1
Ma	15,6	8,1	0,52	0,7	15,9	4,1	0,257	0,8
Avr	7,4	5,3	0,71	0,7	11,2	3,7	0,33	0,3
Mai	9	10,7	1,18	1,8	13,6	7,8	0,58	1,4
Jui	61,2	42,6	0,696	2,0	54,9	42,8	0,78	2,6
Juil	288,3	115,4	0,4	0,5	271,6	101,1	0,372	0,2
Aou	715,8	255,7	0,357	1	648,9	229	0,35	1,3
Sept	847,9	300,4	0,354	1,2	738,3	195,2	0,264	0,3
Oct	509,2	190,6	0,374	1,3	461,7	153,5	0,332	0,7
Nov	229	123,6	0,54	3	194,5	117	0,60	3,2
Dec	99	34,6	0,35	0,8	70,3	27	0,38	1

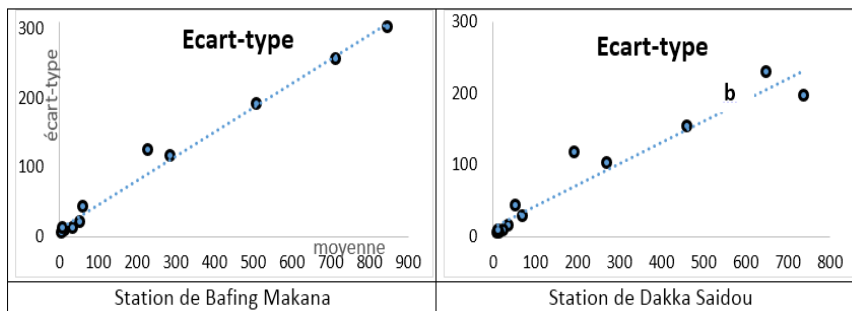


Figure 2 : Évolution de l'écart type

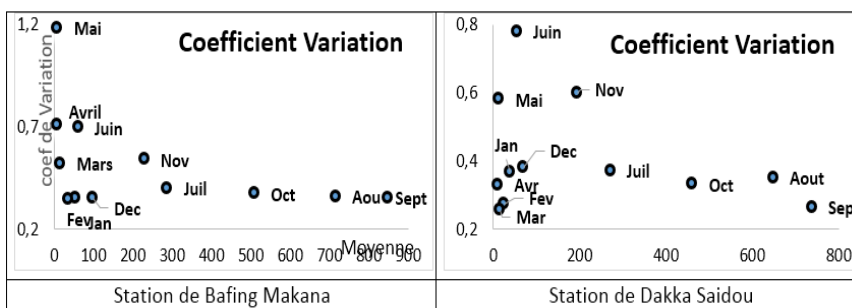


Figure 3 : Évolution du coefficient de variation

III-2. Caractéristiques statistiques des séries annuelles DMA

Dans le *Tableau 2* nous présentons les valeurs interannuelles des caractéristiques statistiques calculées sur les deux stations. Les débits à Bafing Makana sont plus élevés compte tenu des apports du bassin intermédiaire. Les coefficients de variations sont sensiblement les mêmes donc les deux séries se comportent de la même manière. Les coefficients d'asymétrie sont positifs. La distribution est donc plus étalée à droite : on dit qu'il y a oblicité à gauche. Les coefficients d'aplatissement sont tous positifs. Le polygone statistique de la variable réduite est donc moins aplati qu'une courbe en cloche. On dit que la variable est leptokurtique. Ces résultats montrent que la série des débits a un comportement quasiment identique aux deux stations à l'échelle mensuelle comme annuelle.

Tableau 2 : Tableau des paramètres statistiques à l'échelle annuelle

Paramètres	Moyenne	Ecart-type	Coefficient de variation	Coefficient d'asymétrie	Coefficient d'aplatissement
BM	244.2	71.7	0.293	1.1	1.05
DS	215.5	53.5	0.248	0.8	0.81

III-3. Test d'indépendance des DMM, et DMA

Les résultats sur les tests d'indépendance sont présentés dans les *Tableaux 3, 4 et 5*. Pour la station de Bafing Makana, l'hypothèse nulle H_0 est acceptée par les deux tests pour tous les mois sans aucune exception (*Tableau 3*). Par contre pour la station de Dakka Saidou, les tests ne font pas l'unanimité (*Tableau 4*). L'hypothèse nulle est acceptée pour les séries des débits moyens mensuels par les deux et pour les deux stations (*Tableau 5*).

Tableau 3 : Les résultats du test d'indépendance sur les Débits Moyens Mensuels (DMM)

STATION DE BAFING MAKANA					
Mois	Corrélation sur le tau de Kendall			Corrélation sur le rang du coefficient de Spearman	
	P	Tau	H ₀	Rho	H ₀
JAN	628	-0.09	A	-0.18	A
FEV	611	-0.11	A	-0.2	A
MARS	636	-0.08	A	-0.19	A
AVR	600	-0.13	A	-0.2	A
MAI	588	-0.15	A	-0.25	A
JUIN	589	-0.15	A	-0.2	A
JUILLET	560	-0.18	A	-0.35	A
AOUT	625	-0.09	A	-0.12	A
SEP	702	0.02	A	-0.35	A
OCT	646	-1	A	-0.11	A
NOV	672	-0.02	A	-0.09	A
DEC	637	-0.08	A	-0.16	A

Tableau 4 : Les résultats du test d'indépendance sur les Débits Moyens Mensuels (DMM)

STATION DE DAKKA SAIDOU					
Mois	Corrélation sur le tau de Kendall			Corrélation sur le rang du coefficient de Spearman	
	P	Tau	H ₀	Rho	H ₀
JAN	575	-0.17	A	-0.28	R
FEV	574	-0.17	A	-0.3	R
MARS	522	-0.24	R	-0.34	R
AVR	512	-0.26	R	-0.39	R
MAI	501	-0.27	R	-0.38	R
JUIN	582	-0.16	A	-0.25	A
JUILLET	546	-0.21	R	-0.3	R
AOUT	585	-0.15	A	-0.13	A
SEP	675	-0.02	A	-0.02	A
OCT	648	-0.06	A	-0.09	A
NOV	705	0.02	A	-0.04	A
DEC	592	-0.14	A	-0.25	A

Tableau 5 : Les résultats du test d'indépendance sur les Débits Moyens Annuels (DMA)

	Corrélation sur le tau de Kendall			Corrélation sur le rang du coefficient de Spearman	
	P	Tau	H ₀	Rho	H ₀
BM	639	-0.07	A	0.14	A
DS	664	-0.04	A	-0.7	A

A : acceptée ; R : rejetée ; H₀ : hypothèse nulle

III-4. Tests d'homogénéité pour les DMM et DMA

Les résultats des tests de Buishand, Pettitt et Lee et Heghinian à l'échelle mensuelle et annuelle pour les stations de Bafing Makana et Dakka Saidou sont résumés dans les **Tableaux 6, 7 et 8**. L'hypothèse nulle H₀ est rejetée par le test de Buishand pour ces deux stations et pour tous les mois à l'exception de Juin (**Tableau 6**) et Août (**Tableau 7**). Elle est aussi rejetée le test de Pettitt pour ces deux stations à l'exception de Juillet (**Tableau 6**) et Août (**Tableau 7**). Par contre pour le test Lee et Heghinian, l'hypothèse nulle H₀ n'est rejetée que pour les mois de Janvier et Février pour la station Bafing Makana (**Tableau 6**) et pour les mois de Mai, Juin, Juillet et Août pour la station de Dakka Saidou (**Tableau 7**). La plupart des ruptures se produisent entre 1967 et 1976 dans le sens d'une diminution pour ces deux stations sauf pour le mois de Décembre à la station de Bafing Makana où la rupture a lieu en 2013 (**Tableau 6**). A l'échelle annuelle (**Tableau 8**), l'hypothèse nulle a été rejetée pour le test de Buishand et de Pettitt alors qu'elle est acceptée pour le test de Lee et Heghinian.

Tableau 6 : Synthèse sur les tests d'homogénéité sur les DMM à la station de Bafing Makana

Mois	Test de Buishand	Test de Pettitt			Méthode Bayésienne (L.H)		
	H ₀	H ₀	d.n.p	Année	d.p	Année de rupture	H ₀
JAN	R	R	3,6.10 ⁻²	1975	0.12	1970	R
FEV	R	R	7,8.10 ⁻²	1974	0.20	1970	R
MARS	R	R	2,5.10 ⁻²	1970	0.61	Pas de Rupture	A
AVR	R	R	4,4.10 ⁻²	1976	0.59	Pas de Rupture	A
MAI	R	R	4,47 ^{E-2}	1969	0.42	Pas de Rupture	A
JUIN	A	R	5,5.10 ⁻²	1976	0.35	Pas de Rupture	A
JUILLET	R	A	2,5.10 ⁻²	Pas de Rupture	0.46	Pas de Rupture	A
AOÛT	R	R	3,0.10 ⁻²	1970	0.33	Pas de Rupture	A
SEP	R	R	1,8.10 ⁻²	1968	0.38	Pas de Rupture	A
OCT	R	R	4,3.10 ⁻²	1968	0.35	Pas de Rupture	A
NOV	R	R	1,2.10 ⁻²	1973	0.81	Pas de Rupture	A
DEC	R	R	3,4.10 ⁻²	2013	0.86	Pas de Rupture	A

Tableau 7 : Synthèse sur les tests d'homogénéité sur les DMM station de Dakka Saidou

Mois	Test de Buishand	Test de Pettitt			Méthode Bayésienne (L.H)		
	H ₀	H ₀	d.n.p	Année	d.p	Année de rupture	H ₀
JAN	R	R	4,9.10 ⁻⁴	1977	0.43	Pas de Rupture	A
FEV	R	R	1,6.10 ⁻⁴	1977	0.81	Pas de Rupture	A
MARS	R	R	1,5.10 ⁻⁴	1970	0.47	Pas de Rupture	A
AVR	R	R	1,8.10 ⁻⁴	1977	0.54	Pas de Rupture	A
MAI	R	R	2,8.10 ⁻⁴	1973	0.25	1973	R
JUIN	A	R	4,3.10 ⁻³	1973	0.07	1973	R
JUILLET	R	R	3,6.10 ⁻³	1975	0.12	1969	R
AOÛT	A	A	7,8.10 ⁻³	Pas de Rupture	0.20	1970	R
SEP	R	R	2,5.10 ⁻³	1970	0.61	Pas de Rupture	A
OCT	R	R	4,4.10 ⁻³	1976	0.59	Pas de Rupture	A
NOV	R	R	4,4.10 ⁻²	1969	0.42	Pas de Rupture	A
DEC	R	R	5,5.10 ⁻²	1976	0.35	Pas de Rupture	A

Tableau 8 : Synthèse des tests de rupture sur les DMA

mois	Test de Buishand	Test de Pettitt			Méthode Bayésienne (L.H)			Segmentation d'hubert			
	H ₀	H ₀	d.n.p	année	d.p	année	H ₀	Début	Fin	moyenne	écart-type
BM	R	R	4,0.10 ⁻⁴	1976	0.31	Pas de Rupture	A	1961	1970	348.63	18.05
DS	R	R	8,6.10 ⁻⁴	1976	0.36	Pas de Rupture	A	1961	1970	306.371	39.54

III-4-1. Synthèse des résultats de la procédure de segmentation des séries des DMM

Le **Tableau 9** rassemble la synthèse des résultats de l'application de la procédure de segmentation des séries de Hubert pour les séries de DMM aux stations de Bafing Makana et Dakka Saidou. Avant les années 1990 nous avons constaté une baisse importante des écoulements au niveau des deux stations. Par contre la reprise des écoulements n'est observée que pour les mois de Mars et Octobre. Nous pouvons donc dire que des écoulements ont repris en général aux courants des années 1990

Tableau 9 : Résultats de la procédure de segmentation des séries de Hubert sur les DMM

Segmentation d'Hubert BAFINNG MAKANA					Segmentation d'Hubert DAKKA SAIDOU				
Mois	début	Fin	Moyenne	écart-type	Mois	début	Fin	Moyenne	écart-type
Jan	1961	1970	79.8	15.9	Jan	1961	1970	58.1	10.5
	1971	1977	54.3	13.0		1971	2012	32.4	7.1
	1978	1994	35.9	6.8		2013	2031	81.0	0
	1995	2013	57.7	11.4					
Fev	1961	1970	49.3	10.4	Fev	1961	1977	32.3	7.1
	1971	1980	34.9	11.7		1978	1999	20.1	2.6
	1981	1994	22.4	4.6		2000	2013	25.5	3.2
	1995	2013	36.6	6.5					
Mar	1961	1968	28.7	4.1	Mar	1961	1968	23.1	2.4
	1969	1977	1602	7.4		1969	1977	17.1	2.3
	1978	1994	8.3	2.6		1978	1994	12.3	1.8
	1995	2013	16.1	5.2		1995	2013	15.5	2.0
Avr	1961	1968	15.5	2.9	Avr	1961	1971	16.1	1.9
	1969	2013	5.8	4.1		1972	2013	9.9	2.9
Mai	1961	1973	19.8	9.4	Mai	1961	1973	20.1	5.0
	1974	2013	6.8	9.1		1974	1996	9.8	5.4
						1997	1997	44.1	0
						1998	2013	11.7	4.5
Juin	1961	2013	61.2	42.5	Juin	1961	2013	54.9	42.8
Juille	1961	1967	423.5	112.9	Juillet	1961	1969	374.3	95.0
	1968	2013	267.7	102.0		1970	2013	250.6	89.5
Aout	1961	1975	909.6	290.7	Aout	1961	1966	843.9	232.4
	1976	1990	504.1	138.0		1967	1967	1571.5	0.0
	1991	2013	727.3	179.7		1968	2013	603.3	168.7
Sept	1961	1966	1200.1	193.5	Sept	1961	1970	965.5	178.3
	1967	1967	1978.5	0		1971	1991	590.4	145.2
	1968	2013	777.3	223.7		1992	2013	776.1	112.5
Oct	1961	1969	778.4	225.8	Oct	1961	1967	681.8	111.5
	1970	1993	392.3	111.3		1968	1978	470.8	163.9
	1994	2013	528.2	104.8		1979	1993	312.5	58.0
						1994	2013	491.4	86.6
Nov	1961	1969	339.7	98.8	Nov	1961	1969	288.5	80.8
	1970	1975	183.5	28.6		1970	1975	147.9	31.2
	1976	1976	863.3	0.0		1976	1976	812.4	0.
	1977	2013	192.2	61.7		1977	2013	162.4	63.3
Dec	1961	1969	151.0	23.12	Dec	1961	1969	113.0	17.15
	1970	1976	100.2	26.6		1970	2013	61.55	19.15
	1977	1993	66.8	11.3					
	1994	2013	102.5	22.1					

III-4-2. Synthèse des résultats de la procédure de segmentation des séries des DMA

Nous avons représenté dans le *Tableau 10* la synthèse des résultats de l'application de la procédure de segmentation des séries de Hubert aux DMA.

Pour les deux stations, la conclusion est la même : il y a reprise des écoulements à partir de 1994 ce qui corrobore les résultats précédents particulièrement ceux de la station de Bafing Makana.

Tableau 10 : Résultats de la procédure de segmentation des séries de Hubert sur les DMA

	début	Fin	Moyenne	écart-type		début	Fin	Moyenne	écart-type
BM	1961	1966	348.6	18.0	DS	1961	1967	306.3	39.5
	1967	1967	500.7	0.0		1968	1976	224.3	41.5
	1968	1976	258.1	55.2		1977	1993	165.1	25.3
	1977	1993	117.3	26.5		1994	2013	222.5	25.7
	1994	2013	250.7	32.3					

III-5. Tests de tendance

Le test de Mann-Kendall et l'estimateur non paramétrique des pentes de Sen ont été appliqués aux séries débits moyens mensuels (DMM) et aux débits moyens annuels (DMA).

III-5-1. Test de Mann Kendall sur les séries des DMM et DMA

Les résultats du test de Mann-Kendall sur les séries des DMM figurent dans le **Tableau 11** pour les deux stations. Ceux correspondant aux séries des DMA sont rassemblés dans le **Tableau 12** pour les mêmes stations. L'hypothèse nulle a été rejetée uniquement au mois de Juillet pour les séries de DMM pour la station Bafing Makana. Par contre pour la station de Dakka Saidou, en plus du mois de Juillet, l'hypothèse nulle est rejetée pour les mois de Mars, Avril et Mai.

Tableau 11 : Tests de Mann-Kendall sur les DMM

Mois	STATION DE BM avec $\alpha = 5$				STATION DE DS avec $\alpha = 5\%$			
	S	Var (τ)	Z	H ₀	S	Var (τ)	Z	H ₀
Jan	-122	16995	-0,9	A	-228	16995	-1,7	A
Fev	-156		-1,19	A	-230		-1,76	A
Mar	-106		-0,81	A	-334		-2,55	R
Avr	-178		-1,36	A	-354		-2,71	R
Mai	-202		-1,54	A	-376		-2,88	R
Jui	-200		-1,53	A	-214		-1,63	A
Juil	-258		-1,97	R	-286		-2,19	R
Aou	-76		-0,58	A	-208		-1,59	A
Sept	26		0,19	A	-28		-0,21	A
Oct	-86		-0,65	A	-82		-0,62	A
Nov	-34		-0,25	A	32		0,24	A
Dec	-104		-0,79	A	-194		-1,48	A

Tableau 12 : Tests de Mann-Kendall sur les DMA

	S	Var (τ)	Z	H ₀
BM	-100	16995	-0.76	A
DS	-50		-0.38	A

III-5-2. Estimateur non paramétrique des pentes de Sen

L'analyse des résultats (*Tableaux 13 et 14*) de l'application de l'estimateur des pentes de Sen révèle une tendance à la baisse des débits moyens mensuels et annuels.

Tableau 13 : Tests de Sen sur les DMM

Mois	Bafing Makana					Dakka Saidou				
	C α	R1	Pente	R2	H ₀	C α	R1	Pente	R2	H ₀
Jan	255	1.34	-0.16	0.4	R	255	0.54	-0.2	0.07	R
Fev		0.31	-0.14	0.2	R		0.37	-0.12	0.03	R
Mars		0.52	-0.012	0.13	R		0.17	-0.1	-0.1	R
Avr		0.29	-0.07	0.06	R		0.16	-0.1	-0.03	R
Mai		0.34	-0.15	0.03	R		0.26	-0.17	-0.66	R
Jui		2.41	-0.4	0.43	R		2.38	-0.37	0.17	R
Juil		3.55	-2.17	0.34	R		6.08	-2.05	0.31	R
Aout		20.7	-2.17	5.48	R		14.5	-1.96	4.54	R
Sept		20.1	0.23	7.41	R		16.1	0.07	4.66	R
Oct		12.5	-1.47	4.1	R		11.6	-1.02	3.81	A
Nov		5.96	-0.19	2.06	R		6.05	-0.14	1.91	R
Dec		2.27	-0.29	0.78	R		2.23	-0.23	0.34	R

Tableau 14 : Tests de Sen sur les DMA

	R1	Pente	R2	H ₀
BM	4.66	-3.68	1.44	R
DS	3.96	-2.3	1.25	R

IV - CONCLUSION

L'objectif de cette étude est de décrire le comportement des séries de données annuelles et mensuelles sur deux stations situées sur le Bafing, branche mère du fleuve Sénégal (Bafing Makana et Dakka Saidou). Les tests d'indépendance (tau de Kendall, rho de Spearman), d'homogénéité (Pettitt, Buishang, Lee Heghinian et procédure de segmentation des séries de Hubert) et de tendance (Mann Kendall, et estimateur non paramétrique des pentes de Sen) ont été appliqués aux séries des débits moyens mensuels (DMM) et aux séries des débits moyens annuels (DMA) observées aux stations de Bafing Makana et Dakka Saidou. Les résultats obtenus montrent que les DMM et les DMA se comportent pratiquement de la même manière sur les deux stations. Les séries

de débits moyens mensuels et annuels sont aléatoires pour les deux stations. Des ruptures ont été identifiées vers les années 1970 avec une tendance à la baisse des débits. Mais une reprise dans le sens de l'augmentation a été signalée plus loin après les années 1990.

RÉFÉRENCES

- [1] - A. BODIAN, H. DACOSTA et A. DEZETTER, Caractérisation spatio-temporelle du régime pluviométrique du haut bassin du fleuve Sénégal dans un contexte de variabilité climatique, *Varia*, Vol. 5, (2011) 107 - 124 p.
- [2] - T. ABRATE, Essai de segmentation des séries annuelles des débits du Niger aux stations de Koulikoro, Niamey et Lokoja. *Mémoire Master 2 Université Pierre et Marie Curie, École des Mines de Paris & École Nationale du Génie Rural des Eaux et des Forêts*, (2007) 14 p.
- [3] - G. T. OYERINDE, E. A. LAWIN and A. J. ODOFIN, Farmers' Responses to Changing Hydrological Trends in the Niger Basin Parts of Benin. *Hydrology*, 4, 52; doi:10.3390 /hydrology4040052 www.mdpi.com/journal/hydrology, (2017)1 - 11 p.
- [4] - J. C. BADER, J. P. LAMAGAT et N.GUIGUEN, Gestion du barrage de Manantali sur le fleuve Sénégal : analyse quantitative d'un conflit d'objectifs. *Hydrological Sciences–Journal–des Sciences Hydrologiques*, 48 (4) (août 2003) 525 - 538 p.
- [5] - H. LUBES-NIEL, J. M. MASSON, J. E. PATUREL et E. SERVAT, « 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 / Journal of Water Science*, Vol. 11, N° 3 (1998) 383 - 408 p.
- [6] - Z. PAN, X. RUAN, M. QIAN, J. HUA, N. SHAN and J.XU, Spatio-temporal variability of streamflow in the Huaihe River basin, China: climate variability or human activities. *IWA Publishing 2017 Hydrology Research / in press*, (2017) 1 - 18 p.
- [7] - A. DAO, K. BAMORY, M. ADAMA, G. B. T. ALBERT, S. LUC, M. H. BOKAR, S. ISSIAKA, Variabilité Climatique et Réponse Hydrologique du Bassin Versant Transfrontalier de Kolondièba au Sud du Mali. « *European Journal of Scientific Research*, ISSN 1450-216X, Vol. 43, No.4 (2010) 435 - 444 p. »
- [8] - C. FAYE, A. A. Sow et J. B. Ndong. Étude des sècheresses pluviométriques et hydrologiques en Afrique tropicale : caractérisation et cartographie de la sécheresse par indices dans le haut bassin du fleuve Sénégal. *Articles. Varia*, Vol. 9, (2015) 17 - 35 p.

- [9] - H. MARHAENTO, M. J. BOOIJ and A. Y. HOEKSTRA. Attribution of changes in stream flow to land use change and climate change in a mesoscale tropical catchment in Java, Indonesia. *IWA Publishing 2017. Hydrology Research*, 48 (4) (2017) 1146 - 1155 p.
- [10] - Q. WEI, C. SUN, G. WU and L. PAN, Haihe River discharge to Bohai Bay, North China: trends, climate, and human activities. *IWA Publishing 2017. Hydrology Research*, 48 (4) (2017) 1058 - 1070 p.
- [11] - C. FAYE, Impact du changement climatique Et du barrage de Manantali sur la dynamique Du régime hydrologique du fleuve Sénégal à Bakel. *BSGLG*, 64 (2015) 69 - 82 p.
- [12] - X. WANG. Temporal variations of streamflow in a mid-latitude Eurasian steppe watershed in the past half century. *IWA Publishing 2016 Hydrology Research*, 47 (1) (2016) 185 - 200 p.
- [13] - L. SOLDINI and G. DARVINI, Extreme rainfall statistics in the Marche region, Italy. *IWA Publishing 2017. Hydrology Research*, 48 (4) (2017) 686 - 700 p.
- [14] - M. ZELENÁKOVÁ, J. VIDO, M. M. PORTELA, P. PURCZ, P. BLIŠTÁN, H. HLAVATÁ and P. HLUŠTÍK, Precipitation Trends over Slovakia in the Period 1981–2013. *Water* 2017, 9, 922; doi :10.3390/w9120922 www.mdpi.com/journal/water. Article
- [15] - L. YAN, L. SHEN, F. SHENGLI, L. JINGSHI, W. Z. GUOQIN and Z. GUOYI, Trends of precipitation in Beijiang River Basin. Guangdong Province. *China. Hydrol. Process*, 22 (2008) 2377 - 2386
- [16] - J. WU, C. MIAO, T. YANG, Q. DUAN and X. ZHANG, Modeling streamflow and sediment responses to climate change and human activities in the Yanhe River, China. *IWA Publishing 2017 Hydrology Research / in press*, (2017) 1 - 13 p.
- [17] - R. RAKOTOMALALA, Analyse de corrélation Étude des dépendances - Variables quantitatives. Université Lumière Lyon 2. *Version 1.1*, (2015) 50 - 62 p.
- [18] - J. E. PATUREL, E. ERVAT, B. KOUAME. J. F. BOYER et H. LUBES NIEL. J. M. MASSON, Procédures d'identification de cc ruptures » dans des séries chronologiques - modification du régime pluviométrique en Afrique de l'Ouest non sahélienne. L'hydrologie tropicale: géoscience el outil pour le développement : (*Actes de la conférence de Paris. mai 1995*). *IAHS Pub!*, N° 238 (1996)
- [19] - A. KINGUMBI, Z. BERGAOUI, J. BOURGES. P. HUBERT et R. KALLEL, Etude de l'évolution des séries pluviométriques de la Tunisie Centrale (2000). Apacheroot/htdocs/medweb/WEB-documents/kingumbi.htm (1 sur 8) [07.12.2000 11:41:13]

- [20] - J. E. PATUREL, E. SERVAT, M. O. DELATTRE, Analyse de séries pluviométriques de longue durée en Afrique de l'Ouest et Centrale non sahélienne dans un contexte de variabilité climatique. *Hydrological Sciences-Journal-des Sciences Hydrologiques*, 43 (6) (December 1998)
- [21] - O. CHADID, Analyse des séries hydrométéorologiques par la transformée en ondelettes. Mémoire pour l'obtention de la maîtrise en Génie Electrique. *Ecole de technologie supérieure université du Québec*, (2003)
- [22] - A. AKA, B. KOUAME, J. E. PATUMEL. E. SERVAT, Analyse statistique de l'évolution des écoulements en Côte d'Ivoire. « L'hydrologie tropicale : géoscience et outil pour le développement (Actes de la conférence de Paris. mai 1995). *IAHS Publ*, N° 238 (1996) »
- [23] - A. F.S. LEE, S. M. A. HEGHINIAN, Shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables : *A Bayesian approach. Article. Technometrics*, Vol. 19, N°4, (1997) 503 - 506 p.
- [24] - T. SALMI, M. ANU, A. PIA, R. A. TUIJA and A. TONI, Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann-kendall test and Sen's slope estimates -the excel template application makesens. *Finnish Meteorological Institute Publications on Air Quality No. 31 Vuorikatu 24. P.O. Box 503 Report code FMI-AQ-31. FIN-00101 Helsinki. Finland Date August*, (2002)
- [25] - K. T. ZELALEM, Long term hydrologic trends in the Nile basin. *A Thesis Presented to the Faculty of the Graduate School of Cornell University in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Professional Studies*, (2009)
- [26] - M. NITIN, K. DEEPAK, S. RITURAJ and K. KALYANI, Trend Analysis of Air Temperature Time Series by Mann Kendall Test - A Case Study of Upper Ganga Canal Command (1901-2002). *British Journal of Applied Science & Technology. Article*, 4 (28) (2014) 4066 - 4082
- [27] - M. G. KENDALL, Rank Correlation Methods, *4th ed.*, Charles Griffin: London, (1975)