

Analyse statistique de l'évolution des écoulements en Côte d'Ivoire

A. AKA, B. KOUAME, J. E. PATUREL, E. SERVAT

Antenne Hydrologique Orstom, 06 BP 1203 Cidex 1, Abidjan 06, Cote d'Ivoire

H. LUBES

Laboratoire d'Hydrologie, Orstom, BP 5045, F-34032 Montpellier Cedex 1, France

J. M. MASSON

Laboratoire Géofluides-Bassins-Eau, URA-CNRS 1767, Université Montpellier II, Place Eugène Bataillon, F-34095 Montpellier Cedex 5, France

Résumé Les écoulements de quatre stations hydrométriques de Côte d'Ivoire (superficie comprise entre 5930 et 66 500 km²) ont été analysés à l'aide d'un ensemble de méthodes statistiques de détection de rupture dans les séries chronologiques. Les variables étudiées sont les modules et différents types de débits caractéristiques. D'un point de vue quantitatif, on note l'existence d'une rupture nette dans les séries de modules au début de la décennie 1970, date à partir de laquelle les écoulements diminuent sensiblement. Un examen plus qualitatif des résultats montre que les basses eaux sont plus affectées que les hautes eaux par cette variabilité du régime. Cette fluctuation climatique paraît être en phase avec les phénomènes de sécheresse observés à la même époque plus au nord, au sahel. Ces variations s'inscrivent probablement dans une évolution globale climatique de l'Afrique de l'ouest.

Statistical analysis of the evolution of runoff in the Ivory Coast

Abstract The streamflow at four Ivory Coast hydrometric stations (covering basins between 5930 and 66 500 km²) was analysed using a set of statistical methods for the detection of breaks in the time series. The treatment concerned the average annual discharge and different types of characteristic discharges. From a quantitative standpoint, the existence of a clear break in the series of average annual discharges at the beginning of the 1970s is revealed. From this date, a significant decrease in runoff is noted. A more quantitative study of the results shows that low flows are more affected than high flows by this variability of the regime. This climatic fluctuation appears to be in keeping with the drought phenomenon observed further to the north in the Sahel. These variations are probably induced by the overall evolution of the western African climate.

INTRODUCTION

Dans les régions de l'Afrique soudano-sahélienne, une baisse sensible des écoulements des cours d'eau est observée depuis la fin des années 1960. Les conséquences de cette

perturbation sont souvent tragiques (Sircoulon, 1987; Olivry, 1987): dysfonctionnement et baisse de la rentabilité des aménagements réalisés à partir de données enregistrées lors de périodes plus humides, par exemple. De façon similaire, cette tendance est ressentie dans les pays de l'Afrique de l'ouest en bordure du Golfe de Guinée. Cette région n'a pas encore suscité l'intérêt scientifique qu'a connu la zone sahélienne. Pourtant, l'importance de la ressource en eau pour l'économie de ces pays ne fait l'objet d'aucun doute. En Côte d'Ivoire par exemple, les industries sont alimentées à 60% par l'énergie électrique d'origine hydraulique (Servat *et al.*, 1993).

La présente étude analyse le comportement de cours d'eau ivoiriens. La méthodologie adoptée a pour objectif de rechercher les éventuels changements intervenus sur quelques caractéristiques de l'écoulement après détection des ruptures. Des méthodes statistiques sont utilisées pour rechercher les singularités dans les séries chronologiques.

METHODOLOGIE ET DONNEES UTILISEES

Description de la zone d'étude

Les caractéristiques hydroclimatiques de la Côte d'Ivoire varient progressivement suivant un axe nord-sud. Le climat, influencé par la mousson et l'harmattan, passe du climat équatorial de transition au sud au climat tropical de transition au nord. Au niveau de la végétation, la forêt dense succède à la savane dans le sud du pays. La pluviométrie diminue du nord au sud et influence énormément les régimes des cours d'eau.

Le réseau hydrographique (Fig. 1) est réparti en quatre principaux bassins (Cavally, Sassandra, Bandama et Comoé). Ces grands fleuves coulent du nord vers le sud. Ils

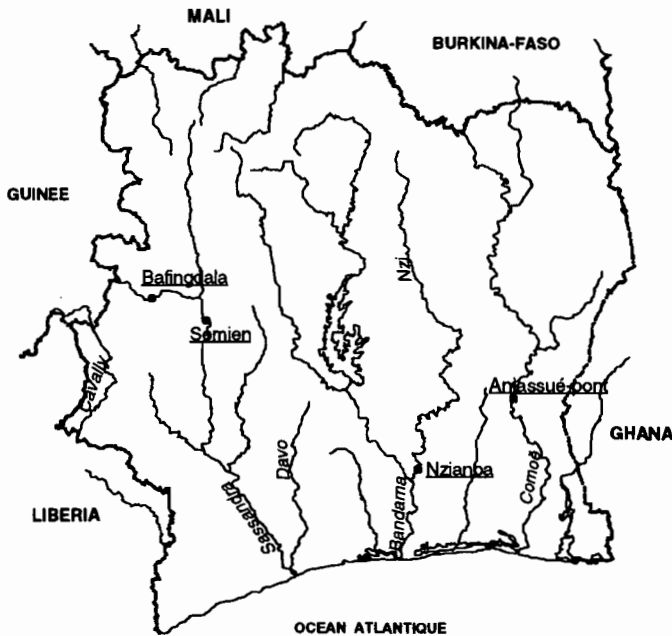


Fig. 1 Réseau hydrographique de la Côte d'Ivoire et stations étudiées.

subissent donc l'influence de plusieurs régimes pluviométriques. Ce qui rend difficile la caractérisation de leurs régimes.

Présentation des données

Cette étude porte sur trois des quatre principaux bassins de la Côte d'Ivoire: Sassandra, Bandama et Comoé. Le choix des stations repose sur la durée des observations disponibles et la facilité à reconstituer les lacunes relevées au moyen de techniques classiques. Quatre stations ont été retenues (Fig. 1).

Le Tableau 1 présente quelques caractéristiques des bassins retenus et la période des observations disponibles. Les quelques 4% de lacunes journalières observées sur l'ensemble de ces stations ont été reconstituées au moyen de simples régressions linéaires. Ces modèles lient le débit journalier à une station expliquée aux débits journaliers observés à des stations voisines situées sur le même cours d'eau que la station expliquée et/ou de ses affluents. La validation des ajustements ainsi réalisés a été jugée acceptable au regard des coefficients de détermination et des moyennes des carrés des résidus.

Tableau 1 Quelques caractéristiques des bassins étudiés.

Nom de la station	Cours d'eau	Superficie (km ²)	Période d'observations	Bassin principal
Bafingdala	Bafing	5930	1962-1993	Sassandra
Semien	Sassandra	29 300	1955-1993	Sassandra
Nzianoa	Nzi	35 000	1954-1993	Bandama
Aniassué	Comoé	66 500	1954-1993	Comoé

Méthodes de détection de rupture

Une « rupture » peut être définie par un changement dans la loi de probabilité de la série chronologique à un instant donné (Lubes *et al.*, 1994). Pour l'ensemble des méthodes utilisées: test de Pettitt (1979), statistique U de Buishand (1982; 1984) et procédure Bayésienne de Lee & Heghinian (1977), la non-stationnarité des séries chronologiques est définie par l'existence d'une singularité traduite par un changement de moyenne.

Le test de Pettitt est non-paramétrique et dérive du test de Mann-Whitney. Sa mise en oeuvre 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. Elle repose sur le calcul de la variable $U_{t,N}$ définie par:

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

où $D_{ij} = \text{sgn}(x_i - x_j)$ avec $\text{sgn}(z) = 1$ si $z > 0$; 0 si $z = 0$ et -1 si $z < 0$, et la probabilité de dépassement du maximum des $U_{t,n}$.

La statistique U de Buishand et la procédure Bayésienne de Lee & Heghinian nécessitent une distribution normale des valeurs de la série. Elle repose sur le modèle de base suivant:

$$x_i = \begin{cases} \mu + \epsilon_i & i = 1, \dots, \tau \\ \mu + \delta + \epsilon_i & i = \tau + 1, \dots, N \end{cases}$$

Les ϵ_i sont indépendants et normalement distribués, de moyenne nulle et de variance σ^2 . τ et δ représentent respectivement la position dans le temps et l'amplitude d'un changement éventuel de moyenne. La procédure Bayésienne se fonde sur la distribution marginale *a posteriori* de τ et δ .

Quant à l'approche de Buishand, elle est basée sur la statistique U définie par:

$$U = \frac{\sum_{k=1}^{N-1} (S_k/D_x)^2}{N(N+1)}$$

où

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

pour $k = 1, \dots, N$ et D_x désigne l'écart type de la série.

Le choix de ces méthodes repose sur la robustesse de leur fondement et sur les conclusions d'une étude de simulation de séries aléatoires artificiellement perturbées (Bonneaud, 1994). Elles ne conviennent pas à la recherche de plusieurs ruptures au sein d'une même série chronologique.

RESULTATS ET DISCUSSIONS

Écoulement annuel

Evolution du module: l'étude de l'autocorrélation a pour objectif de déterminer la dépendance linéaire entre les valeurs successives de la série. Cette étude a été réalisée avec le test d'Anderson (Yevjevich, 1972). La mise en oeuvre de ce test au seuil de 5% ne relève pas l'existence d'un effet persistant dans les séries de modules contrairement aux séries de la même variable observée dans les régions sahéliennes (Hubert & Carbonnel, 1987).

Le Tableau 2 présente des caractéristiques du module aux quatre stations. On note une forte dispersion de l'écoulement annuel traduit par les fortes valeurs du coefficient

Tableau 2 Caractéristiques des modules.

Station	Module interannuel ($m^3 s^{-1}$)	Coefficient de variation	Maximum du module ($m^3 s^{-1}$)	Année d'occurrence du maximum	Minimum du module ($m^3 s^{-1}$)	Année d'occurrence du minimum
Aniassué	183	0,64	466	1968	17,2	1983
Nzianoa	68,5	0,80	261	1968	5,8	1983
Semien	207	0,32	366	1957	96,9	1983
Bafingdala	56,7	0,25	84	1968	29,2	1983

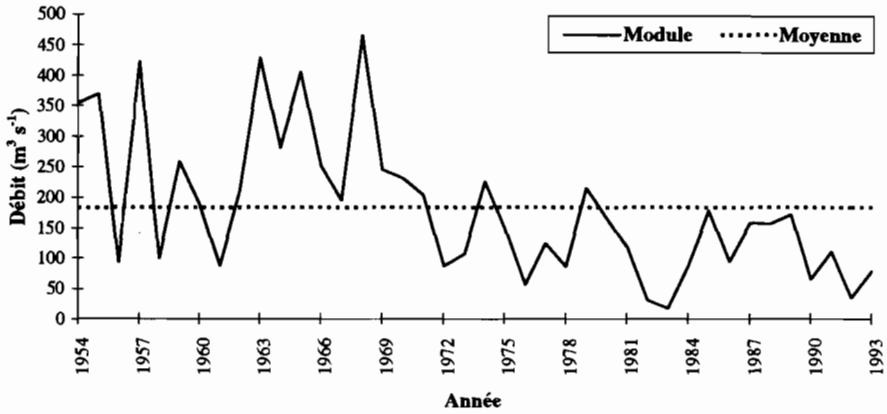


Fig. 2 Evolution du module de la Comoé à Aniassué.

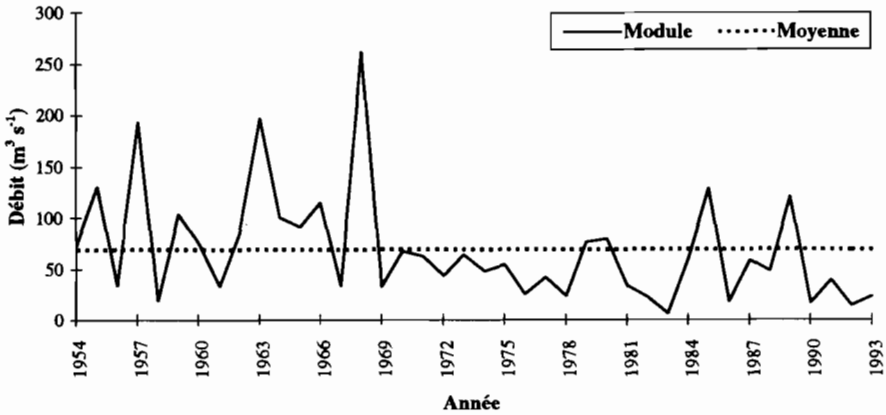


Fig. 3 Evolution du module du Nzi à Nzianoa.

de variation. Il apparaît également un synchronisme dans le comportement des quatre cours d'eau aux stations étudiées en ce qui concerne l'année d'occurrence du plus faible module. Il s'agit de l'année 1983 qui, en Côte d'Ivoire, serait le paroxysme de la sécheresse. Quant au maximum du module, il est observé en 1968 pour les stations étudiées sauf sur leassandra à Semien. Les Figs 2 et 3 représentent quelques évolutions du module au cours du temps.

A la vue de ces graphiques, il ressort que les modules après 1969 restent, pour la plupart, inférieurs au module interannuel. Durant onze années consécutives (1969-1979), les débits annuels sont inférieurs à la moyenne sur le Nzi à Nzianoa. Dans l'ensemble, le même constat se dégage sur les autres stations après 1970.

Le poids des modules successifs observés dans l'estimation du module interannuel peut être apprécié à partir du simple cumul. Le simple cumul SC_k de l'année k est défini par la moyenne des coefficients modulaires $C_k(Q_k/Q_{moy})$ observés depuis l'origine des observations à l'année k considérée:

$$SC_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \frac{Q_i}{Q_{moy}}$$

où Q_i est le module observé à l'année i et Q_{moy} le module interannuel.

De cette formulation, il découle qu'une pente positive de l'évolution dans le temps du simple cumul entre les années i et $i+1$ implique une supériorité du coefficient modulaire C_{i+1} à la moyenne du coefficient modulaire des i premières années. Inversement une décroissance traduit un coefficient modulaire inférieur à la moyenne des coefficients modulaires précédents.

La représentation graphique (Fig. 4) du simple cumul SC_k du coefficient modulaire C_i corrobore la représentation graphique des modules. En effet, il apparaît une décroissance quasi régulière en fin de durée d'observation, précisément à partir de 1968 sur le Nzi à Nzianoa et sur la Comoé à Aniassué. On en déduit que la moyenne des modules observés en fin de période est inférieure à la moyenne de la même variable observée en début de période d'observation.

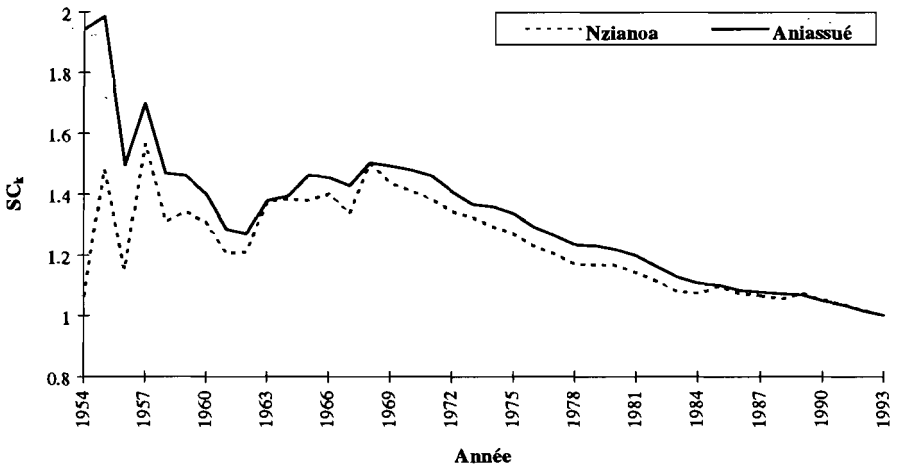


Fig. 4 Evolution du simple cumul du coefficient modulaire sur le Nzi à Nzianoa et la Comoé à Aniassué.

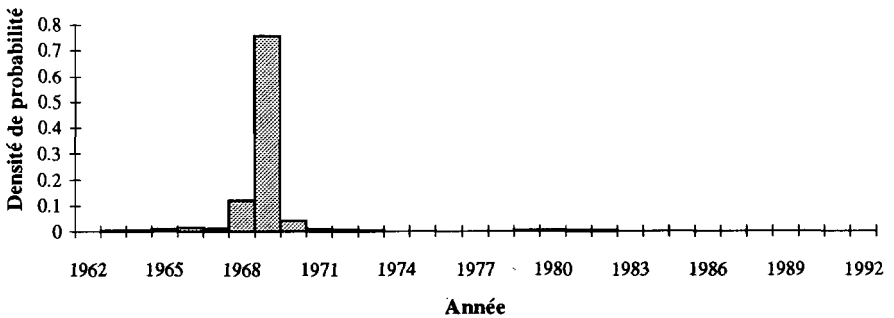


Fig. 5 Densité de probabilité du moment de rupture sur la série des modules du Bafing à Bafingdala.

Mise en évidence des ruptures: un simple test de comparaison des moyennes des modules sur les deux sous-périodes, définies à la vue des graphiques précédents, aboutit au rejet de l'hypothèse d'égalité des moyennes au seuil de 5%.

La Fig. 5 illustre le résultat de la procédure de Lee & Heghinian pour la station du Bafing à Bafingdala. Les différentes méthodes utilisées identifient l'existence d'une rupture significative à la même date pour une station donnée (Tableau 3). Les ruptures sont détectées à la fin des années 1960. Les variations relatives $[(x_2 - x_1)/x_1]$ de moyennes entre les deux sous-séries, 1 et 2, de part et d'autre de la date de rupture sont importantes et négatives (Tableau 3). Toutefois, elles paraissent moins importantes dans le grand bassin du Sassandra où elles restent inférieures à 35%.

Tableau 3 Localisation de la rupture et caractéristiques des sous-séries de modules.

Station	Comoé à Aniassué	Bafing (Sassandra) à Bafingdala	Nzi à Nzianoa	Sassandra à Semien
Année de rupture	1971	1969	1968	1969
Sous-série 1 Moyenne ($m^3 s^{-1}$)	266,2	71,9	102,7	259
Sous-série 2 Moyenne ($m^3 s^{-1}$)	114,2	51,7	47,9	173,7
Variation relative des moyennes	-0,57	-0,28	-0,53	-0,33

DEBITS CARACTERISTIQUES DE L'ÉCOULEMENT

L'analyse des séries de module rend compte de la tendance générale de l'évolution des écoulements. Mais elle n'indique pas, de façon qualitative, les caractéristiques de l'écoulement qui ont varié considérablement. Le traitement des débits caractéristiques permet d'analyser le phénomène en recherchant les éléments qui ont été fortement perturbés.

Les débits traités sont le débit caractéristique d'étiage *DCE*, le débit médian *DC6*, le débit caractéristique de crue *DCC*, le *DC1* et le *DC11*. Ils correspondent respectivement au débit dépassé ou égalé 355 jours, 6 mois, 10 jours, 1 mois et 11 mois dans l'année.

Evolution: l'étude de l'autocorrélation des séries de ces débits a montré une dépendance entre les valeurs successives au seuil de 5%. A l'instar de la Fig. 6, la représentation graphique de ces débits estimés sur des périodes de 5 ans présente une tendance perceptible à la baisse sur toutes les stations traitées après la période 1965-1969. Cette tendance est cependant peu prononcée sur le Bafing à Bafingdala. Il apparaît également que le *DCE* décroît plus vite que les autres variables traitées. Le *DCE* de la période 1980-1984 est très faible sur la Comoé à Aniassué. Il est fortement influencé par la sécheresse qu'a connue la Côte d'Ivoire au cours des années 1983 et 1984. Il apparaît que l'ampleur des modifications intervenues varie avec le débit caractéristique considéré. Dans l'ensemble, les basses eaux semblent plus sensibles que les hautes eaux. Nous y reviendrons avec le traitement des débits maximum et minimum observés sur 10 jours consécutifs dans l'année.

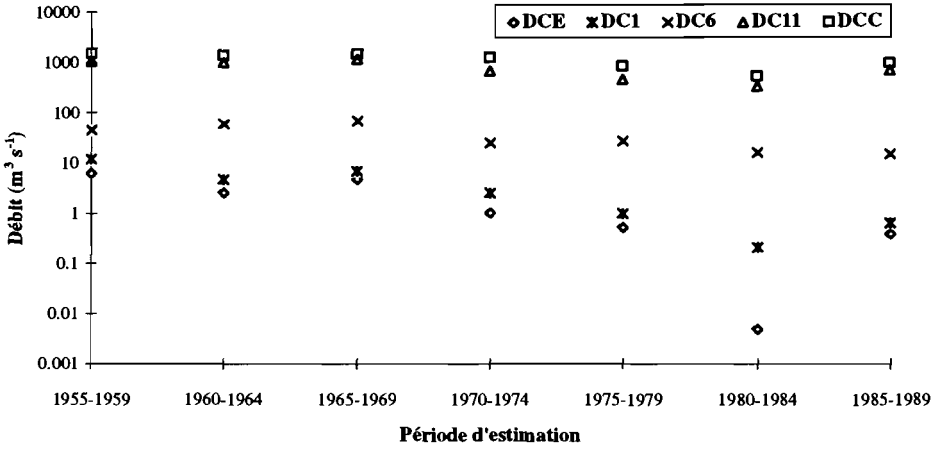


Fig. 6 Evolution de quelques débits caractéristiques de la Comoé à Aniassué.

Recherche des ruptures probables: le Tableau 4 regroupe les résultats de la mise en oeuvre de l’approche de Pettitt sur les séries de *DCE*, *DC6* et *DCC*. Les valeurs entre les parenthèses indiquent les probabilités afférentes à ces ruptures. Il se dégage que les ruptures détectées dans les séries de *DCC* à Bafingdala et à Nzianoa ne sont pas significatives au seuil de 5%. Toutefois, la procédure de Buishand identifie des moments de rupture au seuil de 10% sur les séries de *DCC*. Dans ce cas, les ruptures sont localisées entre 1969 et 1972.

Par contre, l’homogénéité des séries de *DCE* et de *DC6* est rejetée au seuil de 5% de façon systématique et la procédure de Pettitt situe la rupture en 1972 sur toutes les séries de *DCE*. La Fig. 7 illustre ce constat: de nombreux points sont hors de l’ellipse de contrôle. Les variations relatives de moyenne des sous-séries de part et d’autre des moments de ruptures probables sont importantes (supérieures à 31%).

Les séries de débits caractéristiques sont des données journalières qui sont susceptibles d’être influencées par la reconstitution des données. Il paraît, alors, intéressant de compléter cette analyse par le traitement de débits décennaires, plus consistants.

Tableau 4 Moments de rupture probables selon la procédure de Pettitt sur les débits caractéristiques.

Variable	Station			
	Aniassué	Bafingdala	Nzianoa	Semien
<i>DCE</i>	année de rupture 1972 (10 ⁻⁶)	1972 (2 × 10 ⁻²)	1972 (2 × 10 ⁻⁴)	1972 (3 × 10 ⁻⁴)
<i>DC6</i>	année de rupture 1969 (10 ⁻⁵)	1972 (9 × 10 ⁻³)	1969 (10 ⁻³)	1972 (5 × 10 ⁻⁵)
<i>DCC</i>	année de rupture 1971 (10 ⁻³)	1969 (1,2 × 10 ⁻¹)	1973 (7 × 10 ⁻²)	1971 (2 × 10 ⁻²)

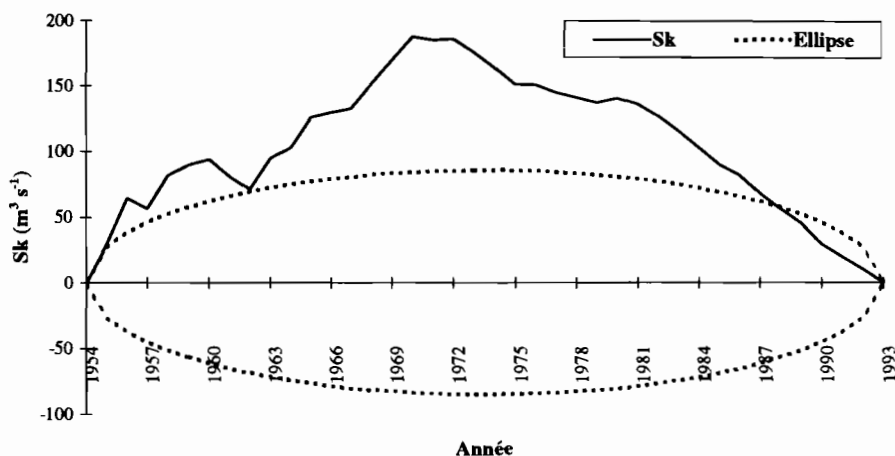


Fig. 7 Ellipse de contrôle sur la série de DCE du Sassandra à Semien.

EXTREMA DU DEBIT MOYEN CALCULE SUR DIX JOURS CONSECUTIFS

Evolution: les extrema concernés sont le maximum (VCX_{10}) et le minimum (VCN_{10}) du débit moyen journalier évalué sur dix jours consécutifs dans l'année. Le Tableau 5 présente quelques paramètres statistiques de ces variables aux stations traitées. Deux remarques se dégagent. Tout d'abord, les deux bassins (Bafing à Bafingdala et Sassandra à Semien) appartenant au grand bassin du Sassandra, très peu aménagé, présentent de faibles valeurs du coefficient de variation pour une variable donnée. D'autre part, les coefficients de variations estimés sur les séries de VCN_{10} sont les plus élevés. Les caractéristiques de l'étiage paraissent donc moins stables comparées aux hautes eaux.

La visualisation de l'évolution dans le temps de ces variables montre une tendance à la baisse pour le Sassandra à Semien (Fig. 8). Mais, la tendance est remarquable pour le VCN_{10} à partir de 1972 et moins perceptible sur la série de VCX_{10} .

Tableau 5 Caractéristiques des séries de VCX_{10} et VCN_{10} .

	Aniassué		Bafingdala		Nzianoa		Semien	
	VCX_{10}	VCN_{10}	VCX_{10}	VCN_{10}	VCX_{10}	VCN_{10}	VCX_{10}	VCN_{10}
Moyenne ($m^3 s^{-1}$)	1019	3,3	229	4,8	332	0,7	945	16
Ecart type ($m^3 s^{-1}$)	604	4,1	65,8	3,9	193	1,1	294	12,7
Coefficient de variation	0,59	1,24	0,29	0,81	0,58	1,7	0,31	0,79

Détection des singularités: le test de corrélation sur le rang a rejeté le caractère aléatoire des séries de VCX_{10} à Bafingdala, à Semien et à Aniassué au profit d'une tendance. On ne présente que les résultats de l'approche non paramétrique de Pettitt afin d'établir une comparaison de l'ampleur des variations intervenues sur les séries de VCX_{10} et de VCN_{10} .

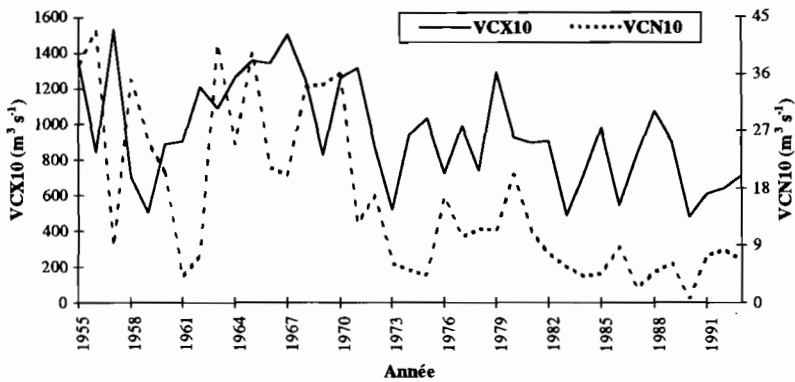


Fig. 8 Tendence du VCX10 et du VCN10 sur le Sassandra à Semien.

Seules les séries de VCX10 à Aniassué (plus grand bassin en superficie) et à Semien présentent une singularité significative au seuil de 10%. Ces ruptures sont situées entre 1971 et 1972.

Toutes les séries de VCN10 présentent une rupture significative en 1972. On note également que les variations relatives de moyennes de part et d'autre de la date de rupture sont supérieures à 60% alors que ces variations restent inférieures à 50% sur les VCX10. Les modifications intervenues sur le VCN10 sont plus importantes que sur le VCX10. Les basses eaux paraissent plus perturbées que les hautes eaux aux stations étudiées, comme le traitement des débits caractéristiques l'indiquait.

CONCLUSION

La tendance observée sur les quatre stations hydrométriques traitées ne peut être expliquée par un artefact lié aux approches stochastiques mises en oeuvre en raison des différences dans leur fondement. Il paraît également difficile de l'imputer à un fait du hasard ou à une erreur d'échantillonnage des bassins versants utilisés. Il y aurait donc eu une modification des ressources en eau de surface en Côte d'Ivoire sensible depuis la fin des années 1960 et le début des années 1970. Mais la taille des échantillons étudiés ne nous permet pas de caractériser les nouvelles phases qui s'installent. Il peut s'agir d'une variabilité « interne » de l'écoulement. Toutefois, on est amené à penser que la sécheresse qu'a connue l'Afrique sahélienne a été ressentie également en Côte d'Ivoire.

Cette analyse a été réalisée à partir de l'étude statistique de séries de module, de quelques débits caractéristiques, du maximum et du minimum du débit journalier moyen calculé sur 10 jours consécutifs. De façon quantitative, les résultats révèlent que le volume d'eau écoulé annuellement a fortement baissé depuis le début des années 1970. Qualitativement, cette modification a beaucoup plus affecté les basses eaux que les hautes eaux. Si les ruptures détectées sur les séries caractéristiques des hautes eaux ne sont pas toujours significatives, les variations relatives entre les moyennes des sous séries définies par la date de rupture ne sont pas négligeables. Elles sont supérieures à 20%. Il est probable qu'un changement soit intervenu sur cette caractéristique de façon progressive. Le régime des cours d'eau semble donc être perturbé.

Cette étude s'est limitée à la caractérisation de la tendance des écoulements sans rechercher les causes qui ont perturbé les précipitations, facteur principal dans la formation des écoulements dans la région. Mais, il est apparu une relative atténuation dans le grand bassin du Sassandra. Ce bassin, peu aménagé, comporte le seul compartiment montagneux du pays. Il est possible que des caractéristiques morphoclimatiques et/ou le degré des activités anthropiques aient influé sur cette tendance.

Les conséquences de cette tendance peuvent être désastreuses si elle persiste. Leur prise en compte s'impose dans les projets d'aménagements à venir. Il faut donc identifier une évolution plausible dans l'espace et le temps de cette modification. Cela suppose que l'on puisse déterminer convenablement les causes fondamentales ayant pu affecter la production des écoulements.

REFERENCES

- Aka, A. (1994) Analyse statistique de l'évolution des écoulements en Côte d'Ivoire. DEA national d'hydrologie, Université Montpellier II.
- Buishand, T. A. (1982) Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.* **58**, 11-27.
- Buishand, T. A. (1984) Tests for detecting a shift in the mean of hydrological time series. *J. Hydrol.* **58**, 51-69.
- Bonneaud, S. (1994) Méthodes de détection des ruptures dans les séries chronologiques. Projet de Fin d'Etude. Institut des Sciences de l'Ingénieur de Montpellier, Filière Sciences et Technologie de l'Eau.
- Hubert, P. & Carbonnel, J. P. (1987) Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest. *J. Hydrol.* **95**, 165-183.
- Lee, A. F. S. & Heghinian, S. M. (1977) A shift of the mean level in sequence of independent normal random variables: a Bayesian approach. *Technometrics* **19**(4), 503-506.
- Lubes, H., Masson, J. M., Servat, E., Paturel, J. E., Kouamé, B. & Boyer, J. F. (1994) Caractérisation de fluctuations dans une série chronologique par applications de tests statistiques. Etude bibliographique. UR2-DEC Orstom, Montpellier.
- Olivry, J. C. (1987) Les conséquences durables de la sécheresse actuelle sur l'écoulement du fleuve Sénégal et l'hypersalinisation de la basse Casamance. In: *The Influence of Climate Change and Climatic Variability on the Hydrologic Regime and Water Resources* (ed. par S. I. Solomon, M. Beran & W. Hogg) (Proc. Vancouver Symp., August 1987), 501-512. IAHS Publ. no. 168.
- Pettitt, A. N. (1979) A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Statist.* **28**(2), 126-135.
- Servat, E. & Sakho, M. (1993) Incidence de l'instabilité des ressources en eau sur la gestion d'un système d'eau aménagé. Cas du Sassandra en Côte d'Ivoire. In: *Hydrology in Warm Humid Regions* (ed. par J. S. Gladwell) (Proc. Yokohama Symp., July 1993), 107-116. IAHS Publ. no. 216.
- Sircoulon, J. (1987) Variation des débits des cours d'eau et des niveaux des lacs en Afrique de l'Ouest depuis le début du 20ème siècle. In: *The Influence of Climate Change and Climatic Variability on the Hydrologic Regime and Water Resources* (ed. par S. I. Solomon, M. Beran & W. Hogg) (Proc. Vancouver Symp., August 1987), 13-25. IAHS Publ. no. 168.
- Yevjevich, V. (1972) *Probability and Statistics in Hydrology*, vols 1 and 2. Water Resources Publications, Fort Collins, Colorado, USA.