

ACADEMIE DE MONTPELLIER

UNIVERSITE MONTPELLIER II
Sciences et Techniques du Languedoc

DEA National d'Hydrologie

Mémoire de recherche

**ANALYSE STATISTIQUE DE L'EVOLUTION
DES ECOULEMENTS EN COTE D'IVOIRE.**

présenté par

André AKA Akpa

Soutenu le 27 septembre 1994 devant le jury composé de :

Claude BOCQUILLON

Hélène LUBES

Jean Marie MASSON

Jean Marie FRITSCH

ORSTOM Fonds Documentaire

N° : 41.156

Cote : A

- 9 MARS 1995

AVANT-PROPOS

Arrivé au terme de ce mémoire, il me paraît indispensable de faire une mention particulière à toutes les personnes qui m'ont soutenu au cours de ce travail.

Mes premiers mots vont à l'endroit de ceux qui ont eu la lourde tâche de suivre le déroulement de ce stage, Mademoiselle Hélène LUBES et Monsieur Jean Marie MASSON respectivement Ingénieur de recherches à l'ORSTOM et Maître de conférences à l'Université Montpellier II. L'encadrement scientifique quotidien que j'ai pu bénéficier ne pouvait que favoriser l'avancement de ce mémoire.

Je souhaite exprimer mes remerciements au Professeur Claude BOCQUILLON, Responsable de la Formation Doctorale, de m'avoir accepté dans le cadre du DEA.

Que Messieurs Jean Marie FRITSCH, Directeur de recherches à l'ORSTOM et Responsable de l'UR2, et Eric SERVAT, Chargé de recherches à l'ORSTOM et Chef de l'Antenne Hydrologique d'Abidjan qui m'ont accepté dans le cadre du projet ICCARE trouvent ici l'expression de ma reconnaissance.

Je voudrais remercier le Gouvernement de la Côte d'Ivoire et l'ORSTOM pour leur appui financier. Le Laboratoire d'Hydrologie et Modélisation a assuré l'encadrement matériel. Que son Responsable, le Professeur Michel DESBORDES, soit vivement remercié.

Enfin, je souhaite exprimer ma gratitude à Madame Nadine MUTHER et Monsieur Bernard THEBE de l'Unité formation du Laboratoire d'hydrologie ORSTOM de Montpellier pour l'apport logistique et leur disponibilité.

RESUME

L'étude statistique de quatre stations hydrométriques de la Côte d'Ivoire permet de montrer une tendance à la baisse des écoulements. Ces bassins, de superficie comprise entre 5930 Km² et 66500 Km², ont été observés à partir des années 1950 sur une durée de 30 à 32 ans. L'évolution dans le temps constatée concerne plusieurs caractéristiques de l'écoulement: module, minimum du débit sur n jours consécutifs, nombre de jours de débit inférieur à un seuil, etc.. L'application de méthodes de détection de rupture sur des séries chronologiques a identifié l'existence d'un changement de moyenne qui se serait produit entre 1968 et 1973. De même, le coefficient de variation calculé sur les données journalières d'une année augmente considérablement. La décrue est de plus en plus rapide sur les hydrogrammes annuels moyens de décennie. Mais, cette perturbation n'est pas suivie d'un déplacement net de la date d'occurrence de la pointe annuelle ni d'une modification de la forme de l'hydrogramme en hautes eaux.

Ces résultats sont cohérents avec les études réalisées sur les données hydrométéorologiques de l'Afrique Soudano-Sahélienne. Les changements constatés s'inscrivent dans une évolution globale climatique de l'Afrique de l'Ouest. Une persistance de ce phénomène aura des conséquences tragiques sur la disponibilité de la ressource en eau dans la région.

Mots clés: Côte d'Ivoire, écoulement, Changement de moyenne, méthodes de détection de rupture, statistique, modification climatique.

<i>AVANT-PROPOS</i>	1
<i>RESUME</i>	2
INTRODUCTION	6
PREMIERE PARTIE	9
1. DESCRIPTION DU MILIEU PHYSIQUE	9
1.1 LE RELIEF.....	9
1.2 LE CLIMAT.....	10
1.3 SOLS ET VEGETATION.....	11
1.4 LES REGIMES HYDROLOGIQUES.....	11
2 CRITIQUE DES DONNEES	12
2.1 OBSERVATIONS HYDROMETRIQUES.....	12
2.2 DONNEES ANALYTIQUES DE BASE.....	15
2.2.1 CRITERES DE SELECTION DES STATIONS DE BASE.....	15
2.2.2 RECONSTITUTION DES DONNEES SUR LES STATIONS.....	16
2.2.2.1 Technique de reconstitution adoptée.....	16
2.2.2.2 Essais et interprétation.....	17
2.2.2.3 Estimation des données manquantes.....	20
3 CONCLUSION	21
DEUXIEME PARTIE	23
1 ANALYSE DE L'ECOULEMENT ANNUEL	23
1.1 ETUDE DE L'AUTOCORRELATION.....	23
1.2 SIMPLE CUMUL DU COEFFICIENT MODULAIRE.....	25
1.3 VARIATION TEMPORELLE DES MODULES.....	27
2 TRAITEMENT DE DEBITS JOURNALIERS	29
2.1 COURBES DES DEBITS CLASSES.....	30
2.2 DEBITS JOURNALIERS A DATES FIXES.....	32
2.3 ECOULEMENT EN PERIODE DE HAUTES EAUX.....	35
3 ETUDE DE LA STATIONNARITE DES SERIES DE DEBIT	38
3.1 TECHNIQUES DE DETECTION DE RUPTURE.....	39
3.2 APPLICATIONS AUX SERIES DE VARIABLES TRAITEES.....	39
3.2.1 SERIES DE DEBITS ANNUELS.....	40
3.2.1 SERIES DE DEBITS CARACTERISTIQUES.....	42
4 CONCLUSION	45
TROISIEME PARTIE	48
1 FORME DES HYDROGRAMMES ANNUELS	48
1.1 HYDROGRAMMES ANNUELS.....	48
1.2 HYDROGRAMMES ANNUELS MOYENS.....	50
1.3 DISPERSION DANS LES SERIES ANNUELLES.....	53
2 POINTS EXTREMES DE L'HYDROGRAMME ANNUEL	55
2.1 CARACTERISATION ET TENDANCE DES HAUTES EAUX.....	55

2.1.1 EVOLUTION DES VCN	55
2.1.2 TENDANCE DE LA FORME DE LA POINTE	57
2.1.3 COMPARAISON DES CRUES DE JUIN ET DE SEPTEMBRE	58
2.2 ALLURE DES BASSES EAUX	60
2.2.1 MINIMUM DU DEBIT SUR N JOURS CONSECUTIFS	61
2.2.2 DUREE ET SEVERITE DES ETIAGES	62
3 CONCLUSION	65
CONCLUSION	67
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	71
ANNEXES	74

INTRODUCTION

INTRODUCTION

L'évaluation des ressources en eau est une des principales applications de l'hydrologie. L'approche classique demeure souvent l'étude statistique. Sur un plan opérationnel, elle suppose que les séries de données hydropluviométriques observables à une station sont stationnaires, distribuées suivant une loi théorique connue, et que les réalisations successives constituant ces séries sont indépendantes [Réméniéras, 1972]. Ces hypothèses fondent le calcul des normes hydrologiques [Morel, 1986] et sont utilisées dans les calculs destinés à orienter les pratiques agricoles. Il en est de même pour le calcul des caractéristiques des ouvrages d'art et des aménagements de bassins hydrologiques.

Dans les régions Soudano-Sahéliennes, une tendance à la baisse des écoulements des cours d'eau, suite à une diminution des précipitations, est observée depuis une vingtaine d'année [Sircoulon, 1987]. La probabilité d'obtenir vingt réalisations consécutives inférieures à la moyenne pour un processus comme la pluviométrie annuelle sous les hypothèses de stationnarité, de normalité et d'indépendance est très faible (10^{-6}). Elle amène à s'interroger sur la pertinence des hypothèses d'analyse statistique des phénomènes hydrométéorologiques [Hubert et al, 1987].

La sécheresse qui perdure en Afrique de l'Ouest en zone sahélienne a des conséquences souvent tragiques et durables [Olivry, 1993]. Malheureusement, l'aridification semble s'étendre plus au Sud dans les pays situés en bordure du Golfe de Guinée. Pour l'instant, les conséquences paraissent moins sévères mais pourraient, à la longue, pénaliser les projets de développement liés à l'agriculture et nuire au bon fonctionnement des aménagements réalisés à partir de données enregistrées lors de périodes plus humides. En Côte d'Ivoire par exemple, une importante instabilité de la ressource en eau dans le bassin du Sassandra pourrait entraver le bon fonctionnement des infrastructures existants [Sakho, 1991].

La présente étude s'inscrit dans le cadre du projet ICCARE (Identification et Conséquences d'une variabilité du Climat en AfRIque de l'Ouest non SahElienne). Il est mené par l'Antenne Hydrologique ORSTOM de Côte d'Ivoire avec la collaboration du Laboratoire d'Hydrologie ORSTOM de Montpellier, du Laboratoire d'Hydrologie et Modélisation de l'Université Montpellier II, du Département Mathématique-Informatique de l'Université de Québec à Trois Rivières et du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche de Côte d'Ivoire. Ce programme a pour objectif d'identifier, dans toute la sous-région "Afrique

de l'Ouest non sahélienne", une fluctuation climatique. Ces variations pourraient se traduire par des ruptures dans les séries chronologiques hydropluviométriques [Servat, 1994].

Il n'est pas ici question d'étudier les facteurs physiques générateurs des précipitations et de leur évolution. On analyse donc les données sans rechercher les causes. Nous allons faire appel aux outils statistiques pour aborder l'évolution temporelle des séries chronologiques. Vu que l'écoulement suppose une intégration de la pluie et des facteurs du milieu sur l'ensemble du bassin versant, le débit des cours d'eau va constituer notre paramètre d'étude des fluctuations climatiques. Les séries pluviométriques sont étudiées par ailleurs. Dans le cadre de cette étude, limité à la Côte d'Ivoire, nous allons essayer de rendre compte de la tendance des écoulements en prenant en considération la forme de l'hydrogramme annuel et les débits observés à différents pas de temps.

Dans la première partie de ce document, nous décrivons le cadre général de ce travail. Après une description sommaire de certains facteurs pouvant influencer l'écoulement, on présente l'ensemble des données hydrométriques disponibles. Ensuite, nous expliquerons le choix des stations de base et la reconstitution des quelques données manquantes.

La deuxième partie concerne l'ensemble des analyses statistiques portant sur des variables caractéristiques de l'écoulement au cours de l'année. On trouve au premier chapitre de cette partie le traitement des séries de modules observés sur les stations retenues. Le deuxième chapitre est une analyse de débits caractéristiques (DCE, DC1, DC6, DC11 et DCE; nomenclature du Ministère de l'Agriculture) et de débits journaliers à date fixe. Le troisième et dernier chapitre de cette partie consiste en la mise en oeuvre et à l'interprétation de tests de ruptures sur les variables étudiées.

La troisième partie analyse l'occurrence d'événements particuliers dans l'année. On approche l'évolution des formes des hydrogrammes par l'étude de certaines variables comme le VCX5, le VCX10, le VCX20 (maximum des débits journaliers moyens calculés sur 5, 10 et 20 jours consécutifs, Nomenclature du Ministère de l'Agriculture) et leur date d'occurrence. Les modifications de réponse du bassin versant sont étudiées à partir de la variation éventuelle des coefficients de décrue.

PREMIERE PARTIE

PREMIERE PARTIE

Cette première partie est une présentation du contexte de l'étude. On y trouve d'abord une rapide description des caractéristiques physiques de la Côte d'Ivoire. Une présentation des données situe ensuite le volume et la qualité des informations disponibles. Une tentative d'estimation des apports journaliers à certaines stations permet de suppléer aux lacunes observées.

1. DESCRIPTION DU MILIEU PHYSIQUE

La Côte d'Ivoire s'inscrit grossièrement dans un carré compris entre 4°30 et 10°30 de latitude Nord et 2°30 et 8°30 de longitude Ouest. La seule façade naturelle est le golfe de Guinée au Sud. Elle est limitée au Nord par le Mali et le Burkina Faso, à l'Est par le Ghana et à l'Ouest par la Guinée et le Liberia.

1.1 LE RELIEF

La Côte d'Ivoire se situe sur la plate forme ouest-africaine. Son socle est de manière générale incliné du Nord vers le Sud. Avenard [1971], dans "Le milieu naturel de la Côte d'Ivoire", distingue cinq zones:

- la retombée orientale de la dorsale guinéenne qui constitue un ensemble de relief vigoureux à l'origine du seul compartiment montagneux du pays. Cette zone a une altitude comprise entre 500 et 1000 mètres avec quelques surélévations comme le mont Tonkui (1189 mètres) et le mont Nimba (1700 mètres).

- les plateaux du Nord forment une zone aplanie, mollement ondulée avec une altitude variant de 450 mètres près de Boundiali à moins de 300 mètres vers la Comoë.

- la zone de transition est la zone des glacis méridionaux et de la marche centrale. Elle est caractérisée par un abaissement en direction de la mer.

- les bas pays intérieurs sont constitués d'un ensemble de vallons, de collines, de buttes avec des plateaux qui s'élèvent entre 120 et 150 mètres. On y trouve des eaux stagnantes et de faibles dénivellations.

- la frange littorale est constituée de bas plateaux finement découpés par l'érosion.

1.2 LE CLIMAT

A l'image des deux types de paysages rencontrés: la savane et la forêt, la Côte d'Ivoire présente globalement deux zones climatiques. On peut associer à la savane du Nord un régime tropical, un régime équatorial à la forêt humide du Sud et un régime transitoire entre ces deux zones.

Le régime équatorial est caractérisé par l'existence de deux saisons de pluie et deux saisons sèches. Les pluies les plus intenses et les plus longues sont observées au mois de Juin. Le régime tropical, quant à lui, ne présente qu'une seule saison des pluies dont l'intensité maximum apparaît en Août. On peut observer de grands écarts de température entre la nuit et la journée durant la saison sèche.

La pluviométrie moyenne est comprise entre 1050 et 2500 mm par an. Du Nord au Sud, on remarque une augmentation progressive des précipitations. Selon les quantités d'eau précipitées, on peut distinguer quatre régimes pluviométriques:

- le régime tropical de transition, ou climat soudanais, occupe approximativement le nord. Les mois de Juillet, Août et Septembre sont les plus pluvieux avec une saison sèche allant de Novembre à Avril.
- le régime équatorial de transition atténué ou climat baouléen se situe au-dessous du climat soudanais. Il connaît deux saisons des pluies et deux saisons sèches.
- le régime équatorial de transition ou climat attiéen couvre la partie Sud du pays. Il comprend deux saisons de pluies (Avril - mi-Juillet; Septembre - Novembre).
- le régime de montagne est vécu dans le compartiment montagneux du pays. Il a les mêmes traits que le régimes soudanais avec une saison des pluies de Mars à Octobre.

Les précipitations dans cette région sont principalement liées au déplacement du front intertropical (FIT) ou zone de séparation des deux masses d'air intertropicales de même direction mais de sens opposés auxquelles sont soumises l'Afrique de l'Ouest. Il s'agit de l'air océanique et de l'alizé boréal ou harmattan, originaire des régions sahariennes qui souffle du Nord vers le Sud.

1.3 SOLS ET VEGETATION

Les principales classes de sols qu'on rencontre en Côte d'Ivoire sont les sols ferrallitiques, les sols ferrugineux, les sols bruns eutrophes, les sols hydromorphes et les sols podzolisés. La plus grande partie est constituée de sols ferrallitiques qui prêtent à quelques classifications.

Selon l'importance de la pluviométrie, on peut rencontrer des sols ferrallitiques fortement, moyennement ou faiblement désaturés. Dans le nord, par exemple, les sols ferrallitiques sont fortement désaturés dans la partie occidentale, et faiblement ou moyennement dans le reste de la zone. A Man où il pleut plus de 1600 mm par an, les sols ferrallitiques sont fortement désaturés. On peut également organiser cette classe de sols suivant son degré de remaniement.

La végétation peut être appréhendée à travers deux domaines:

- le domaine guinéen, subdivisé en quatre secteurs (ombrophile, mésophile, littoral et montagnard) couvre le Sud avec une forêt en pleine disparition;
- le domaine soudanais, plus important couvre le reste du pays de forêt claire et de savane.

Les scènes SPOT et LANDSAT ont couvert en partie la Côte d'Ivoire. Cette couverture cartographique est complète au Nord. Il est difficile d'en tirer des enseignements en ce qui concerne l'évolution de l'occupation du sol et une éventuelle répercussion sur le comportement hydrologique des bassins versants.

1.4 LES REGIMES HYDROLOGIQUES

Le réseau hydrographique de la Côte d'Ivoire comprend:

- quatre bassins principaux qui sont, de l'Ouest vers l'Est, le Cavally, le Sassandra, le Bandama et la Comoë;
- des fleuves côtiers qui sont le Tabou, le San-Pédro, le Niounourou, le Boubo, l'Agnéby, la Mé et la Bia;
- des affluents du Niger: le Baoulé, la Bagoé et le Gbanhala.

Le facteur principal dans la formation de l'écoulement des cours d'eau étant la précipitation, les régimes hydrologiques s'apparentent aux régimes pluviométriques. On en distingue quatre qui sont:

- le régime tropical de transition: c'est le régime des cours d'eau du Nord de la Côte d'Ivoire. Il est caractérisé par une crue unique en Août, Septembre et Octobre suivi d'un tarissement en Novembre et en Décembre puis une longue période de basses eaux de Janvier à Mars;

- le régime équatorial de transition: il couvre la partie Sud du pays. A l'image des deux saisons de pluies, il présente deux pointes de crue annuelle (Juin, Septembre à Octobre). Une période des basses eaux est observée de Juillet à Août puis de Décembre à Mars;

- le régime équatorial de transition atténué: son domaine s'étend sur la partie centrale du pays. Il est intermédiaire entre les deux précédents. La période de moyennes et hautes eaux est observée de Mai à Novembre;

- le régime de montagne est observé dans la partie montagneuse à l'Ouest du pays. La saison des moyennes et hautes eaux est vécue d'Avril à Octobre avec des crues en Septembre. L'étiage a lieu de Janvier à Février. Mais, un bon nombre des cours d'eau coule du Nord vers le Sud. Ils appartiennent donc à plusieurs régimes à la fois.

2 CRITIQUE DES DONNEES

Les données de cette étude proviennent des réseaux de mesure hydrométrique de Côte d'Ivoire. La collecte des données de cette zone couvre la période comprise entre l'origine des stations de mesure et la fin des années 1980. Pour les plus anciennes d'entre elles, les premiers enregistrements remontent au début des années 1950.

Dans ce chapitre, nous effectuerons la critique des données disponibles. Nous présenterons, également, les essais de reconstitution afin de suppléer à l'insuffisance des données sur les stations retenues pour l'étude.

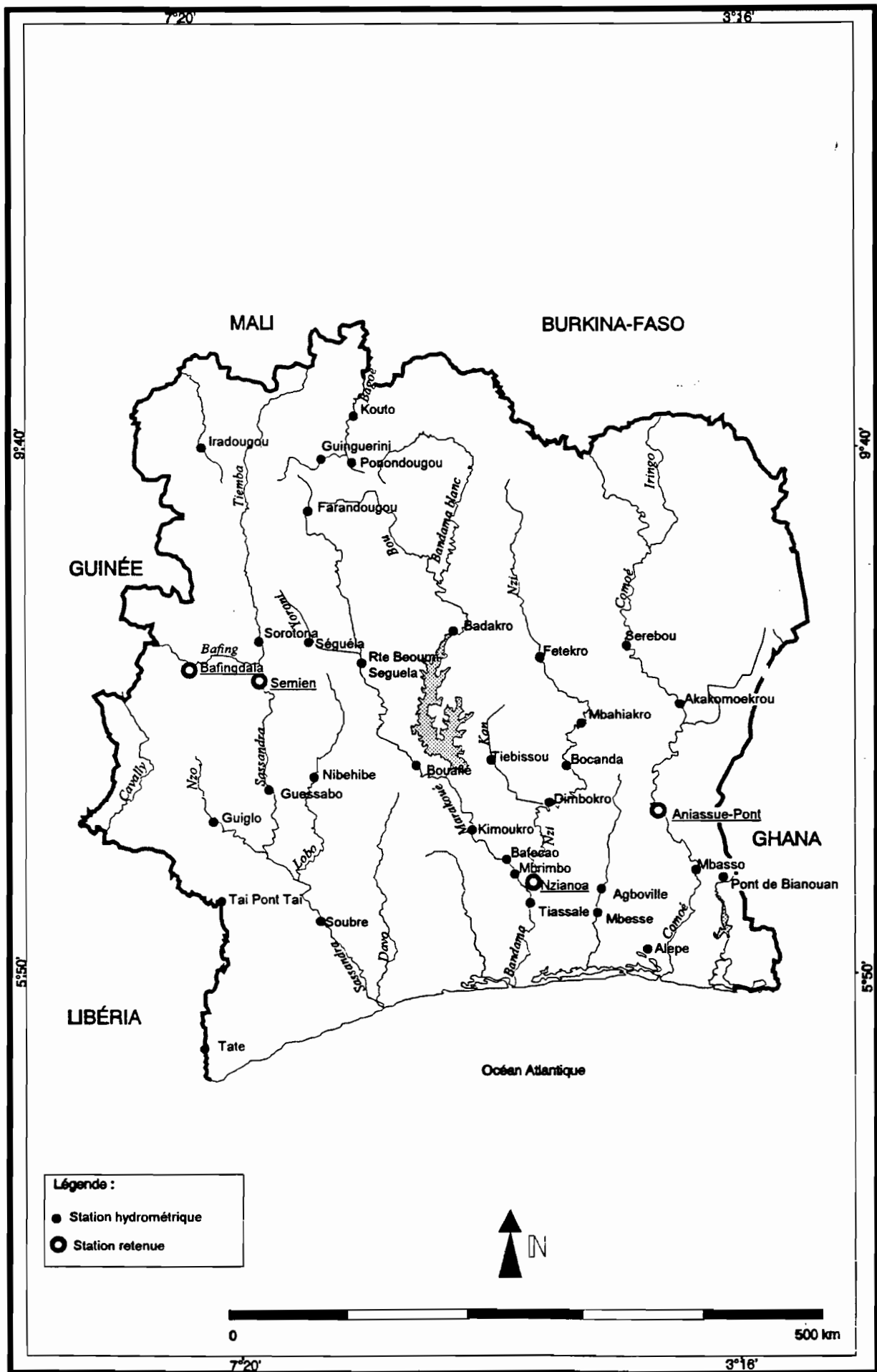
2.1 OBSERVATIONS HYDROMETRIQUES

Sur toute l'étendue du territoire ivoirien, 37 stations de mesure hydrométrique ont été présélectionnées. Cet ensemble est constitué par l'ensemble des postes hydrométriques présentant une durée d'observation supérieure à 20 ans. La limite de 20 ans est imposée par la nécessité de rendre compte de la tendance des débits moyens et extrêmes [Réménieras, 1972]. Les stations se répartissent suivant les grands fleuves de la façon suivante: 15 sur le Bandama, 7 sur le Sassandra, 4 sur la Comoë, le Niger, et les fleuves côtiers et enfin 3 sur le Cavally. Le tableau I.1 précise le nom de la station de mesure, le cours d'eau, la superficie du bassin versant au droit de la station, la durée d'observations, le régime hydrologique prépondérant au

Bassins	Nom de station	Cours d'eau	superficie	nombre d'années	Régime hydrologique prépondérant	Végétation
Bandama	Farandougou	marahoué	630	22	tropical de transition	savane
	Beoumi	marahoué	12530	38	tropical de transition	transition
	Bouafie	marahoué	19800	38	équatorial de transition atténué	transition
	Fetekro	N'zi	10000	33	équatorial de transition atténué	transition
	Mbahiakro	N'zi	15700	38	équatorial de transition atténué	transition
	Bocanda	N'zi	20500	37	équatorial de transition atténué	transition
	Dimbokro	N'zi	24100	33	équatorial de transition atténué	transition
	Nzianoa	N'zi	35000	33	équatorial de transition atténué	transition
	Tiebissou	Kanzi	1200	20	équatorial de transition atténué	transition
	Seguela	Yoroni	3000	30	équatorial de transition atténué	savane
	Kimoukro	Bandama	22600	30	équatorial de transition atténué	transition
	Badakro	Bandama	24050	30	équatorial de transition atténué	transition
	Bafecao	Bandama	27100	22	équatorial de transition atténué	transition
	Mbrimbo	Bandama	27800	32	équatorial de transition atténué	transition
Tiassale	Bandama	61850	31	équatorial de transition atténué	transition	
Cavalé	Tai 1 (tai pont)	Nse	1240	31	montagne	forêt
	Tai	Cavalé	13750	32	montagne	forêt
	Tate	Cavalé	28800	24	montagne	forêt
Comoe	Serebou	Comoé	49000	30	équatorial de transition atténué	Transition
	Akakomoekro	Comoé	57000	30	équatorial de transition atténué	Transition
	Aniassue pont	Comoé	66500	32	équatorial de transition atténué	Transition
	Mbasso	Comoé	70500	28	équatorial de transition atténué	Transition
Cotières	Alepe	Mé	4140	26	équatorial de transition	forêt
	Bianoua	Bia	6770	22	équatorial de transition	forêt
	Mbesse	Kavi	975	27	équatorial de transition	forêt
	Agboville	Agnéby	4600	29	équatorial de transition	forêt
Niger	Guinguerini	Bagoé	1042	28	tropical de transition	savane
	Kouto aval	Bagoé	4740	27	tropical de transition	savane
	Iradowou	Kouro	1990	21	tropical de transition	savane
	Ponodougou	Niang	706	28	tropical de transition	savane
Sassandra	Bafingdala	Bafing	5930	31	montagne	forêt
	Guiglo	Nzo	7100	26	montagne	forêt
	Nibehibe	Lobo	7280	31	équatorial de transition atténué	forêt
	Sorotona	Sassandra	18500	31	tropical de transition	savane
	Semien	Sassandra	29300	32	tropical de transition	savane
	Guessabo	Sassandra	35400	28	équatorial de transition atténué	forêt
	Soubre	Sassandra	57670	32	équatorial de transition atténué	forêt

Tableau I.1: Stations disponibles.

Figure n°1.1: Stations hydrométriques retenues dans le cadre de ICCARE



regard de la répartition spatiale du bassin et la végétation. Nous indiquons leur position géographique sur la figure n°1.1 On désignera désormais les sous-bassins par leur nom de station respectif.

L'ensemble des postes hydrométriques présélectionnés représente un total de 1093 stations-années dont 534 sont complètes. Les stations-années incomplètes constituent un peu plus de 51% du total des stations-années. Elles correspondent à des lacunes journalières apparues sur les relevés d'une année. Ce taux très élevé reflète les difficultés à gérer un réseau de stations hydrométriques. En Côte d'Ivoire, les lecteurs chargés d'effectuer les relevés sont des agents de circonstance (agents de sûreté, d'agriculture, instituteurs, etc.) qui s'absentent pendant l'année (congés, missions, etc.) entraînant un arrêt momentané des relevés [Kouamé, 1991].

Les tableaux en annexe n°1.1 montrent que certains postes de mesures ont été arrêtés vers la fin des années 1980. On note, également, une rupture dans les mesures (Farandougou, Séguéla, Bafecao, etc.). On trouvera en annexe n°1.2 quelques représentations graphiques par station-année du débit moyen journalier. Ces quelques courbes permettent de rendre compte de la qualité des données hydrométriques disponibles. Afin de nous affranchir du taux élevé de lacunes, nous allons procéder à la reconstitution de données sur les stations retenues à partir de stations de référence.

2.2 DONNEES ANALYTIQUES DE BASE

Le volume des données disponibles et leur qualité sont des indicateurs de la représentativité à l'échelle régionale des conclusions d'une étude. Il est essentiel que les données correspondent en nombre et en qualité aux prétentions de l'étude. Les lacunes ne permettent pas, dans la plupart des cas, de légitimer une approche. C'est pourquoi, nous nous proposons d'analyser seulement certaines stations hydrométriques que nous désignons stations de base. Les critères de sélection de ces stations font appel à l'importance des données journalières manquantes et à la pression anthropique exercée sur le bassin versant.

2.2.1 CRITERES DE SELECTION DES STATIONS DE BASE

Il est difficile d'identifier des stations de référence pour la reconstitution des données de base. Devant la présence quasi-permanente de données journalières manquantes sur les bassins, les stations-années incomplètes n'ont pas été systématiquement exclues. Cependant, les

stations pour lesquelles toute reconstitution est impossible (pas de corrélation simple possible avec des stations amont et/ou aval) sont éliminées de l'étude. Les autres critères de sélection sont:

- Continuité dans les années observées afin d'éviter la reconstitution d'années entières de débits journaliers;

- durée d'observation supérieure à 30 ans pour satisfaire la définition des paramètres préconisés par l'OMM (cité par Hubert et al, 1987);

- faible aménagement du bassin. En effet, il est pratiquement impossible de reconstituer les débits naturels des stations qui ont subi une pression anthropique considérable. Toutes les données nécessaires (nombre et fonctionnement hydraulique des retenues collinéaires, déforestation, etc.) ne sont généralement pas disponibles. C'est le cas du Bandama et du Sassandra qui sont fortement exploités en aval.

2.2.2 RECONSTITUTION DES DONNEES SUR LES STATIONS

Suivant les critères précités, les bassins du Bafing à Bafingdala, de la Comoë à Aniassué-pont, du Sassandra à Semien et du Nzi à Nzianoa de superficie respective 5930, 66500,29300 et 35000 Km² ont été retenus. Leur taille les rend susceptibles de recevoir un aménagement. Ces bassins constituent nos stations de base sur lesquelles nous essaierons de mettre en évidence l'évolution des séries hydrométriques. Elles se répartissent entre les grands bassins du Sassandra, du Comoë et du Bandama. Quant aux autres bassins, le taux de lacunes journalières et l'existence d'une seule station sur le cours d'eau n'autorisent pas leur sélection.

2.2.2.1 Technique de reconstitution adoptée

Les erreurs dans les données hydrométriques ont plusieurs origines. On peut citer entres autres les erreurs de transcription de données, les erreurs de tarage et les erreurs de lecture. Dans notre cas, la reconstitution de données ne concerne principalement que les absences de lectures journalières sur les stations de base.

Il existe plusieurs moyens d'étendre les données observées sur une station hydrométrique. Ils vont des interpolations linéaires aux modèles pluie-débit en passant par la régression statistique. C'est cette dernière démarche que nous allons adopter. La modélisation stochastique étudie la liaison stochastique entre une variable observée, dite variable dépendante ou expliquée, et une ou plusieurs autres variables observées au sein d'une population donnée dont on observe un échantillon. Elle suppose que les variables explicatives sont des variables

non-aléatoires et que les valeurs de la variable expliquée sont extraites de distributions normales, indépendantes et de même variance [Dagnélie, 1986]. La vérification de ces différentes conditions n'a pas été systématique. Cependant, le contrôle de la validité du modèle en tient compte.

Le modèle linéaire demeure le cas le plus simple de régression statistique. Il est adopté pour la reconstitution des données. L'appartenance au même cours d'eau ou à un de ses affluents et la proximité des stations ont guidé le choix des stations à introduire dans la régression.

2.2.2.2 Essais et interprétation

Les échantillons observés de notre étude sont constitués par les observations journalières du débit dans leur ordre chronologique. Cependant, Les régressions recherchées n'ont pas été effectuées à des dates fixes à cause de la continuité de l'écoulement journalier. Une telle option nous autorise à introduire un retard dans l'observation du débit à une station aval dans les modèles. Afin de s'affranchir de certaines conditions d'application des régressions statistiques, les tailles d'échantillon sont très élevées. En effet, un grand nombre d'observation réduit considérablement l'incidence éventuelle de la non-normalité de la variable aléatoire. Les observations considérées concernent les périodes de deux à trois années complètes, consécutives et concomitantes sur les stations prises en compte. Le tableau I.2 regroupe pour chaque station à reconstituer les stations explicatives et la période utilisées pour la reconstitution des données.

Stations retenues	Stations explicatives	Périodes
Semien	Bafindala Sorotona	1980-1982
Bafingdala	Semien Sorotona	1980-1982
Aniassué-pont	Mbasso	1965-1967
Nzianoa	Dimbokro	1971-1972

Tableau I.2: Stations explicatives et périodes retenues pour la reconstitution des données

Les abréviations Mbas, Baf, Sem, Sor et Dimb dans les tableaux suivant désignent respectivement les stations Mbasso, Bafingdala, Semien, Sorotona et Dimbokro. Chaque ligne de ces tableaux présente un modèle.

variables explicatives	coefficient de régression	t observé	moyenne des carrés de résidus (m^3/s^2)	coefficient de détermination	d (Durbin-Watson)	F observé
Dimb(t-2)	1.350	142.2	17.78	0.965	0.162	20223
Dimb(t-1)	1.348	136.6	18.49	0.962	0.156	18648
Dimbo(t)	1.337	113.3	22.1	0.946	0.182	12837

Tableau I.3: Différents essais de régression statistique à Nzianoa

variables explicatives	coefficient t de régression	t observé	moyenne des carrés de résidus (m^3/s^2)	coefficient de détermination	d (Durbin-Watson)	F observé
Baf(t-1) Sor(t)	1.467 0.965 -9.89	51.15 90.36 8.94	26.05	0.989	0.606	49437
Baf(t) Sor(t-1)	1.457 0.966 -10.05	49.47 85.31 8.69	27.27	0.988	0.569	45059
Baf(t-1) Sor(t-1)	1.465 0.963 -9.49	45.53 80.39 7.74	28.83	0.987	0.602	40241
Baf(t) Sor(t)	1.457 0.966 -9.53	48 85.5 8.25	27.20	0.988	0.54	45295

Tableau I.4: Différents essais de régression statistique à Semien à l'instant t

variables explicatives	coefficient de régression	t observé	moyenne des carrés de résidus en (m^3/s^2)	coefficient de détermination	d (Durbin-Watson)	F observé
Mbas(t)	1.03	441.8	31.6	0.994	0.401	195172
Mbas(t-1)	1.026	296	47	0.988	0.29	87753
Mbas(t-2)	1.021	212.7	65.07	0.976	0.183	45249

Tableau I.5: Différents essais de régression statistique à Aniassue-pont

variables explicatives	coefficient de régression	t observé	moyenne des carrés de résidus en (m ³ /s) ²	coefficient de détermination	d(Durbin-Watson)	F observé
Sem(t+1)	0.481	51.1	14.91	0.943	0.511	9059
Sor(t+1)	-0.366	26.2				
	9.61	16.3				
Sem(t)	0.466	48	15.37	0.939	0.44	8498
Sor(t)	-0.342	23.8				
	9.68	16				
Sem(t+1)	0.447	45.5	15.93	0.935	0.473	7872
Sor(t)	-0.315	21.6				
	9.87	15.7				

Tableau I.6: Différents essais de régression statistique à Bafingdala

Pour chaque station de référence, plusieurs tentatives d'explication du débit journalier ont été effectuées. Les tableaux précédents présentent les trois meilleurs modèles réalisés au regard de la moyenne quadratique des écarts résiduels. Les modèles présentés ne prennent en compte que les coefficients de régression significativement différents de zéro. Leur analyse révèle pour chaque station de base donnée:

- une faible variation du coefficient de corrélation qui reste supérieur à 0.9;
- une faible modification des coefficients de régression relatifs à une station explicative d'un modèle à un autre;
- une sensible amélioration de la moyenne quadratique des écarts résiduels influencée par le temps de transfert entre stations;
- une liaison entre les résidus.

L'évaluation de l'ajustement repose sur l'examen de la validité des hypothèses du modèle relativement à l'échantillon utilisé pour étudier la régression correspondante. Les éléments de cet examen sont également présentés dans les tableaux précédents. Au regard de la moyenne des carrés des résidus, les meilleures régressions sont inscrites en première ligne. Elles seront par la suite utilisées pour la reconstitution des données. On trouvera en annexe la représentation graphique des valeurs observées en fonction des valeurs calculées à partir de ces modèles.

La suite de l'évaluation concerne l'indépendance des erreurs (test de Durbin-Watson), la signification de la régression linéaire et la signification des coefficients de régression. On peut

également apprécier la qualité de l'ajustement par l'examen graphique (cf. annexe n°1.3). Vu la taille des échantillons, la normalité des erreurs n'a pas été vérifiée. Le test de linéarité n'a pas été appliqué non plus, la vérification graphique nous semblant suffisante. L'analyse de variance montre au seuil de 5%:

- des coefficients de régressions significativement différents de zéro ($t_{0,975}=1,96$);
- des régressions linéaires significatives ($F_{0,95}(1, \infty)=5.02$; $F_{0,95}(2, \infty)=3.69$);
- une autocorrélation positive des résidus ($d_1=1.63$) prévisible à cause de la continuité du débit journalier;
- des coefficients de détermination significativement différents de zéro;
- une forte explication de la dispersion des écoulements journaliers aux stations de référence par le modèle correspondant.

L'examen de la validité des régressions pour les faibles valeurs du débit à Semien nous a amené à réaliser des régressions séparées pour les faibles valeurs du débit (débit $<180\text{m}^3/\text{s}$) et les fortes valeurs du débit journalier à cette station. Cette démarche a entraîné une réduction sensible de la moyenne des carrés des résidus.

2.2.2.3 Estimation des données manquantes

Après avoir étudié la liaison entre le débit journalier à une station de base et les débits aux stations explicatives, on se propose de reconstituer le débit, pour une date t dont la mesure n'a pas été effectuée. Ce nouvel individu est caractérisé par les débits aux stations de référence et instants pris en compte par la régression correspondante. L'application de la régression exige que le nouvel individu soit un élément de la population ayant fait l'objet de l'étude de régression à laquelle on se réfère et suppose l'homogénéité de la population de débits observés. La validation du modèle à des périodes autres que celle ayant servi à l'étude suppose également que la liaison entre les stations n'a pas subi de modification. Cette hypothèse est, à n'en pas douter, simplificatrice. Néanmoins, cette solution est adoptée à cause de la difficile intégration des différents descripteurs du bassin dans toutes les techniques de simulation du débit à un point donné.

Cette procédure nous a permis d'estimer les données manquantes à partir de celles relevées aux stations explicatives. Nous disposons ainsi de 30, 31 et 32 années complètes de

débites journaliers respectivement à Bafingdala, Semien et, Aniassue-pont et Nzianoa. L'année 1975 a été quasiment reconstituée en entier à Aniassue-pont.

3 CONCLUSION

Cet aperçu du milieu physique de la Côte d'Ivoire montre une diversité des éléments liée à leur variation progressive. Le climat varie du climat équatorial de transition au climat tropical. La végétation passe de la forêt à la savane soudanaise.

La pluviométrie diminue du Nord vers le Sud. Elle influence énormément les caractéristiques citées plus haut: les régimes des cours d'eau sont semblables aux régimes pluviométriques. Cependant tous les grands fleuves coulent du Nord vers le Sud et subissent à des proportions variables les caractéristiques de plusieurs régimes.

L'analyse des données hydrométriques sur les 37 stations disponibles a révélé un taux élevé d'observations annuelles incomplètes. Ces lacunes peuvent être liées à l'indisponibilité occasionnelle des lecteurs de circonstance. On ne peut que regretter le faible nombre de stations effectivement reconstituables avec les techniques classiques. Pour ces stations dites de base, les observations ont été reconstituées au moyen de régression statistique. Les lacunes constituent 4% des données disponibles.

Notre travail s'effectuera sur une population de 125 stations-années tirés de 4 bassins plus ou moins reconstitués. Elles se répartissent ainsi: 32 sur le Nzi à Nzianoa, 30 sur le Bafing à Bafingdala, 31 sur le Sassandra à Semien et enfin 32 sur la Comoë à Aniassue-pont.

DEUXIEME PARTIE

DEUXIEME PARTIE

Après la première partie consacrée à la présentation du contexte de l'étude et à l'analyse des données disponibles, nous nous intéressons dans cette deuxième partie à des variables caractéristiques du débit aux différentes stations retenues.

Dans cette partie, différents points sont abordés. Nous étudions d'abord le module sur les quatre stations retenues. Ensuite, nous analysons l'évolution dans le temps de débits caractéristiques de crue et d'étiage, et de débits journaliers à date fixe. A la suite de quoi, nous mettons en oeuvre des tests de détection de ruptures sur les séries des variables précitées.

1 ANALYSE DE L'ECOULEMENT ANNUEL

L'écoulement annuel désigne dans cette étude un débit moyen. Dans ce chapitre, les approches visent à montrer une tendance éventuelle du volume d'eau écoulé dans l'année. Nous exposons d'abord nos recherches d'un effet persistant dans les suites de débit annuel. Ensuite, nous recherchons un effet de tendance à partir de l'évolution temporelle du simple cumul du coefficient modulaire et à partir de la variation du module.

1.1 ETUDE DE L'AUTOCORRELATION

Devant des séries chronologiques, l'étude de l'autocorrélation semble incontournable. Pour une série donnée, elle a pour objectif de déterminer la dépendance linéaire entre les valeurs successives d'écoulement.

Afin de rendre compte du caractère aléatoire des écoulements annuels en une station donnée, le test d'Anderson est mis en oeuvre. Ce test paramétrique permet de voir si l'autocorrélation observée diffère significativement de zéro et de mettre en évidence un phénomène persistant éventuel. L'indépendance des valeurs de la série constitue l'hypothèse nulle H_0 . Pour une série de valeurs indépendantes et distribuées normalement, le coefficient

d'autocorrélation, R , d'ordre 1 suit une loi asymptotique normale de moyenne $\frac{-1}{(n-1)}$ et de variance $\frac{(n-2)}{(n-1)^2}$ [Yevjevitch, 1972]. L'interprétation du test consiste à la comparaison de la

forme bilatérale du test $u_{\text{obs}} = \frac{R(n-1) + 1}{\sqrt{(n-2)}}$ avec la variable réduite de Gauss $u_{1-\alpha/2}$ où α désigne le risque de première espèce retenue. Si u_{obs} est inférieure à $u_{1-\alpha/2}$, l'hypothèse nulle

est acceptée sinon elle est rejetée au profit de l'hypothèse d'une corrélation sériale positive.

Sous ces hypothèses, l'intervalle de confiance est donné par $\frac{\pm u_{1-\alpha/2} \sqrt{n-2-1}}{n-1}$. La borne supérieure de cet intervalle, dans notre cas au seuil de 5%, est proche de 0.33

Nous avons reproduit les autocorrélogrammes des séries observées à Bafingdala et à Nzianoa avec leur intervalle de confiance sur les figures suivantes. On trouvera en annexe les illustrations relatives aux autres stations. Ces illustrations montrent que les coefficients d'autocorrélation restent à l'intérieur de l'intervalle de confiance. Il ressort que ces séries de débits annuels sont indépendantes au seuil de 5%. Il en est de même pour les observations à Semien et Aniassué-pont. Toutes les séries des débits annuels peuvent être considérées aléatoires à ce niveau de signification. L'existence d'un éventuel phénomène persistant dans nos séries n'est donc pas vérifiée. La conclusion qui s'impose à la suite de ces essais est l'indépendance des séries de modules aux stations de base.

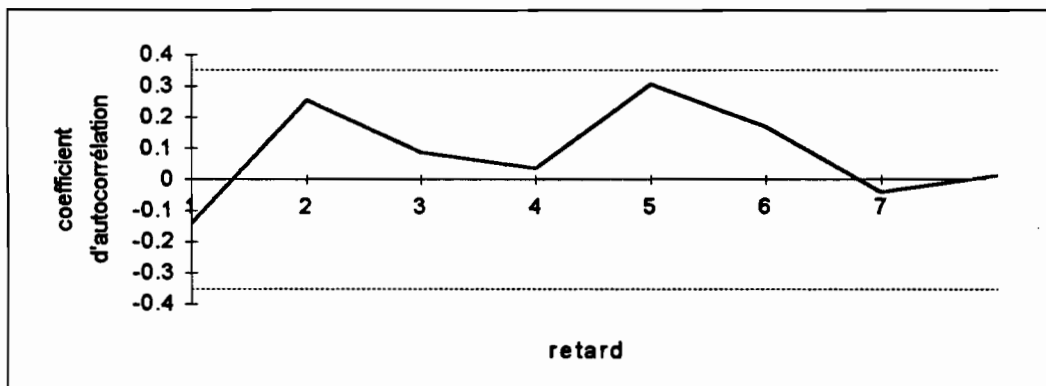


Figure n°2.1: Autocorrélogramme des Modules à Nzianoa.

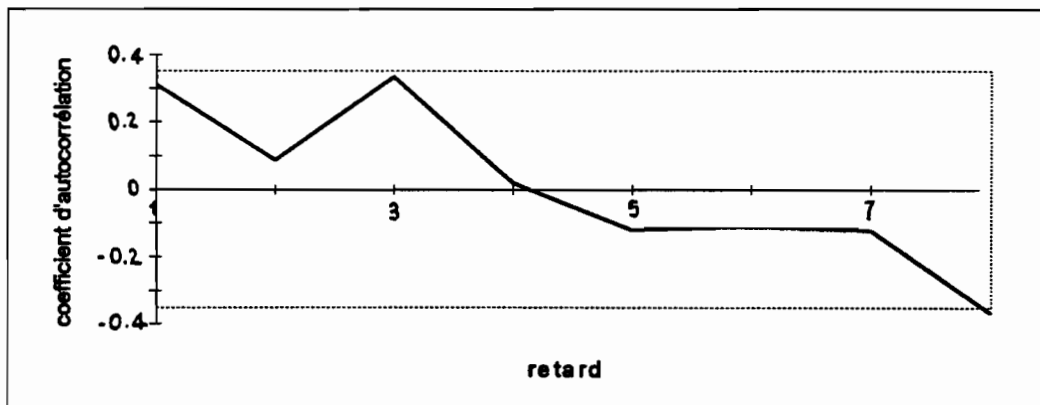


Figure n°2.2: autocorrélogramme des modules à Bafingdala

1.2 SIMPLE CUMUL DU COEFFICIENT MODULAIRE

Le coefficient modulaire C_i de l'année i est défini par le rapport $\frac{Q_i}{\bar{Q}}$ où Q_i est l'écoulement annuel et \bar{Q} le module interannuel calculé sur la période complète d'observations disponible. Le simple cumul S_k à l'année k correspond à la moyenne des coefficients modulaires depuis l'origine des observations à l'année k considérée. Il constitue, également, une comparaison de l'écoulement de l'année k au module interannuel calculé sur les années précédentes.

Partant de cette formulation $S_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k C_i$, 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. Ceci est équivalent à un écoulement annuel à l'année $i+1$ supérieur à la moyenne des i écoulements annuels précédents. Inversement, une décroissance traduit un coefficient modulaire C_{i+1} inférieur à la moyenne des coefficients modulaires précédents. Si cette monotonie persiste à partir du rang k jusqu'à la fin de la période d'observations, la moyenne des k premiers modules est également supérieure à celle des $n-k$ derniers écoulements annuels (n désignant la durée totale des observations).

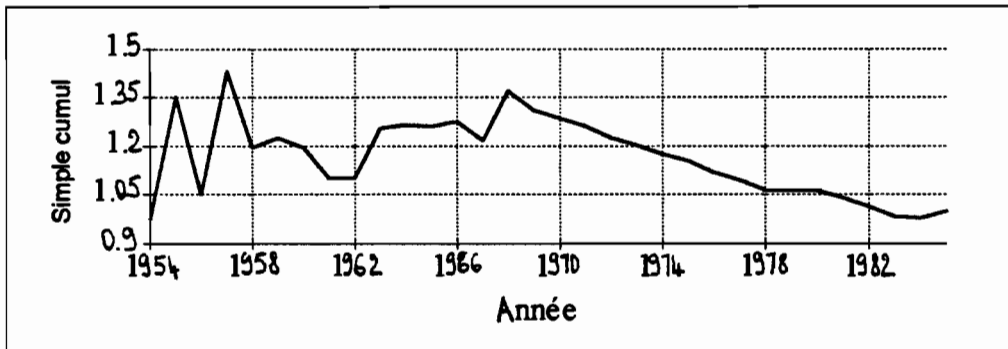


Figure n°2.3: Evolution du simple cumul du coefficient modulaire à Nzianoa

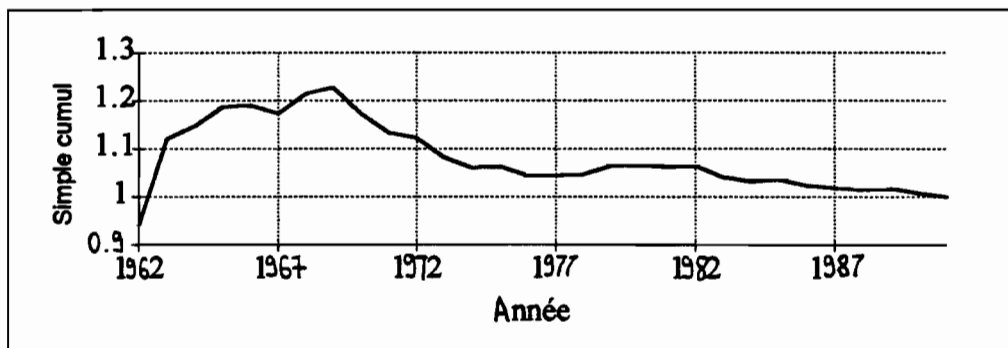


Figure n°2.4: Evolution du simple cumul du coefficient modulaire à Bafingdala

L'évolution chronologique du simple cumul à Bafingdala et à Nzianoa est représentée aux figures n°2.3 et n°2.4. On trouvera en annexe n°2.2 les représentations de cette variable relatives aux autres stations. Ces illustrations révèlent:

- une forte fluctuation du simple cumul en début de période d'observation qui peut être aussi bien liée à une forte dispersion des premiers modules autour de leur moyenne qu'à la consistance de la moyenne calculée sur un échantillon très réduit.

- un coefficient modulaire inférieur à 1 en début de période d'observation à Bafingdala et à Nzianoa. Autrement dit, un écoulement annuel en début de période inférieur à la moyenne interannuelle sur ces deux stations.

- des simples cumuls supérieurs à 1 à partir du rang 2. Ce fait peut être la conséquence d'une prépondérance non négligeable des premières valeurs de module dans l'évaluation de l'écoulement annuel moyen.

- une variation du simple cumul dans l'intervalle [0.9;1.8] (cf. annexe) traduisant une modification sensible de l'écoulement annuel moyen dans le temps.

- une décroissance "régulière" en fin de période donc a priori deux sous-séries. L'année d'occurrence du dernier pic sensible varie légèrement d'une station à une autre. On peut situer ce pic en 1968 pour Nzianoa et Aniassué-pont (les deux plus grands bassins de référence) et 1969 pour Bafingdala et Semien (tous deux sur le grand bassin du Sassandra). Partant de cette partition, La moyenne du module calculée sur la première période (fin en 1968 ou 1969 suivant les stations) est supérieure à la moyenne de l'écoulement annuel évaluée sur la seconde période. Une comparaison statistique des deux sous-séries a été entreprise pour chacune des stations de base. En ce qui concerne la variance, on est amené à accepter l'égalité des variances au niveau de signification de 5% à Aniassue-pont, Bafingdala et Semien même si l'hypothèse de normalité de leur distribution n'est pas prouvée. Les tests de comparaison de la différence des deux moyennes à zéro conduisent par contre au rejet de l'hypothèse nulle (écart des moyennes des deux sous-séries nul) au niveau de signification de 1%. Le tableau suivant

indique les variations relatives de ces deux variables: $\frac{(x_2 - x_1)}{x_1}$ où x_i désigne la variable x dans

l'échantillon i . Seul l'écart type à Bafingdala a connu une hausse. Vu la taille de la première sous-série, ceci est attribuable à la différence de taille. Dans les autres cas, la variation relative est négative. On assiste donc à une réduction des variables précitées. Et, la station de Nzianoa présente les plus forts écarts.

Station	Moyenne	Ecart type
Aniassue-pont	-40.5%	-14%
Bafingdala	-27.4%	32%
Nzianoa	-50.8%	-58.4%
Semien	-28.7%	-35.3%

Tableau II.1: Ecart relatif observé sur la moyenne et l'écart type entre les deux sous séries limitées par le dernier pic du simple cumul

1.3 VARIATION TEMPORELLE DES MODULES

Plusieurs facteurs affectent le module observé au seuil d'une station. On peut citer entre autres la végétation, la nature du sol, le relief, etc. mais le facteur prépondérant reste la précipitation [GIRARD, 1971 in AVENARD et al.].

Le tableau II.2 regroupe pour les stations retenues quelques caractéristiques de leur module. Cette comparaison montre:

- une dispersion des débits moyens assez grande comme en témoignent les valeurs du coefficient de variation compris entre 0.25 à Bafingdala et 0.75 à Nzianoa. Cette forte dispersion souligne la grande variabilité de l'écoulement annuel d'une année à une autre. La variation peut aller du simple au quadruple (Aniassue-pont 1957-58). Il ne nous paraît pas possible à l'état de nos connaissances de trouver une liaison entre le coefficient de variation et la superficie du bassin. Il se trouve que la dispersion est plus importante sur les plus grands.

- sur le grand bassin du Sassandra, des coefficients de variation à Semien et à Bafingdala très proches. Ceci peut être lié à l'appartenance de la station de Bafingdala au bassin du Sassandra à Semien.

- au niveau du plus faible module observé, il apparaît un synchronisme dans le comportement des quatre bassins. L'année 1983 présente ainsi le plus faible écoulement annuel partout. Ceci montre que la baisse des écoulements sur les cours d'eau en 1983, tendance reconnue sur l'ensemble du réseau hydrographique ivoirien, est beaucoup plus liée à la précipitation qu'aux autres facteurs pouvant influencer l'écoulement de surface.

- en ce qui concerne le module maximum mesuré, on constate par contre un décalage dans l'année d'occurrence du record. Cependant, les stations de Nzianoa, Bafingdala et Aniassué-pont présentent le maximum en 1968. Le pic observé à Semien en 1957 n'est pas isolé. Les stations présentant des observations au-delà de 1957 semblent avoir connu ce pic mais avec une importance relative moindre. Dans tous les cas, il ne se produit pas d'augmentation brusque aussi importante après l'année 1968.

Station	Module interannuelle en m ³ /s	Ecart type en m ³ /s	Coefficient de variation	Maximum en m ³ /s	Année d'occurrence du maximum	Minimum en m ³ /s	Année d'occurrence du minimum
Aniassué-pont	201.4	120.6	0.6	465.6	1968	17.2	1983
Nzianoa	74.9	56	0.75	261.2	1968	5.8	1983
Semien	220.7	64.9	0.29	366.3	1957	96.9	1983
Bafingdala	56.5	14.4	0.26	84.23	1968	29.2	1983

Tableau II.2: Caractéristiques des modules.

Les figures 2.5, 2.6, 2.7 et 2.8 donnent des illustrations de la variation dans le temps des débits moyens annuels aux stations de référence. Sur chaque figure, la droite en pointillé gras représente le module interannuel. Il ressort:

- une irrégularité interannuelle très importante. Le rapport entre deux modules chronologiquement consécutifs atteint souvent 4 (Aniassué-pont 1957: 422.1m³/s et 1958: 98.81m³/s). Cette situation est moins perceptible à Bafingdala.

- des tendances de comportement analogues sur les bassins. En effet, on y observe deux phases plus ou moins bien marquées. Une première phase, allant de l'origine des observations à la fin des années 1960, où les modules restent supérieurs au module interannuel dans 72% des cas. La fin de cette première période varie avec la station. On peut la localiser en 1968 à Nzianoa, 1969 à Semien et Bafingdala et Aniassué-pont. A l'exception de ce dernier, ces partitions sont en accord avec celles proposées après l'analyse du simple cumul du coefficient modulaire. Quant aux modules de la seconde phase, ils sont déficitaires, comparés au module interannuel, sauf parfois en 1979 où certains bassins présentent une hydraulicité positive.

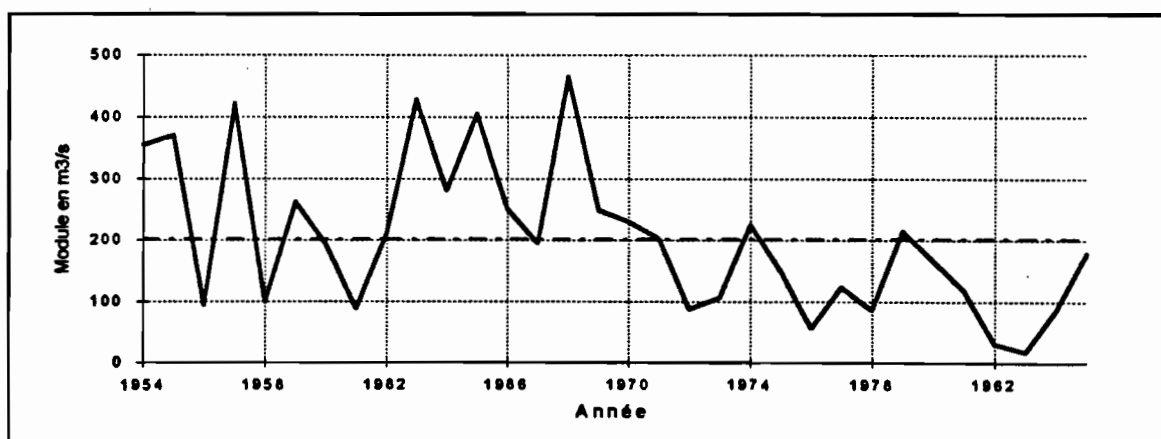


Figure n°2.5: Variation du module dans le temps à Aniassue-pont

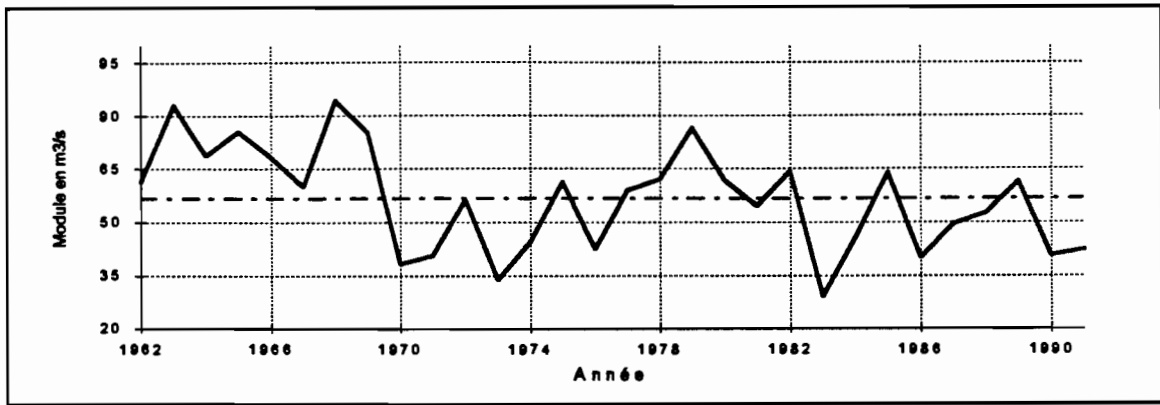


Figure n°2.6: Variation dans le temps du module à Bafingdala

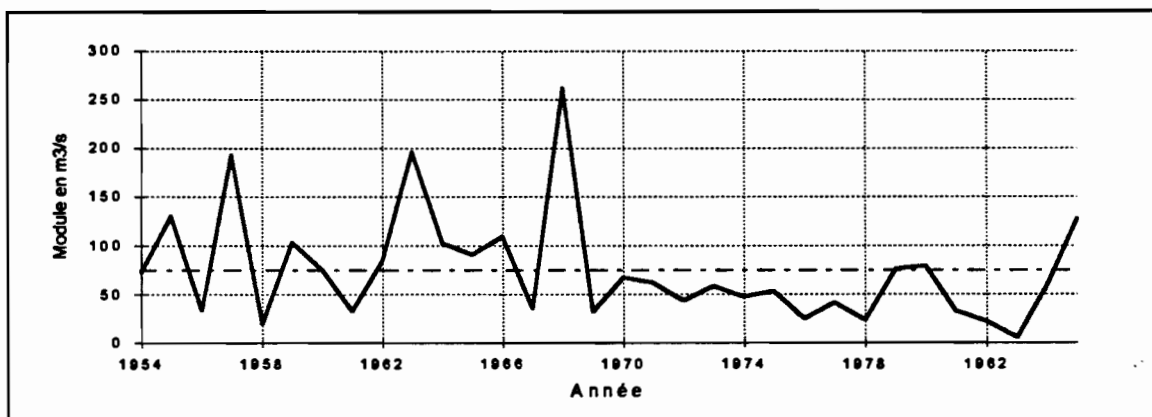


Figure n°2.7: Variation dans le temps du module à Nzianoa

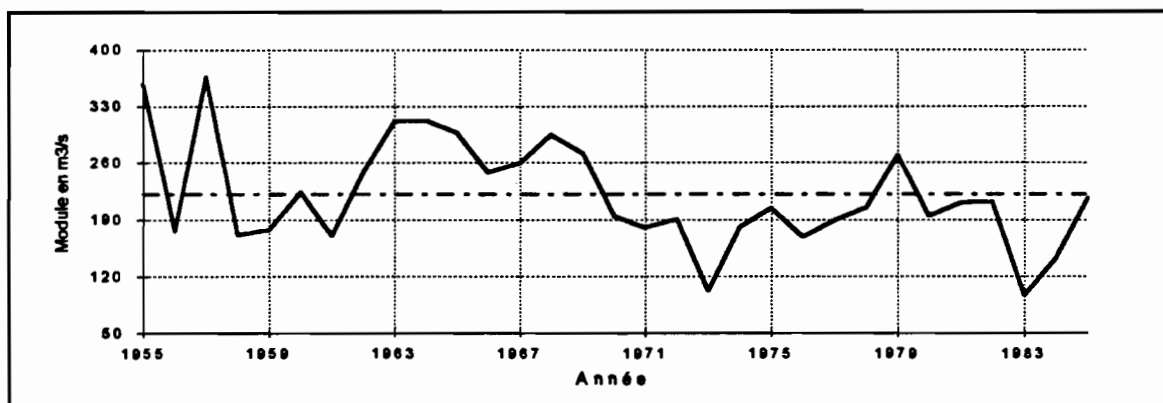


Figure n°2.8 : Variation dans le temps du module à Semien

2 TRAITEMENT DE DEBITS JOURNALIERS

Les phénomènes hydrométéorologiques sont observés à diverses échelles de temps. Au chapitre précédent, il a été question du traitement du débit écoulé sur une année. Notre approche indiquait une tendance à la baisse du volume d'eau écoulé globalement dans l'année au cours de la période d'observation. L'objectif de ce chapitre est de vérifier cette constatation à un pas de temps plus fin afin d'améliorer la gestion des réservoirs existant et la conception de

nouveaux ouvrages. Dans ce qui suit nous présentons la tendance de quelques débits caractéristiques. Ensuite, nous nous intéressons à l'analyse de débits journaliers observés à des dates fixes de l'année.

2.1 COURBES DES DEBITS CLASSES

Afin d'analyser la variation dans le temps des fréquences de dépassement pour un débit journalier donné, les courbes de débits classés sont étudiées. La courbe des débits classés donne en ordonnée la valeur du débit Q dépassé ou atteint pendant le nombre n de jours (ou le pourcentage du temps total d'observation) correspondant à l'année. L'utilisation de cette courbe, année par année, comme cela se fait souvent, conduit dans notre cas à des comparaisons multiples. Pour s'affranchir de cette difficulté, nous nous proposons d'étudier ces courbes sur des périodes de durée supérieure à l'année. On parlera ainsi de courbes de débits classés dans les décennies 1950, 1960, 1970, 1980 et 1990 quand cela est possible. Les décennies incomplètes introduisent un biais dans les interprétations. C'est pourquoi les fréquences empiriques de dépassement observées sont relativisées.

Les courbes de débits classés sont données en annexe n°2.3. On peut noter:

- une sévérité croissante des étiages. La fréquence de dépassement d'un débit proche de zéro constitue un indicateur de ce fait. Le phénomène est cependant moins prononcé sur le plus petit bassin étudié (Bafingdala). Dans l'hypothèse d'une homogénéité des caractéristiques du fond du lit, ce phénomène peut être mis, à Semien, à l'actif d'une reprise évaporatoire croissante. Les courbes de débits classés observés dans la décennie 1980 ont été certainement très influencées par la baisse de la pluviométrie en 1983 et 1984. En sus de ces facteurs, une modification de la réponse du bassin (tarissement rapide) et une faible recharge des nappes souterraines pourraient être à l'origine d'un tel phénomène. Cette tendance, si elle persiste, pourrait à la longue entraver le fonctionnement des aménagements existant par une augmentation des volumes déficitaires.

- pour une fréquence de dépassement donnée, une supériorité des débits moyens journaliers associés observés dans les décennies 1950 et 1960 dans la plupart des cas. Relativement, la période comprise entre l'origine des données et 1970 semble plus humide que les autres décennies étudiées. Ceci reste vrai pour le maximum observé de débits moyens journaliers sur les périodes considérées. Pour ce dernier, il peut être lié à une modification de la concentration des averses en période de forte pluviosité et/ou à l'intensité de ces averses. Pire,

la superposition des courbes de débits classés indique, pour un débit donné, une baisse de la fréquence de dépassement qui traduit une aridification sur les bassins traités.

Pour reprendre des points essentiels de la courbe des débits classés, l'évolution dans le temps de quelques débits caractéristiques est analysée. Il s'agit du débit caractéristique de crue, d'étiage et du débit médian qui correspondent au débit dépassé respectivement 10 jours, 355 jours et 6 mois par an. En plus de ces débits, nous retenons pour cette étude le DC1 et le DC11 (débit dépassé respectivement 1 et 11 mois par an) pour l'intérêt qu'ils présentent respectivement dans les problèmes de crue sur grands bassins et dans les études de basses eaux [Roche, 1963]. La figure n°2.9 ci-après montre l'allure générale de ces débits particuliers à Aniassué-pont, déduits du classement de débits journaliers afférents à une période de cinq ans (1955-59, 1960-64, 1965-69, 1970-74, 1975-79, 1980-84, 1985-89). Notons que la représentation semi-logarithmique adoptée présente l'avantage de montrer que la même tendance concerne l'ensemble des débits caractéristiques retenus. Cependant, le motif du débit caractéristique d'étiage de la période 1980-84 n'est pas représenté sur certains graphiques parce que le débit caractéristique d'étiage est nul sur les stations correspondantes. L'échelle logarithmique en ordonnée amplifie également les variations des faibles valeurs. On trouvera en annexe n°2.4 les représentations graphiques des débits caractéristiques obtenues sur les autres stations de référence.

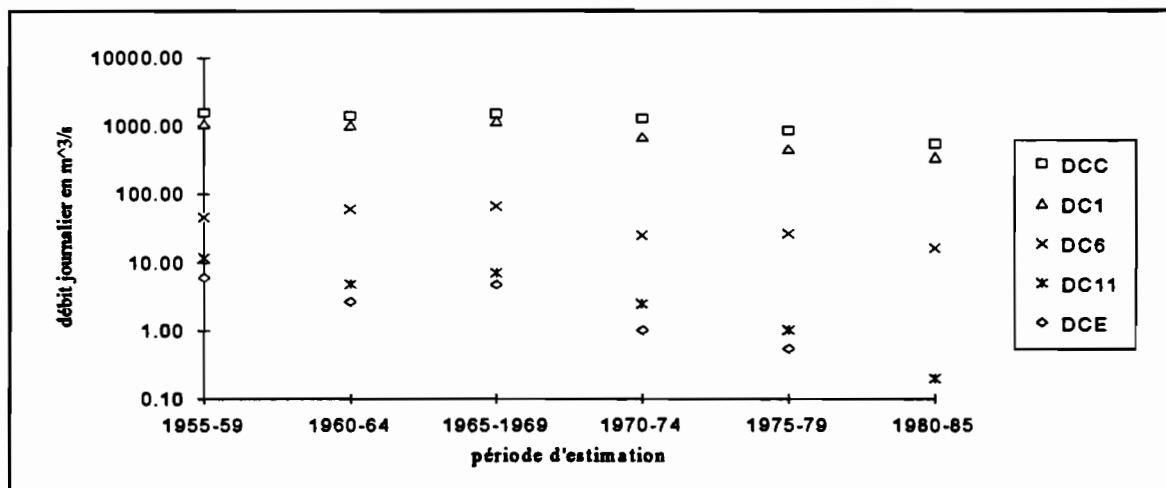


Figure n°2.9: Evolution des débits caractéristiques à Aniassué-pont.

A l'analyse de ces courbes, quelques remarques se dégagent. A côté des fortes variations des débits caractéristiques à Aniassué-pont, Semien et Nzianoa, les représentations de l'évolution dans le temps n'indiquent pas une tendance significative à Bafingdala. On peut trouver une explication dans le peu de données sur cette station avant la date supposée de la

rupture et la taille du bassin. Dans ce dernier cas, il peut s'agir d'une faible perturbation de l'éventuelle fluctuation climatique sur les bassins de taille modeste. Mentionnons également pour les autres bassins que le DCE et le DC11 semblent décroître plus vite que les autres variables traitées et présentent un creux sur la période 1960-64. L'écart entre les différentes variables n'est pas constant. L'ampleur des modifications intervenues varie donc avec l'élément considéré. Toutefois, on note pour l'ensemble une tendance à la baisse dans le temps.

2.2 DEBITS JOURNALIERS A DATES FIXES

L'intérêt de cette section réside dans la confrontation ressources-besoins. Pour l'évaluation du niveau de défaillance d'un aménagement, deux approches sont généralement utilisées. En présence de longues séries de données, on aboutit à une statistique sur la fiabilité de la fourniture en eau. Sinon, on a recours à la simulation hydrologique. Dans tous les cas, on admet la stationnarité des observations. Le pas de temps utilisé dans ces études dépend, très souvent, de la variabilité des débits et de l'importance de la réserve [Michel, 1989]. En Côte d'Ivoire par exemple, la plupart des retenues d'eau sont destinées à satisfaire des besoins saisonniers. Pour de telles réserves, les données journalières sont généralement suffisantes pour simuler leur fonctionnement.

Notre essai vise à vérifier l'applicabilité des règles de gestion des réserves en eau. Cette vérification est établie à partir du traitement statistique de débits journaliers observés à date fixe sur la durée des observations. Pour une date donnée, la série de débits moyens journaliers est répartie en deux échantillons. Le premier échantillon regroupe les observations de l'origine des mesures sur la station donnée à l'année 1969. Le second concerne les débits enregistrés de 1970 à la fin des observations sur la station. Le choix de l'année 1969 est inspiré de l'analyse des modules. Il ne paraît pas nécessaire de procéder à l'analyse des 365 séries de débits journaliers à cause de la continuité de cette variable. Cependant, il est difficile de juger de l'intervalle qui doit séparer deux débits pour que les variables puissent être considérées comme indépendantes [Roche, 1963]. Nous avons fixé arbitrairement cet écart à quatorze jours. Pour se fixer les idées, nous nous intéressons au débit moyen journalier observé le premier et le quinze de chaque mois en subdivisant notre échantillon en deux sous-séries avec la rupture en 1969. Nous disposons donc de 24 séries. Ces 24 séries sont étudiées par la suite séparément à partir des deux échantillons que chacune définit.

Le premier test réalisé sur ces échantillons est le test non-paramétrique des rangs. Nous avons préféré la présentation de White [Dagnèlie, 1975]. Il a pour objet de comparer deux populations en ce qui concerne plus particulièrement la grandeur des individus qui la composent. Etant donné deux échantillons de tailles n_1 et n_2 (avec $n_1 \leq n_2$), le test des rangs appliqué à des échantillons indépendants nécessite l'évaluation des quantités Y_1 et Y_2 où Y_i désigne la somme des rangs occupés par les observations de l'échantillon i ($i=1, 2$) dans un classement de l'ensemble des observations des deux échantillons. Sous l'hypothèse d'identité des distributions, la variable Y_1 suit une loi approximativement normale de moyenne $\frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}$ et de variance $\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}$. En adoptant un risque de première espèce de 5%, nous sommes amenés à rejeter pour la grande majorité des échantillons l'hypothèse d'identité des deux populations-parents. Pour ce niveau de signification, les sous-séries observées le premier et le quinze du mois d'Août ne sont pas, par contre, incompatibles avec l'hypothèse de l'identité des populations-parents. De plus, à l'exception des observations d'Aniassué-pont, les valeurs prises par la fonction discriminante à partir du mois de juin jusqu'à septembre ne sont pas très éloignées de 2. Ce qui conduit à retenir l'hypothèse nulle en réduisant le risque. Cet intervalle correspond, dans une certaine mesure, à une période pluvieuse. On peut déduire que les conditions de remplissage des retenues ne sont pas modifiées. Il faut souligner cependant que les grandes valeurs présentent souvent de fortes variations qui rapprochent le coefficient de variation de 1. Il devient difficile dans cette condition de rejeter l'hypothèse d'identité des populations-parents.

Le deuxième test effectué est relatif à la dispersion des valeurs observées dans chaque échantillon autour de la moyenne des sous-séries. Il concerne l'égalité de la variance observée dans les deux sous-séries. L'application du test F suppose, ici, que la distribution du débit moyen journalier, dans chacune des sous-séries, suit une loi normale. Cette condition n'est pas forte [Dagnèlie, 1975] et n'a pas été toujours vérifiée. Nous avons simplement considéré le logarithme des valeurs observées en remplaçant les valeurs nulles par le minimum.

L'interprétation du test consiste à comparer le rapport $\frac{s_1^2}{s_2^2}$ (avec $\frac{s_1^2}{s_2^2} > 1$ où $s_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{n_i - 1}$

et n_i la taille de la sous-série) à $F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$. Cette comparaison conduit à l'acceptation de l'hypothèse d'égalité des variances (H_0) dans 96% des cas à Semien au seuil de 5% (cf. tableau II.3). Seul, l'échantillon observé le 15 Mai ne présente pas cette caractéristique. Pour les autres

stations, la proportion de rejet de H_0 varie de 20 à 37% avec un nombre plus important au mois de Mai.

Date	Test des rangs	Test F	Critère de comparaison de moyenne (variances égales)	Critère de comparaison de moyenne (variances inégales)
01-Jan	3.62	1.21	4.68	4.85
15-Jan	3.16	1.33	3.74	3.88
01-Fév	3.06	1.23	3.43	3.55
15-Fév	2.65	1.26	2.87	2.96
01-Mar	2.65	1.08	3.20	3.31
15-Mar	2.65	1.18	4.01	4.13
01-Avr	2.49	1.18	2.16	2.24
15-Avr	2.21	1.03	2.21	2.28
01-Mai	2.57	2.29	2.41	2.52
15-Mai	0.36	5.09	0.14	0.15
01-Jun	0.75	2.14	1.17	1.23
15-Jun	2.69	2.11	2.31	2.42
01-Jul	2.59	1.46	2.73	2.84
15-Jul	2.02	1.70	1.89	1.97
01-Août	1.07	1.40	0.85	0.88
15-Août	0.89	1.24	0.62	0.64
01-Sep	2.02	1.12	1.73	1.79
15-Sep	1.70	1.13	1.88	1.94
01-Oct	2.17	1.80	2.27	2.33
15-Oct	3.36	1.03	3.48	3.60
01-Nov	2.81	1.12	2.71	2.80
15-Nov	3.95	1.02	4.57	4.73
01-Déc	4.17	1.29	5.41	4.57
15-Déc	3.87	1.19	4.55	4.72
Valeur seuil du critère au seuil de 5%	1.96	2.95	2.05	1.96

Tableau II.3: Résultats des tests appliqués sur les séries de date fixe à Semien

La comparaison de la moyenne des sous-séries a fait l'objet des derniers tests mis en oeuvre. Ils sont liés à l'acceptation ou non de l'hypothèse d'égalité des variances. C'est pourquoi on se référera à la colonne 4 ou 5 du tableau ci-dessous pour Semien suivant que la valeur associée à la colonne 3 est supérieure ou non à 2.95 (seuil d'acceptation de l'égalité des variances au niveau 5%). Pour la quasi-totalité des échantillons, l'hypothèse d'égalité des moyennes doit être rejetée au seuil de 5%. Les représentations suivantes permettent de visualiser les écarts entre les deux échantillons sur la moyenne et l'écart type à Semien. L'ordre

de traçage des représentations retenu privilégie le motif (*) relatif à la période 1970-85. C'est pourquoi le motif "--" n'apparaît pas quand les valeurs des variables sont très proches. On trouvera en annexe n°2.5 d'autres illustrations.

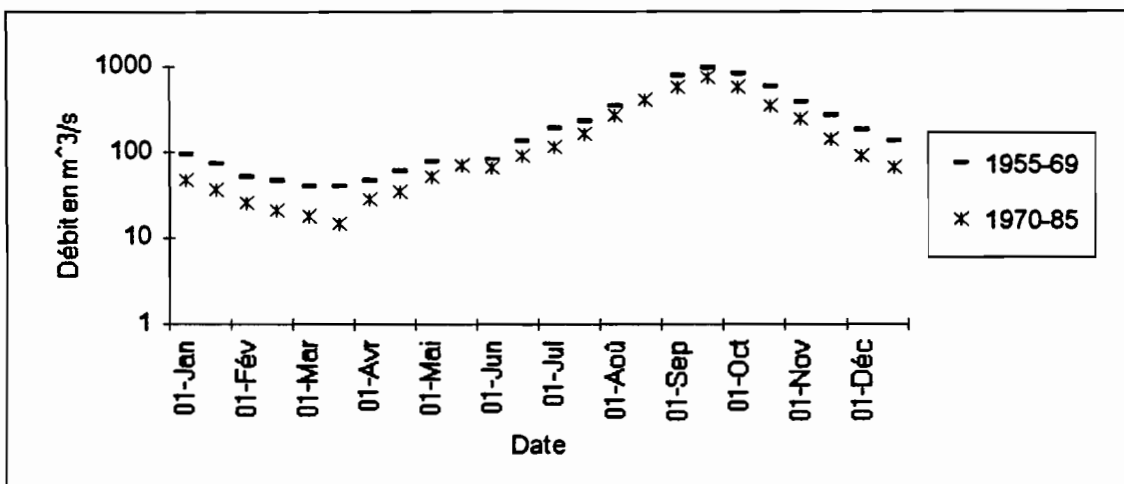


Figure n°2.10: Moyennes des sous-séries à Semien

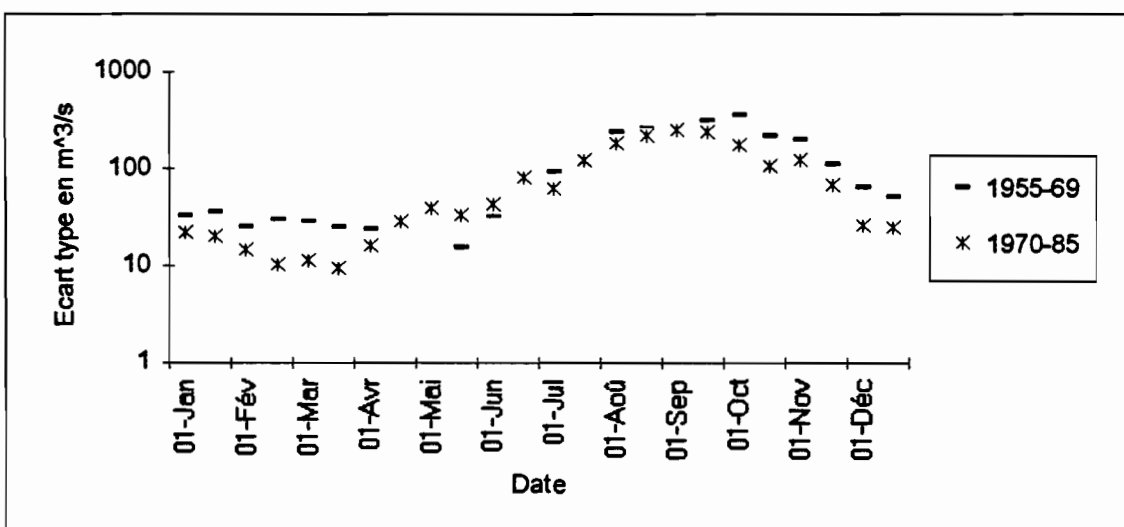


Figure n°2.11: Ecart types des sous-séries à Semien

2.3 ECOULEMENT EN PERIODE DE HAUTES EAUX

Dans la description du milieu physique de la zone étudiée, nous avons fait état de ce que les régimes hydrologiques s'apparentaient aux régimes hydropluviométriques et que ces derniers étaient caractérisés par l'existence de saisons aux caractéristiques différentes. Nous allons y revenir pour caractériser la tendance des écoulements d'une de ces saisons. Il s'agit de la saison susceptible de constituer l'essentiel du volume d'eau écoulé sur l'année. C'est elle que nous désignons par la suite dans cette partie par période des hautes eaux.

La définition de cette période n'est pas chose aisée. En effet, même dans les régimes très réguliers comme les régimes tropicaux [Roche, 1963], les crues d'une rivière ne se produisent pas à la même date. Nous y reviendrons à la troisième partie. Il peut être intéressant de localiser cette période sur un intervalle centré sur la date d'occurrence de la pointe annuelle. Une telle démarche conduit à une fluctuation de l'apparition de cette période dans l'année. Pour notre part, argument tiré de ce que les courbes de remplissage de réservoirs sont fournies à date fixe, nous avons fixé la période des hautes eaux. Pour cela, nous avons opéré de la façon suivante:

- choix du module interannuel comme débit moyen journalier minimal de la période des hautes eaux pour toutes les stations.
- localisation des rangs début et fin des jours consécutifs de débit moyen journalier supérieur à ce seuil pour chaque année.
- détermination du mode des séries de rang de début et fin de période pour chaque station.

Les résultats de cette démarche sont regroupés au tableau ci-dessous. A l'exception de Semien, les dates obtenues sont très proches et définissent la même durée. Elles ne semblent guère dépendantes de la position géographique du bassin et de sa superficie.

Station	Période	Test de Comparaison de populations (seuil à 5% =1.96)			Test de Comparaison de variances (seuil à 5% ≈ 2.95)		
		début	mi	fin	début	mi	fin
Aniassué-pont	16/07 4/09	2.98	1.09	2.26	1.46	1.84	1.98
Bafingdala	17/07 5/09	6.18	4.30	1.51	3.01	1.40	1.07
Nzianoa	16/07 4/09	2.95	1.23	1.91	1.29	1.10	1.24
Semien	18/08 4/09	2.00	0.83	1.92	4.64	1.29	1.22

Tableau II.4: Ecoulement en période de hautes eaux.

Les premières variables étudiées concernent les débits journaliers observés le premier et le dernier jour et, le jour qui partage la période en deux parts égales. Le tableau II.4 présente les résultats du test des rangs et du test F appliqués sur les échantillons observés. Les échantillons ont été partitionnés comme précédemment. Au seuil de 5%, l'hypothèse d'égalité des variances est acceptée pour toutes les séries sauf ceux observées en début de période dans le grand bassin du Sassandra. On en déduit que la dispersion des valeurs observées autour de la moyenne à Bafingdala et à Semien n'est pas la même pour les deux échantillons. Quant à l'identité des populations parents, elle peut être admise globalement au seuil de 5% pour les observations de fin et mi-période sauf à Bafingdala pour cette dernière date. Cette hypothèse

est par contre rejetée en début de période de hautes eaux à toutes les stations. A Semien, ce rejet semble limite. Pour cette date, nous avons représenté les distributions empiriques (formule de Hazen) aux figures n°2.12 et n°2.13. Ces graphiques indiquent une supériorité des valeurs observées pour le premier échantillon à Aniassué-pont, Nzianoa et à Bafingdala. Pour cette dernière, l'écart entre la valeur du critère et la limite admissible au seuil de 5% n'est pas justifié graphiquement pour les fortes valeurs mais la période antérieure à 1970 ne comporte que 8 valeurs. A Semien par contre, le graphique rend compte de la proximité de la valeur critère et de la limite admissible. Certains points vont jusqu'à se confondre. L'annexe n°2.6 fournit l'évolution au fil des années du débit moyen de la période de hautes eaux. Elles ne traduisent pas une tendance nette de cette variable. C'est pourquoi, les essais de stationnarité qui vont suivre ne leur seront pas appliqués.

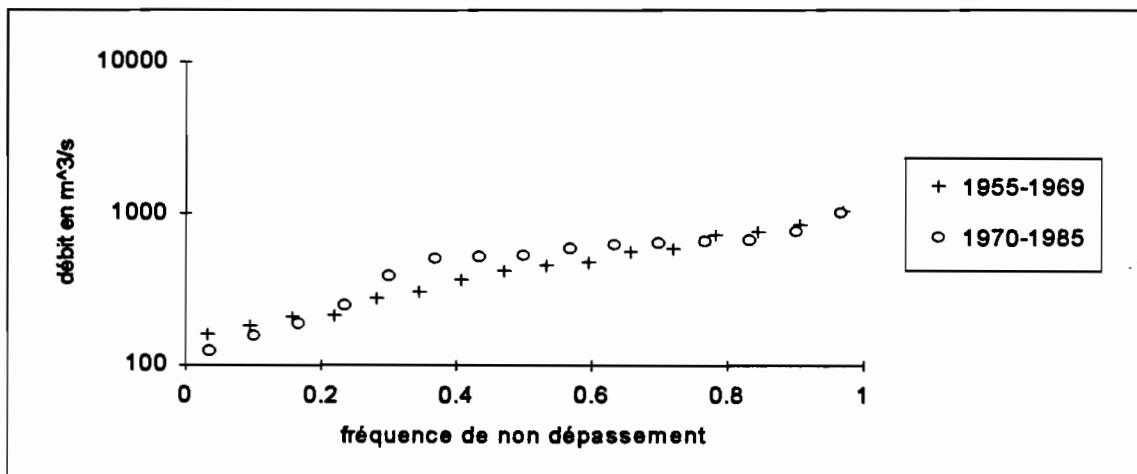


Figure n°2.12: Distribution de fréquence en début de période de hautes eaux à Semien

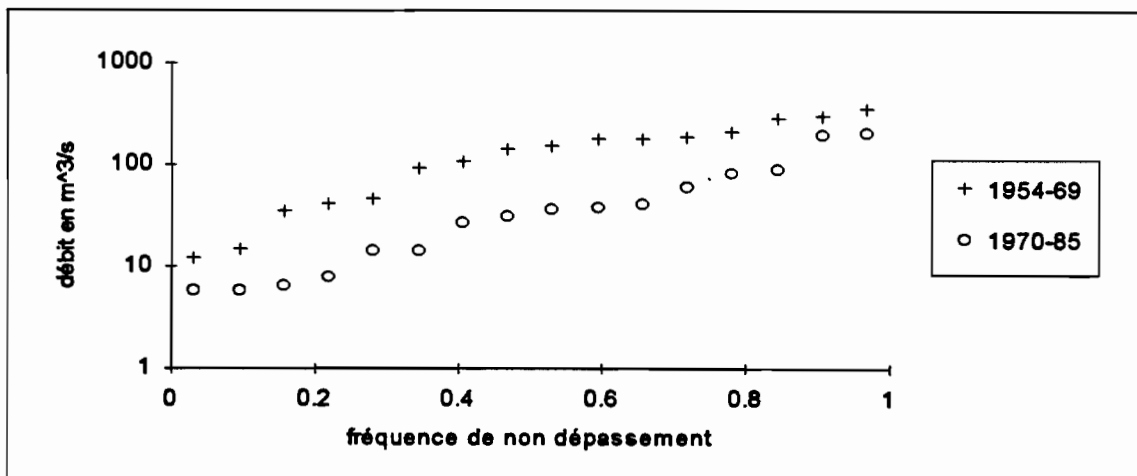


Figure n°2.13: Distribution de fréquence en début de période de hautes eaux à Nzianoa

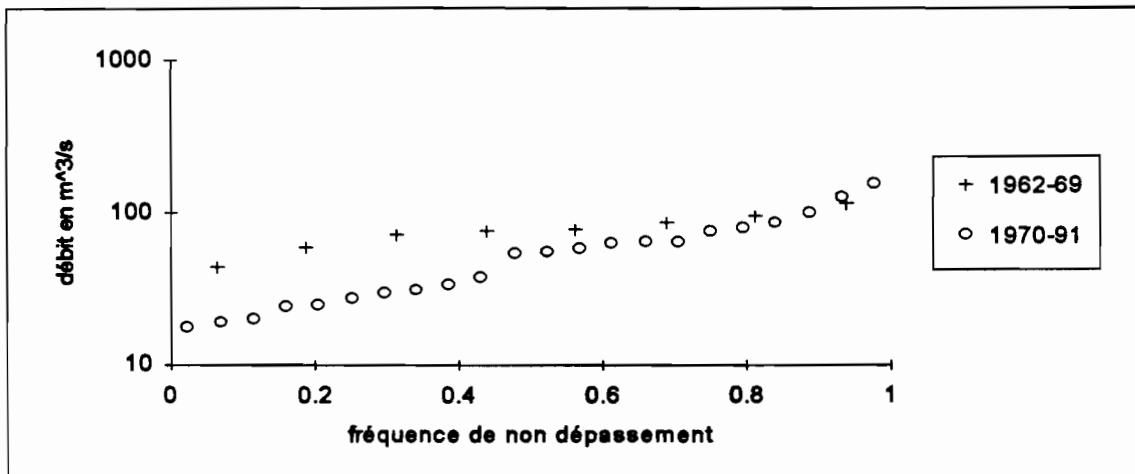


Figure n°2.14: Distribution de fréquence en début de période de hautes eaux à Bafingdala

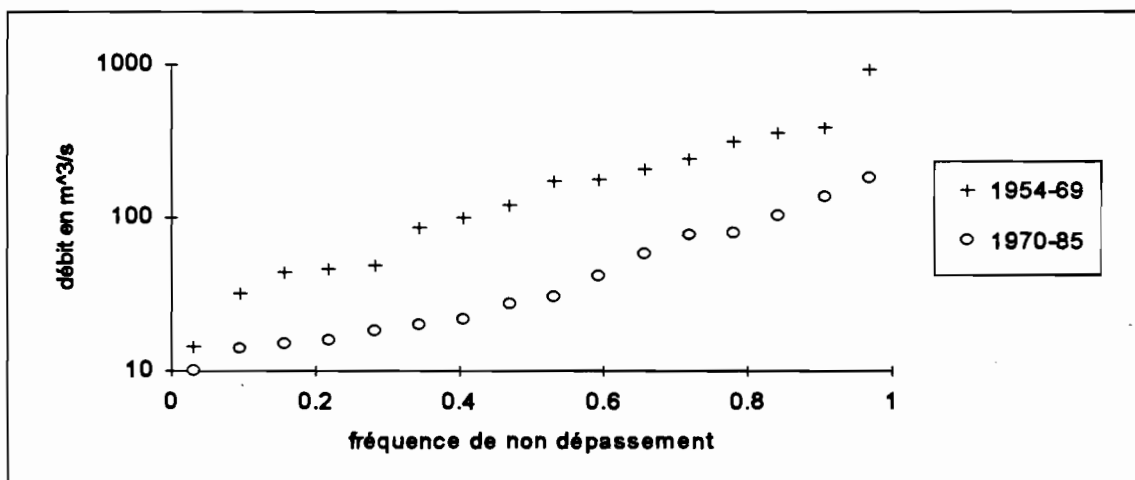


Figure n°2.15: Distribution de fréquence en début de période de hautes eaux à Aniassué-pont.

3 ETUDE DE LA STATIONNARITE DES SERIES DE DEBIT

Les différentes approches effectuées jusque là ont révélé des tendances plus ou moins bien prononcées des diverses variables traitées. Les variations dans le temps de ces variables ont permis, dans une certaine mesure, de scinder les échantillons observés en sous séries sur lesquelles des tests de comparaison ont été mis en oeuvre. Cependant, l'identification des ruptures, à partir de la visualisation de la variation au fil des années des caractéristiques, comporte une part de subjectivité. Il semble préférable de substituer à la démarche précédente la mise en oeuvre de tests plus objectifs de détection de rupture. Le diagnostic et la localisation de la rupture sur les séries de variables précédemment étudiées constituent l'objet de ce chapitre. Sous la première rubrique, nous indiquons sommairement les moyens mis en oeuvre et les conditions de leur application. La seconde rubrique consiste en une application de ces méthodes aux bassins retenus.

3.1 TECHNIQUES DE DETECTION DE RUPTURE

Les méthodes de localisation de rupture utilisées sont celles retenues dans le cadre du projet ICCARE. Elles sont extraites du rapport n°3 de ce projet [ICCARE n°3; 1994]. Il s'agit de tests statistiques (test de Buishand et test de Pettitt), d'une méthode bayésienne (procédure de Lee et Heghinian) et de la segmentation de Hubert. Le détail de ces approches est présenté en annexe n°2.7. Leur sélection se justifie par la robustesse de leur procédure et leurs applications à des séries hydrométéorologiques observées en Afrique Soudano-sahélienne. C'est le cas notamment de la procédure de Lee et Heghinian et de la segmentation de Hubert. Certaines méthodes présentes dans la littérature n'ont pu être sélectionnées en raison de l'absence d'hypothèse alternative précise et de l'existence de tests similaires plus performants [ICCARE n°3; 1994]. Certaines méthodes n'ont pas été retenues à la suite des conclusions d'une étude de simulation de séries aléatoires artificiellement perturbées [Bonneaud, 1994].

Pour l'ensemble de ces méthodes retenues, la non-stationnarité des séries chronologiques est expliquée par l'existence d'une singularité traduite par un changement de moyenne. Une modification de la dispersion de la variable étudiée autour de sa moyenne n'est pas prise en compte. Mise à part l'approche de Hubert, ces procédures ne permettent pas d'identifier plusieurs singularités. Mais, la segmentation de Hubert peut proposer des segmentations optimales à plusieurs ordres et pose le problème du choix du niveau de segmentation à retenir. En ce qui concerne la méthode bayésienne, elle suppose d'une part que la série présente une rupture et d'autre part nécessite que les observations de la variable étudiée soient indépendantes et distribuées suivant une loi normale. Cette dernière hypothèse est également nécessaire pour la mise en oeuvre du test de Buishand. Il semble cependant que le critère reste valide même pour les distributions qui s'écartent de la normalité. Dans tous les cas, ce test affecte un risque de première espèce à la rupture détectée. Nous l'avons prise égale successivement égale à 5%, 10% et 20%. Le test de Scheffé de la procédure de Hubert et le test de Pettitt ont été interprétés au seuil de 10%.

3.2 APPLICATIONS AUX SERIES DE VARIABLES TRAITÉES

Dans la présentation des procédures de détection de rupture, nous avons indiqué que certaines méthodes supposent que la série étudiée soit tirée d'observations indépendantes et que les valeurs observées suivent une distribution normale. Nous procédons dans les applications qui vont suivre à la vérification de ces hypothèses avant de mettre en oeuvre les tests de rupture.

3.2.1 SERIES DE DEBITS ANNUELS

La première des hypothèses indiquées ci-dessus a été abordée dans l'analyse des modules. Les autocorrélogrammes obtenus indiquaient pour toutes les stations de référence une indépendance des valeurs observées successives au seuil de 5%. En ce qui concerne la seconde, nous avons essayé d'ajuster à des lois théoriques les séries de débits annuels à l'aide du logiciel SAFARHY. L'adéquation des séries à des distributions normales est acceptable au seuil de 10%. Cependant, il faudra adopter une transformation logarithmique des valeurs observées à Semien et Nzianoa. Cette transformation sera retenue pour tous les tests paramétriques.

Méthodes	Probabilité	Aniassué-pont	Bafingdala	Nzianoa	Semien
Procédure de Buishand	Seuil d'acceptation	0.05	0.05	0.05	0.05
Procédure de Pettitt	probabilité de dépassement	0.0038	0.0262	0.0786	0.0542
Procédure de Lee et Heghinian	Probabilité à posteriori maximale	0.2847	0.7719	0.1126	0.282
Segmentation de Hubert	seuil d'indépendance des résidus	0.05	0.05	0.05	0.05

Tableau II.5: Probabilités afférentes à l'application des tests sur le débit moyen annuel.

Le Tableau ci-dessus indique les conditions d'application des méthodes de détection de rupture aux séries de débits moyens annuels. Avec la procédure de Pettitt, les probabilités de dépassement restent inférieures à 0.1, ce qui nous amène à accepter la présence d'une rupture dans les séries de modules observées aux stations de base. Certaines valeurs indiquées dans le tableau ne correspondent pas à la probabilité que l'hypothèse d'un changement soit vraie, mais elles nous fournissent un détecteur sensible qui nous indique, suivant la méthode, le moment le plus probable d'une rupture ou la consistance de la segmentation. Les résultats de localisation d'une rupture de la moyenne sont regroupés au tableau ci-après. L'ensemble des méthodes localise la rupture au même moment pour un échantillon donné. Le tableau II.6 présente également des caractéristiques des deux sous-séries obtenues. On notera que les résultats du test F sont conformes à l'hypothèse d'égalité des variances que supposent toutes les approches. Les figures qui suivent permettent de visualiser la probabilité que le changement de moyenne se situe au moment τ à Bafingdala selon les procédures de Buishand (seuil de 5%) et

de Lee et Heghinian. Pour cette dernière, la pointe est bien observée et n'est pas accompagnée d'autres pics. D'autres illustrations de ces deux méthodes sont données en annexe n°2.8.

Deux principales observations émergent de ces résultats:

- Une rupture localisée dans le voisinage de l'année 1970 (1969-70 pour Semien et Bafingdala, 1971-72 à Aniassué-pont et 1968-69 à Nzianoa) est commune aux quatre fleuves étudiés. Sous l'hypothèse de représentativité régionale de ces bassins, cette singularité correspond à un phénomène commun à la zone étudiée. Ces résultats sont en accord également avec la plupart des travaux réalisés dans la zone Soudano-Sahélienne [Sircoulon, 1987; Hubert et al., 1989]. Il ressort alors que cette perturbation est générale et est liée à un phénomène global de modification climatique en Afrique de L'Ouest.

Station	Comoë à Aniassué-pont	Bafing à Bafingdala	Nzi à Nzianoa	Sassandra à Semien
Année de rupture	1971	1969	1968	1969
Sous-série 1 Moyenne en m^3/s	266.79	72.05	102.58	259.01
Ecart type en m^3/s	118.19	9.1	68.58	65.78
Sous-série 2 Moyenne en m^3/s	117.43	50.9	50.45	184.7
Ecart type en m^3/s	63.4	12.06	28.54	42.5
Variation relative de moyenne	-0.56	-0.294	-0.508	-0.287
Test F	1.864	1.325	2.403	1.548

Tableau II.6: Localisation et caractéristiques des sous-séries

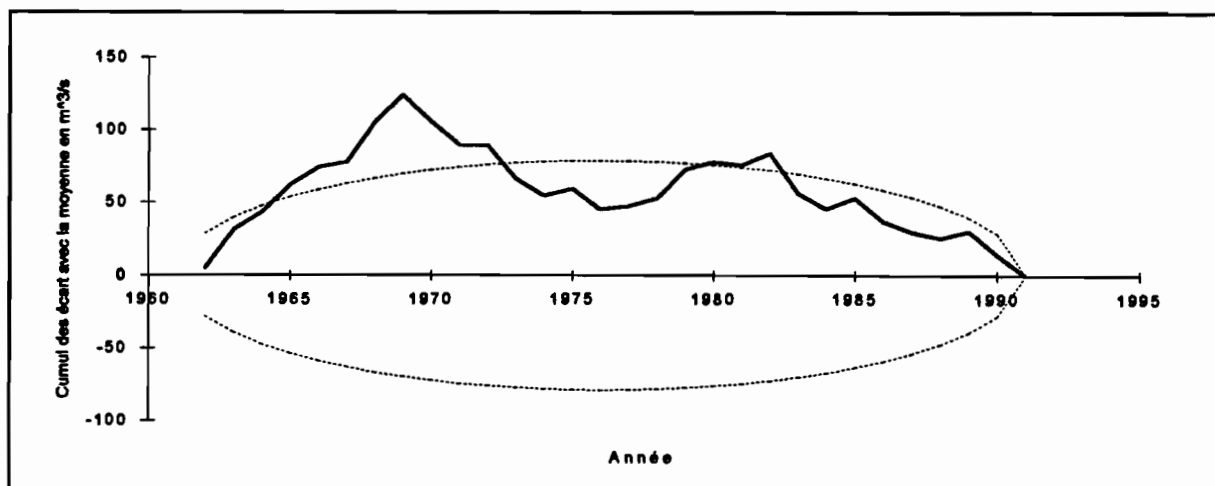


Figure n°2.16: Ellipse de contrôle (procédure de Buishand) sur les débits annuels observés à Bafingdala à 5%.

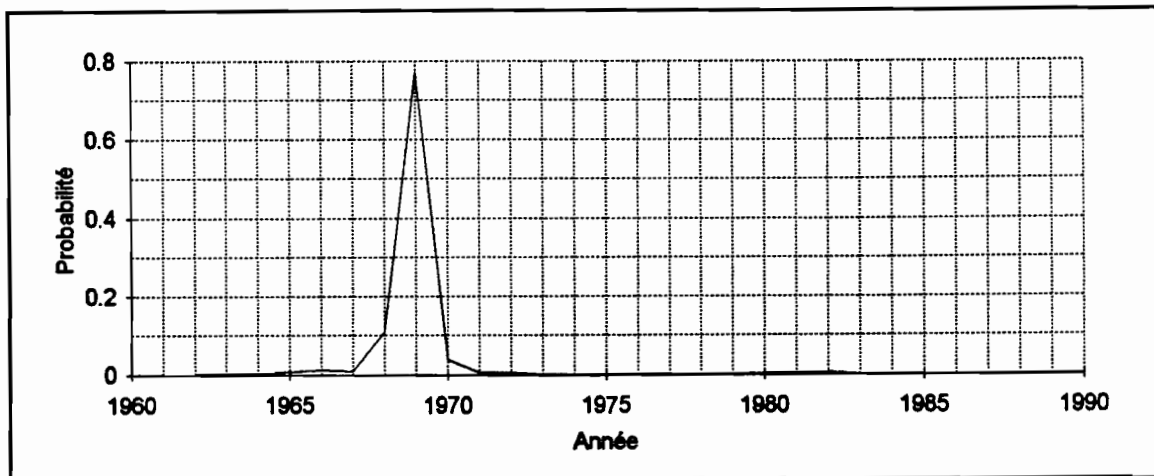


Figure n°2.17: Probabilité que le changement de moyenne se situe au moment τ (procédure de Lee et Heghinian) sur les débits annuels observés à Bafingdala

- La variation de moyenne entre les deux sous-séries obtenues par partition des séries initiales est décroissante. L'avant dernière ligne du tableau ci-dessus traduit cet état de fait et confirme, par la même occasion, la tendance à la baisse des écoulements annuels. En outre, suivant le critère de validité d'une segmentation dans la procédure de Hubert [Hubert et al., 1989], on est amené à rejeter l'hypothèse d'égalité des moyennes. Ce test est en accord avec les fortes valeurs de l'écart relatif observées. Cette variation est, par contre, moins forte sur le grand bassin du Sassandra. On peut trouver une explication dans l'appartenance de la seule véritable zone montagneuse du pays à ce bassin. Autrement dit, les précipitations orographiques seraient moins perturbées par la nouvelle phase climatique qui semble s'installer dans la région.

3.2.1 SERIES DE DEBITS CARACTERISTIQUES

Comme précédemment, il est question de localiser le ou les moments de forte probabilité de rupture. Ces applications concernent les débits caractéristiques d'étiage, de crue et le débit médian. Bien que les premiers traitements de ces variables aient concerné une période de cinq ans, elles sont afférentes, ici, à une année. Là encore, nous procédons à la vérification du caractère aléatoire, puis à l'ajustement de loi théorique des séries et enfin à la mise en oeuvre des tests de rupture.

Afin de vérifier le caractère aléatoire des valeurs des séries, le test de corrélation sur le rang [Iccare n°3, 1994] est appliqué. Le caractère aléatoire d'une série de débit caractéristique, par exemple le débit médian, traduit l'indépendance du débit médian de l'année i vis à vis de celui de l'année $i+1$. Alors qu'aucune raison physique ne justifie, à l'état actuel de nos connaissances, la dépendance des séries traitées, les essais soutiennent l'hypothèse de

dépendance dans une forte proportion. En effet, l'hypothèse nulle est rejetée dans 58% des cas au seuil de 5%. Dans certains cas, ce rejet est très limite. Les séries de débits caractéristiques de crue présentent le plus grand nombre d'acceptation du caractère aléatoire pour ce seuil.

Avec les modules annuels, nous avons ajusté les observations à des lois de la famille des lois normales. Ce n'est certainement pas le cas des débits caractéristiques d'étiage et de crue. Il est plus juste de les ajuster respectivement à la loi de Weibull et à la loi de Jekinson [Lubes et al, 1994]. Cependant, pour rester en conformité avec les conditions d'application des tests paramétriques présentés, les ajustements ont concerné des lois normales. Ils sont acceptables au seuil de 5% pour le DCC et le DC6 sur toutes les stations sauf pour cette dernière variable à Nzianoa. L'adéquation des séries de débits caractéristiques d'étiage aux lois normales n'est pas suffisante. On n'a donc pas appliqué à ces séries les tests de Buishand et de Lee et Heghinian qui supposent une distribution normale de la variable. Dans l'ensemble les procédures de Pettitt et de Hubert ont été les plus utilisés. Nous présentons les résultats de leurs applications dans les tableaux suivants. Les variations relatives $\frac{(x_2 - x_1)}{x_1}$ concernent les moyennes des deux échantillons de la variable étudiée limités par la date de rupture.

Variable	Station	Aniassue-pont	Bafingdala	Nzianoa	Semien
DCE	année de rupture	1958	1970	1970	1972
	variation relative de la moyenne.	-7.50E-01	-6.22E-01	-8.08E-01	-3.14E-01
DC6	année de rupture	1969	1969	1968	1969
	variation relative de la moyenne.	-6.84E-01	-3.95E-01	-6.79E-01	-4.02E-01
DCC	année de rupture	1971	1969	1973	1971
	variation relative de la moyenne	-5.44E-01	-2.48E-01	-3.63E-01	-2.14E-01

Tableau II.7: Année de rupture et variation relative de moyenne de débits caractéristiques selon la procédure de Hubert

Variable	Station	Aniassue-pont	Bafingdala	Nzianoa	Semien
DCE	année de rupture	1971	1972	1971	1972
	probabilité	3.03E-05	1.92E-03	4.90E-03	5.44E-03
DC6	année de rupture	1969	1972	1969	1969
	probabilité	1.20E-04	4.30E-03	6.35E-03	9.53E-04
DCC	année de rupture	1971	1969	1973	1971
	probabilité	4.59E-04	1.22E-01	2.00E-01	1.26E-01

Tableau II.8: Moments probables de rupture et probabilité selon la procédure de Pettitt.

Les ellipses de contrôle de la procédure de Buishand identifient le moment de rupture au seuil de 10% pour l'ensemble des séries satisfaisant aux conditions d'application. On note, cependant, un aplatissement des courbes de cumul d'écart avec la moyenne. Cet étalement à la pointe traduit certainement une phase transitoire dans le changement climatique en ce qui concerne les variables étudiées. Dans cette phase, les valeurs observées restent proches de la moyenne interannuelle. Selon cette procédure, les ruptures sont intervenues dans le voisinage de l'année 1970 (1969 et 1971 pour le DC6 et le DCC à Aniassué-pont et à Semien, 1969 et 1972 pour le DCC et le DC6 à Bafingdala et 1973 à Nzianoa). Ces moments de rupture sont proches des résultats du test de Lee et Heghinian. Pour ce dernier, les probabilités à posteriori du changement de moyenne au moment τ sont presque nulles sauf dans un intervalle de longueur dix ans centré sur la date de rupture. Il n'y a qu'à Nzianoa où l'on relève une courbe de probabilité de changement en fonction de l'époque plus évasée. La figure ci-dessous en donne l'illustration. En effet, on assiste à un pic en 1984 qui pourrait aboutir sur un maximum après 1984 si l'on disposait de données au-delà de 1985. Ceci est cohérent avec le fait que l'année de rupture supposée par la procédure de Pettitt n'est pas acceptée au seuil de 10% (voir tableau II.8). Certains auteurs [Bruneau et al., 1983] trouvent là une conséquence d'une modification de la variance. L'écart maximal observé dans la date de rupture pour le débit dépassé ou égalé six mois dans l'année avec la segmentation des séries de débits annuels est de deux ans. Cette concordance peut être liée à la proximité du débit médian et du module.

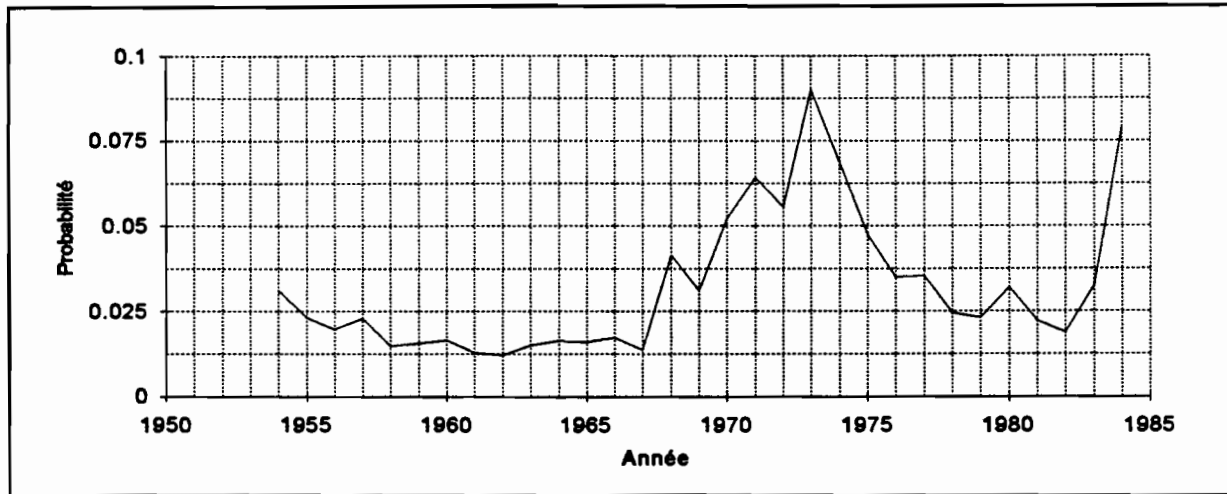


Figure n°2.18: Probabilité que le changement de moyenne se situe au moment τ (procédure de Lee et Heghinian) sur les DCC transformés à Nzianoa.

En revenant aux tableaux II.8 et II.7, on constate, à l'exception du DCE à Aniassué-pont, que la procédure de Hubert localise un peu plutôt le moment de rupture par rapport au test de Pettitt. Elle est, par contre, en concordance avec la localisation opérée par la méthode de Lee et Heghinian. Les segmentations présentées sont à l'ordre 2. La rupture est localisée en 1958 sur la série de DCE à Aniassué-pont. Ce moment est très éloigné de la date proposée par la procédure de Pettitt qui est plus proche de la rupture observée sur la série de modules. A l'ordre 3, on obtient les périodes suivantes: 1954-56, 1957-71 et 1972-85. Si nous fusionnons les deux premières périodes à cause de la durée de la première, les résultats deviennent analogues à ceux développés par la procédure de Pettitt. Cette tentative pose le problème de la signification physique de l'ordre de la segmentation. Il faut également souligner que les écarts relevés avec la procédure de Pettitt peuvent aussi être attribués à la puissance des tests non-paramétriques.

Par ailleurs, on assiste à une moindre variation relative de la moyenne entre les sous-séries de débits caractéristiques de crue sur toutes les stations. On peut penser que les crues sont moins perturbées que les autres débits caractéristiques.

4 CONCLUSION

L'analyse de l'évolution de débit dans le temps s'est effectuée en plusieurs étapes. La première échelle concernée a été annuelle. Elle a permis d'étudier le comportement statistique des débits annuels et d'autre part d'identifier une tendance à la baisse des écoulements sur les quatre fleuves étudiés. Il apparaît que les séries de débits annuels présentent une rupture de moyenne. La mise en oeuvre de méthodes de détection de rupture a localisé le moment le plus

probable de rupture. La conclusion qui s'impose à la suite de ces essais est une modification de moyenne que l'on peut attribuer à la mise en place d'une nouvelle phase climatique ressentie par le débit annuel dans les environs de l'année 1970.

Dans un souci d'améliorer la gestion des réservoirs, cette analyse a été reprise à des échelles de temps plus fines. Elle a concerné des débits journaliers et l'écoulement sur une période dite de hautes eaux. On retiendra du traitement des débits journaliers à date fixe que les observations faites au mois d'Août appartiennent à la même population parent. Les moyennes et écarts types issus des sous-séries des débits journaliers observés les 15 Juillet, les premiers et les 15 Août, et les premiers Septembre ne sont pas significativement différents. Ce qui nous laisse croire que l'on peut accepter les règles de gestion établies à partir des données enregistrées entre l'origine des observations et 1969 en ce qui concerne le remplissage des réservoirs. Quant à la période dite des hautes eaux, les sous-séries extraites de la série des débits journaliers observés le premier jour de la période ne sont pas issues au seuil de 5% de la même population. On en déduit que les basses eaux sont plus longues après 1970 ou que les remontées de débits sont plus tardives après cette date. Pour les observations de fin et mi-période, on n'a pas de raison de rejeter dans l'ensemble l'hypothèse de l'identité des distributions empiriques. Aucune tendance n'a été décelée sur l'évolution du débit moyen de cette période. Il est apparu néanmoins que les moyennes de sous-séries issues d'une partition des séries initiales à partir d'une date supposée de rupture sont statistiquement différentes. Ce constat est aussi valable pour les séries de débits journaliers à date fixe. En ce qui concerne les débits caractéristiques, on arrive à localiser les moments probables de rupture. Une fois de plus, les dates supposées de rupture sont dans le voisinage de l'année 1970. Mais, il existe des différences de dates de rupture d'une méthode à une autre.

Compte tenu de la continuité des débits, la prise en compte de la forme des hydrogrammes paraît indispensable pour cerner la tendance du régime des cours d'eau.

TROISIEME PARTIE

TROISIEME PARTIE

Selon une idée fort répandue, la baisse des écoulements s'accompagne d'une modification du régime des cours d'eau. Cette dernière partie de notre travail est consacrée à la vérification de ce changement. Une place importante est accordée, dans cette étude, à la succession des débits journaliers dans l'année. Dans une première phase, nous donnons un aperçu de leur variation à l'échelle de l'année. Une tentative d'inventaire des particularités de ces hydrogrammes annuels termine cette phase. Ensuite, nous reprenons quelques points particuliers des représentations graphiques. Dans l'ensemble, l'objectif de cette troisième partie est d'identifier éventuellement un décalage des crues dans le temps, une modification des caractéristiques des hautes eaux et des phénomènes de décrue et enfin un renforcement des étiages.

1 FORME DES HYDROGRAMMES ANNUELS

Après avoir relevé les tendances de quelques débits particuliers, nous nous proposons d'analyser l'allure des hydrogrammes annuels. Cette analyse tente de dégager les caractéristiques des hydrogrammes annuels observés aux stations de base. Ces éléments sont par la suite repris pour détecter d'éventuels changements des allures.

1.1 HYDROGRAMMES ANNUELS

A la section 1.4 de la première partie, nous avons indiqué que les grands fleuves de la Côte d'Ivoire coulent du Nord vers le Sud et subissent dans des proportions variables l'influence de plusieurs régimes climatiques. Aucun des bassins versants retenus dans cette étude n'est soumis totalement à l'influence d'un seul régime pluviométrique. L'allure de leurs hydrogrammes annuels ne correspond pas exactement à la description faite dans la première partie. Il n'est pas aussi aisé de la caractériser en terme de saison. Une des difficultés majeures réside dans la définition des saisons. Pour notre part, nous préférons faire allusion à la monotonie des hydrogrammes pour décrire les phases observées dans l'année.

Pour l'ensemble des stations retenues, les courbes chronologiques annuelles des débits journaliers ont été tracées. Une allure proche du régime pluvial tropical [Rémériéras, 1972] se dégage globalement des 125 hydrogrammes annuels. On peut dénombrer quatre phases principales à partir de la monotonie. La première phase correspond à une décroissance des débits journaliers dont la durée fluctue avec l'année et la station. A Aniassué-pont par exemple,

elle se déroule essentiellement sur les deux premiers mois de l'année avant 1968 et se prolonge après 1968 au-delà du mois de Mars. La deuxième phase très complexe est une succession de pics et de creux. Ces pics ne paraissent pas toujours négligeables devant le maximum annuel. La figure ci-dessous en donne une illustration. On remarquera le faible écart entre la pointe de Juin et le maximum annuel qui est observé en Octobre. Cette phase présente également des montées brusques. Le débit augmente souvent d'une échelle logarithmique d'un jour à l'autre (cf. figure n°3.1). Cette période est suivie d'une phase à monotonie croissante plus régulière qui s'achève par un palier. La dernière phase correspond à un phénomène de décrue plus ou moins régulière.

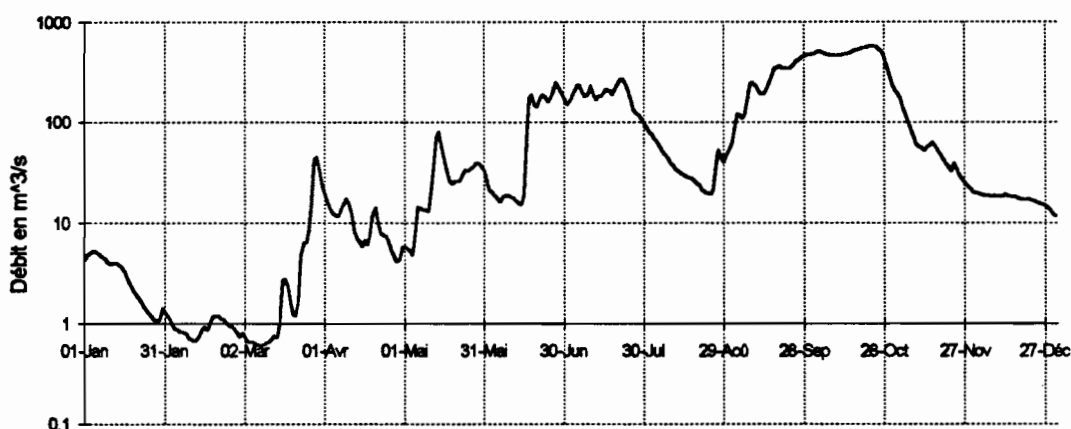


Figure n°3.1: Hydrogramme annuel à Nzianoa en 1959

A la figure n°3.2, nous avons représenté la date d'occurrence de la pointe annuelle suivant les années à Nzianoa. Mise à part la période 1962-1970 où la pointe se produit entre le 20 Septembre et le 18 Novembre, on assiste à une forte fluctuation d'une année sur l'autre de la date d'occurrence de la pointe annuelle. Ces fluctuations sont moindres à Aniassué-pont, Bafingdala et à Semien. A l'exception de Bafingdala, les dates d'occurrence de la pointe n'indiquent pas une tendance. Sur le plus petit bassin (Bafingdala), il se trouve que la pointe est de plus en plus observée entre le mois d'Août et le mois de Septembre. Les pointes se produisent sur un intervalle de 4.5 mois du 4 Juin au 18 Novembre. A Semien, Bafingdala et Aniassué-pont, on note respectivement du 9 Août au 22 Octobre, du 4 Août au 2 Novembre et du 24 Juin au 13 Novembre. L'époque du maximum des hautes eaux se déplace donc sensiblement d'une année à une autre suivant le caprice de la répartition spatio-temporelle de la pluie. En effet, les bassins retenus reçoivent des précipitations du mois d'Avril au mois d'Octobre par intégration de l'ensemble des régimes pluviométriques qui les influencent. Ainsi,

l'apparition de la pointe en Juin est liée à la relative importance des pluies provenant du climat équatorial de transition atténué par rapport à celles tombées sur la partie Nord des bassins.



Figure n°3.2: Courbe de variation de la date d'occurrence de la pointe à Nzianoa

1.2 HYDROGRAMMES ANNUELS MOYENS

La comparaison de plus de trente représentations graphiques, comme celle de la figure n°3.1, n'est pas aisée. En effet, chaque courbe intègre les particularités des différents facteurs influençant l'écoulement dans l'année, ce qui rend difficile l'interprétation globale des allures observées et ne facilite pas, par la même occasion, l'appréciation d'une éventuelle tendance. Pour s'affranchir de cette difficulté majeure, on se propose de suivre la chronologie de débits journaliers moyens calculés sur des "périodes de 10 ans". On retrouve ainsi, comme à l'analyse des débits caractéristiques de crue et d'étiage, les hydrogrammes annuels moyens des décennies 1950, 1960, 1970, 1980 et 1990 dans la mesure des données disponibles. Nous disposons de ce fait de quatre hydrogrammes annuels moyens pour chaque station. Cette option réalise un lissage des hydrogrammes annuels.

A l'analyse de ces représentations, il ressort:

- une atténuation dans le temps de la pointe annuelle moyenne. Cette sensible décroissance est commune aux quatre stations de base. Les déplacements de la date d'occurrence de cette pointe sont très faibles. On la retrouve au mois de Septembre ou d'Octobre. Ces deux mois sont précédés, à Aniassué-pont et à Nzianoa particulièrement, par une période de fortes fluctuations du débit journalier moyen qui peut débuter au mois de Mai. A Nzianoa, soumis en partie à un régime équatorial de transition, notamment, cette dernière période présente en moyenne un débit comparable à celui de la zone autour de la pointe. Ce débit moyen diminue dans le temps et la période présente de plus en plus de pics brusques pour

avoir un impact significatif sur la moyenne. Selon les résultats sur la recherche du centre d'inertie des hydrogrammes moyens, il n'y a pas globalement de déplacement des jours les plus

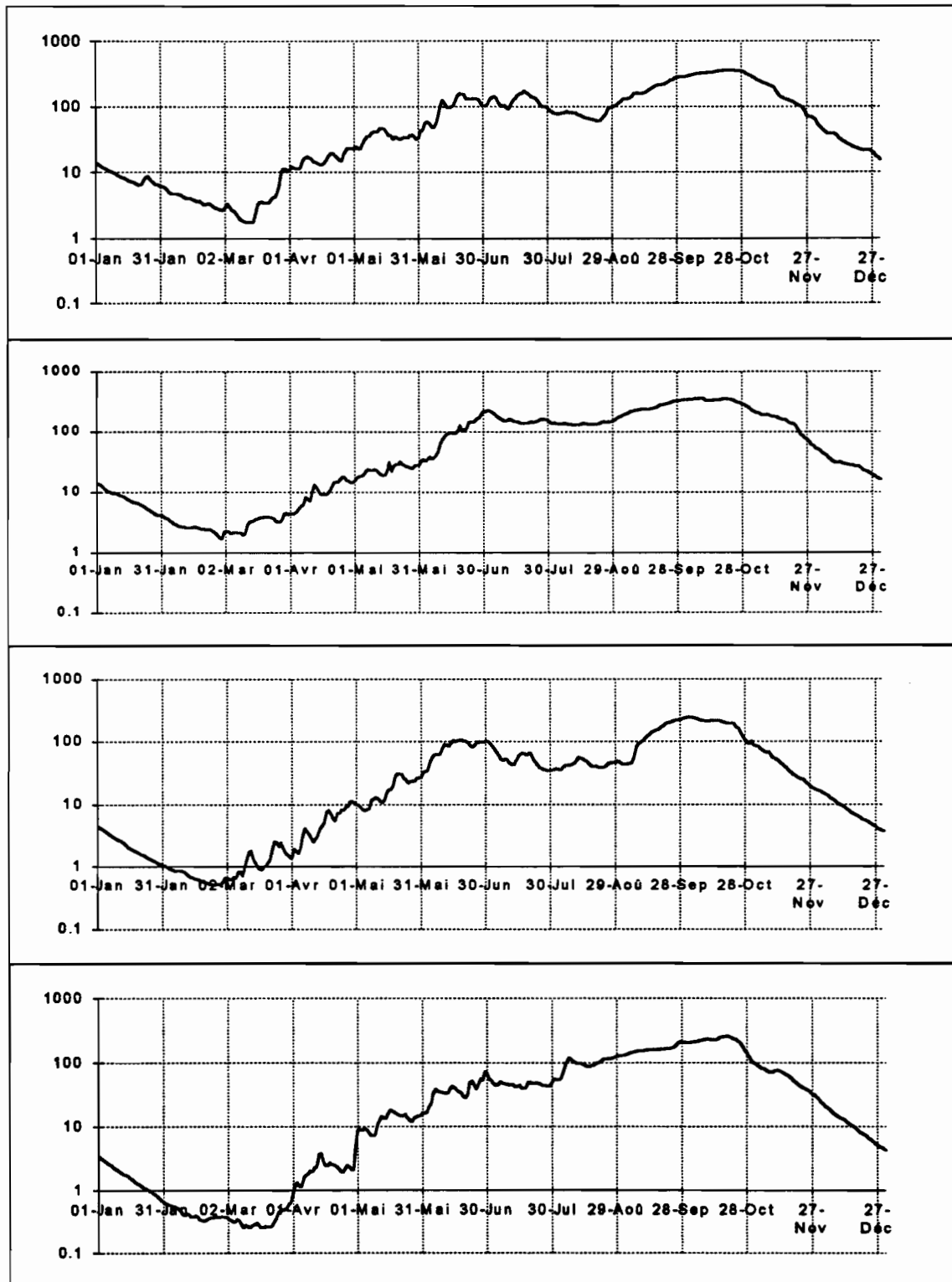


Figure n°3.3: Hydrogrammes annuels moyens à Nzianoa sur les périodes 1954-1959
1960-1969, 1970-1979 et 1980-1985 (du haut vers le bas)

abondants en écoulement. Ce fait est cohérent avec le déplacement de la date de la pointe d'une année "moyenne" à une autre. Le tableau III.1 indique une faible variation du centre

d'inertie, défini par le barycentre des jours de l'année affectés de leur débit journalier, d'une période à une autre. Dans l'ensemble, il se situe entre le 20 Août et le 17 Septembre. Vu le nombre d'observations précédant le centre de gravité, le volume d'eau écoulé après cette date est plus important qu'avant cette date dans l'année "moyenne".

Station	Période 1	Période 2	Période 3	Période 4
Aniassué-pont	17 Septembre	15 Septembre	15 Septembre	15 Septembre
Bafingdala	25 Août	24 Août	27 Août	20 Août
Nzianoa	8 Septembre	7 Septembre	3 Septembre	13 Septembre
Semien	27 Août	31 Août	30 Août	27 Août

Tableau III.1: Centre de gravité des séries annuelles moyennes de débits journaliers.

- Une sévérité des étiages. En effet, on assiste d'une part à une baisse notable du minimum des débits journaliers calculés sur les années "moyennes" de décennie et d'autre part à une prolongation de la période des basses eaux. A Nzianoa par exemple si nous nous fixons arbitrairement le seuil de 10 m³/s pour les basses eaux, on note (cf. figure n°3.3) que cette valeur n'est pas atteinte avant le mois de Mai pour les décennies 1980 et 1970. Pour les deux premières décennies, cette situation prend fin à la mi-Avril alors qu'elle n'est pas vécue dès les premiers jours de l'année.

- deux phases de décroissance du débit journalier moyen: l'une en début d'année et l'autre après les hautes eaux. La première semble être un prolongement du tarissement entamé l'année précédente. Avec l'échelle adoptée, l'hydrogramme présente une allure rectiligne après la crue. Autrement dit, la décrue peut être représentée par une fonction exponentielle décroissante dans le temps. Le coefficient de décrue est abordé au paragraphe suivant.

Afin de rendre compte d'une éventuelle modification dans les phénomènes de décrue, on se propose de représenter par une équation la partie de l'hydrogramme correspondant à la seconde phase de décroissance. Partant de l'observation des hydrogrammes en coordonnées semi-logarithmiques, nous avons opté pour une fonction exponentielle de la forme $Q_t = Q_0 e^{-at}$ où a est le coefficient de décrue et t l'instant. Le tableau III.2 présente les valeurs du coefficient de décrue a estimé, du coefficient de détermination R^2 et la variable t de Student observée caractérisant la qualité de l'ajustement. Il apparaît d'une part que les coefficients de régression sont significativement différents de zéro et d'autre part que les régressions sont acceptables. Avec ce tableau, on constate que le minimum du coefficient de décrue est obtenu à la période 3 c'est à dire sur la période 1970-1979 à Semien, Nzianoa et Aniassué-pont. A

Bafingdala, elle correspond à la période 1980-89. Toutefois, le minimum sur cette station est proche de l'estimation de ce coefficient sur la période 1970-1979. A l'exception de ce bassin (le plus petit des bassins retenus), on assiste à la mise en place de décrues plus rapides.

Période	Paramètre	Bafingdala	Semien	Nzianoa	Aniassué-pont
1	a (jour ⁻¹)	-0.022	-0.025	-0.037	-0.038
	t observé	82.5	50.4	28.9	73.1
	R ²	0.99	0.96	0.9	0.98
2	a (jour ⁻¹)	-0.025	-0.025	-0.038	-0.0405
	t observé	121.5	93.1	35.4	90
	R ²	0.99	0.99	93.15	0.99
3	a (jour ⁻¹)	-0.026	-0.029	-0.051	-0.048
	t observé	91.1	109.7	72.44	128.1
	R ²	0.99	0.99	0.98	0.99
4	a (jour ⁻¹)	-0.019	-0.028	-0.047	-0.048
	t observé	31.6	128.58	44.5	88.1
	R ²	0.92	0.99	0.96	0.99

Tableau III.2: Essais d'approximation de la courbe de décrue des hydrogrammes annuels moyens

Les bornes de l'intervalle de confiance bilatéral du paramètre a ont été évaluées au niveau 5%. Pour chaque station, ces intervalles ne présentent pas d'intersection. Ce constat reste valable lorsque l'on considère les intervalles de confiance deux à deux. On est donc amené à rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients de décrues au seuil de 5%. Il vient que la variation d'eau accumulée dans les bassins étudiées après la fin de la pluie a été perturbée. Autrement dit, la réponse des caractéristiques physiques vis à vis du volume d'eau "retenu" sur les bassins a suivi, statistiquement, une modification globale.

1.3 DISPERSION DANS LES SERIES ANNUELLES

Il s'agit de suivre pour chaque année l'évolution de la dispersion des débits journaliers autour du module. Cette dispersion est tout d'abord approchée au moyen de l'écart quadratique moyen calculé sur les données journalières pour une année donnée.

Les représentations graphiques de l'écart type dans le temps (cf. Annexe n°3.1) donnent des allures identiques à celles observées avec la variation temporelle du module. On note le minimum de l'écart type en 1983 quelle que soit la station étudiée, le maximum en 1957 à Semien et en 1968 à Nzianoa et Aniassué-pont, une tendance à la baisse peu marquée à Bafingdala, etc.. Par contre, cette dernière station présente le maximum de l'écart type en

1963. Toutefois, le pic de 1968 est proche du maximum absolu. Les pics importants se font également rares après 1970 sur les grands bassins. En somme, on retrouve les remarques faites à l'analyse de l'évolution des modules. Il ne faut pas perdre de vue que l'écart type n'est pas adimensionnel mais demeure un descripteur de la dispersion des séries. C'est pourquoi nous lui préférons pour la suite le coefficient de variation.

Le coefficient de variation pour une année donnée est défini par le rapport de l'écart type calculé sur les débits journaliers observés cette année et du module de cette même année. Il n'est pas influencé par l'échelle et constitue un indicateur de la dispersion des séries de débits journaliers. L'observation dans le temps de ce paramètre montre une tendance à Bafingdala, Semien et Nzianoa. A Aniassué-pont par contre, aucune tendance ne se dégage. On y observe une forte fluctuation du coefficient de variation d'une année sur une autre. Ceci est probablement lié à la plus forte variation du débit journalier sur les grands bassins au cours de l'année. Contrairement à l'écart type, les extrema du coefficient de variation ne sont pas rencontrés à la même époque sur toutes les stations. Le simple cumul du coefficient de variation présente cependant le minimum en 1958 à Nzianoa et à Aniassué-pont, en 1955 à Semien et en 1972 à Bafingdala. On assiste à une croissance régulière du simple cumul après 1972 à Bafingdala, 1969 à Semien et 1968 à Nzianoa. L'évolution du simple cumul du coefficient de variation à Aniassué-pont est par contre plus perturbée et la croissance après 1961 moins bien tranchée; elle est particulièrement faible à cette station. Dans tous les cas, ces dernières dates peuvent être assimilées à des périodes de rupture aux stations respectives. La tendance observée correspond alors à une hausse du coefficient de variation. On en déduit une augmentation de la dispersion des débits journaliers autour de la moyenne au fil des années.

Les estimations de date de rupture qui viennent d'être établies ne s'éloignent pas considérablement des résultats de l'application des tests de rupture. Les méthodes mises en oeuvre sont des tests non paramétriques: segmentation de Hubert et procédure de Pettitt. Il ne nous semble pas justifié d'ajuster aux séries de coefficients de variation des lois de la famille des lois normales. L'application de ces deux méthodes à Aniassué-pont ne détecte pas de rupture significative mais le moment le plus probable de rupture se situe en 1969. A Bafingdala, la segmentation de Hubert donne les périodes suivantes: 1962-1972 et 1973-1991; soit une rupture en 1972. Selon la procédure de Pettitt, cette rupture n'est pas significative. Une rupture est bien détectée et localisée respectivement aux stations de Nzianoa et de Semien en 1968 et en 1969 par les deux approches. Pour ces deux stations, Les ruptures détectées

dans les séries de coefficients de variation sont intervenues aux mêmes moments que dans les séries de module. Il faut souligner que le paramètre coefficient de variation n'est pas exempt de critique. Il reste sensible aux valeurs extrêmes des échantillons.

2 POINTS EXTREMES DE L'HYDROGRAMME ANNUEL

Ce chapitre est consacré à l'analyse des extrema annuels des séries de débits journaliers aux stations retenues. Vu la forte variation d'une année à une autre des pics et creux, les traitements ont concerné l'écoulement sur la période entourant les valeurs maximale et minimale. Il a été décidé d'abord d'étudier les hautes et les basses eaux sans accorder une large importance à leur date d'occurrence. Deux volets sont abordés. Le premier traite d'une modification éventuelle de la crue annuelle. Le second volet concerne la tendance des étiages.

2.1 CARACTERISATION ET TENDANCE DES HAUTES EAUX

Ce volet s'intéresse d'une part à la forme et à la valeur de la crue annuelle et d'autre part à un décalage éventuel des crues dans le temps. Ces éléments sont appréhendés au moyen du maximum sur l'année du débit journalier moyen calculé sur n jours consécutifs (VCX_n ; $n=5, 10, 20$ et 30 jours). Comme à la deuxième partie, on procède par l'étude de l'évolution dans le temps de ces variables ou d'autres variables obtenues à partir de celles-ci avant de rechercher d'éventuelles singularités.

2.1.1 EVOLUTION DES VCXN

Les variables étudiées sont les maxima de débits journaliers moyens calculés sur 5, 10, 20 et 30 jours consécutifs. Elles donnent le volume d'eau maximum écoulé sur ces nombres de jours au cours de l'année. Pour les régimes hydrologiques à une saison de hautes eaux, ces maxima sont observés dans cette saison. En annexe n°3.2, nous présentons les courbes d'évolution de ces variables. On note une légère supériorité du maximum du débit journalier moyen calculé sur 5 jours consécutifs par rapport aux estimations sur 10, 20 et 30 jours de la même variable. On en déduit que la pointe ne présente pas un palier étendu sur 10 jours. Le pic annuel est également accompagné d'une décroissance douce ou du moins aucune montée significative n'est observée dans un rayon de 29 jours autour du pic annuel.

En comparant ces graphiques aux allures du module aux stations respectives dans le temps, on relève une similitude des formes. Dans l'ensemble, les pics des graphiques d'évolution de VCX_n apparaissent à la même date que ceux du module. Mais, l'importance de

ces pics subit une modification. C'est le cas notamment du pic de 1965 observé sur le module à Aniassué-pont qui ne semble pas se reproduire sur les VCXn observés sur cette station. Quels que soient la variable et la station considérées, le minimum est observé en 1983. La date d'occurrence du maximum varie d'un bassin à un autre. Il est apparu en 1954 pour les VCXn à Aniassué-pont et 1964 sur les mêmes variables à Bafingdala. Semien et Nzianoa présentent ce maximum à la même année que leur module c'est à dire 1957 et 1968 respectivement. On est amené à penser que le module n'est pas lié à la seule contribution de l'écoulement maximal observé sur 30 jours consécutifs dans l'ensemble. Autrement dit, le volume écoulé en une année ne peut pas être estimé à partir seulement de l'écoulement observé sur 30 jours.

De l'observation des représentations dans le temps du VCXn, il ressort une similitude de leur allure pour une station donnée et une sensible tendance à la baisse de ces variables. La rupture peut être localisée en 1972 à Semien, en 1971 à Aniassué-pont et en 1970 à Nzianoa. A Bafingdala, on peut identifier trois périodes dont les limites se situent en 1971 et 1975. Dans la deuxième période, on assiste à la mise en place d'un palier à mesure que le nombre de jours pris en compte dans l'estimation du débit journalier moyen augmente. L'application de méthodes de rupture permet d'identifier ces ruptures de façon plus objective.

Les résultats de mise en oeuvre du test de corrélation sur le rang sont beaucoup mitigés. Seulement, les observations des séries de VCX30 à Bafingdala, VCX20 à Semien et tous les VCXn à Nzianoa ont été reconnues aléatoires au seuil de 5%. L'ajustement des séries de VCXn aux lois normales a donné des résultats acceptables bien que certaines ne vérifient pas le caractère aléatoire. Le critère du χ^2 est compris entre 0.55 et 8. Au seuil de 5% ($\chi^2_{théorique} = 7.81$), nous acceptons l'hypothèse d'une distribution normale des séries de VCXn sauf pour les séries de VCX5 et VCX20 à Semien. Pour ces dernières, une transformation logarithmique des valeurs est adoptée. Malgré ce fait, nous appliquons systématiquement les méthodes de détection de rupture à l'ensemble des séries étudiées.

Quelle que soit la méthode mise en oeuvre, les séries de VCXn (n=5, 10, 20 et 30) observées à Semien et à Aniassué-pont présentent le moment le plus probable d'une rupture en 1971. Rappelons que cette date a été acceptée comme le moment le plus probable de rupture pour l'ensemble des tests sur la série de modules observés à Aniassué-pont. Une augmentation de la probabilité du mode (procédure de Lee et Heghinian) par rapport à la série de module est aussi constatée. La rupture de 1971 pour la série de VCX10 et VCX20 à Semien n'est pas jugée significative par le test de Pettitt au seuil de 10%. Mais, la valeur du critère ne s'éloigne

pas énormément du seuil considéré. D'ailleurs, le test de Buishand accepte ces ruptures. A Bafingdala, les probabilités maximales à posteriori diminuent par rapport à la série de module. Et, l'approche de Pettitt n'indique pas la présence d'un changement de moyenne significatif. Les dates supposées de rupture sont, toutefois, détectées par les autres méthodes (test de Buishand, segmentation de Hubert et procédure de Lee et Heghinian). Il s'agit de l'année 1969 pour le VCX5 et VCX10 et de l'année 1968 pour le VCX20 et le VCX30. Pour cette dernière série, le test de Buishand ne diagnostique pas également l'existence d'un changement de moyenne. Les résultats des tests de Buishand et Pettitt sont en accord en ce qui concerne les séries de VCXn observées à Nzianoa. Ils ne traduisent pas l'existence d'une rupture. La procédure de Hubert ne segmente pas non plus la série de VCX10 à cette station. Et, les probabilités à posteriori maximales sont très faibles. Les moments les plus probables de rupture sont 1973 pour le VCX5 et le VCX20 et 1984 pour le VCX30 et le VCX10. Il n'y a donc pas de tendance perceptible sur ces séries de VCXn à Nzianoa.

2.1.2 TENDANCE DE LA FORME DE LA POINTE

Il s'agit d'apporter des éléments de réponse à la question: les formes des crues ont-elles évoluées? Autrement dit, les hydrogrammes sont-ils plus aplatis ou plus pointus en hautes eaux. Pour juger de ces modifications, on s'intéresse à la variation relative entre certaines VCXn. Trois variables sont étudiées à cet effet: $\frac{VCX5 - VCX10}{VCX10}$, $\frac{VCX10 - VCX20}{VCX20}$ et $\frac{VCX10 - VCX30}{VCX30}$. Ces variables se rapprochent de zéro lorsque les pointes sont très aplaties. Il n'est pas aisé de définir une limite au-delà de laquelle on peut considérer l'hydrogramme pointu.

Comme précédemment, l'évolution au fil des années des variables a été suivie à l'aide de représentation graphique. On observe graphiquement (cf. annexe n°3.3) une différence d'allure entre les variables retenues pour une station donnée. Les extrema apparaissent à des dates différentes d'une variable à une autre. Seules les séries de ces variables à Aniassué-pont traduisent une tendance à la hausse. Une illustration est donnée à la figure n°3.4.



Figure n°3.4: Evolution du rapport $\frac{VCX5 - VCX10}{VCX10}$ à Aniassué-pont.

L'analyse statistique des sous-séries obtenues à partir des séries initiales de ces variables (fin de la première sous-série en 1969) conclut à une égalité des moyennes et des variances à Semien, Nzianoa et Bafingdala. Il en est de même de la comparaison par décennie de ces variables. A Aniassué-pont, la moyenne de ces paramètres sur des décennies subit un accroissement dans le temps. La comparaison des sous-séries indiquées à cette station conduit à l'égalité des variances mais à une différence des moyennes au niveau de signification de 5%. L'application des tests de Pettitt et Buishand conduit à localiser le moment de rupture en 1971 au seuil de 10%. Les procédures de Lee et Heghinian et de Hubert donnent des résultats différents. Le moment le plus probable de rupture varie d'une variable à une autre.

On retiendra que la forme des hydrogrammes à la pointe n'a pas subi de modification sur les bassins du Sassandra à Semien, du Nzi à Nzianoa et du Bafing à Bafingdala. Sur le bassin de la Comoë à Aniassué-pont, on assiste à l'avènement d'hydrogrammes plus pointus. Vu la taille de celui-ci, on peut supposer que la forme des pointes a subi une modification sur les grands bassins (superficie supérieure à 69000 Km²).

2.1.3 COMPARAISON DES CRUES DE JUIN ET DE SEPTEMBRE

Nous désignons ici par crues de Juin et de Septembre les crues qui apparaissent respectivement sur les périodes de Juin à Juillet et de Septembre à Octobre. Ces deux périodes sont souvent considérées comme des saisons dans la littérature. A la section 1.1 de cette partie, nous avons fait état de ce que la pointe annuelle était observée grossièrement du mois de Juin au mois de Novembre. Nous y revenons pour tenter de montrer la tendance des crues à apparaître pendant l'une ou l'autre de ces périodes. L'objectif de cette section est d'étudier un

éventuel décalage dans le temps de la crue. Nous procédons à cet effet à l'étude de la variation de VCX_n (débit maximum sur n jours consécutifs) sur les périodes concernées.

L'éventuel rééquilibrage entre les crues est apprécié au moyen des rapports (VCX_n de Juin-Juillet sur le VCX_n de Septembre-Octobre) de VCX_n enregistrés sur ces périodes. Le tableau ci-dessous indique les valeurs extrêmes de ces rapports enregistrées aux stations de base. Il apparaît que les rapports de VCX_n présentent un large domaine de variation. La longueur de l'intervalle de variation est plus considérable à Nzianoa.

Variables	Aniassué-pont		Bafingdala		Nzianoa		Semien	
	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum
rapport de VCX5	0.934	0.024	0.693	0.1	3.177	0.024	0.362	0.067
rapport de VCX10	0.939	0.022	0.64	0.093	4.116	0.024	0.409	0.071
rapport de VCX20	1.017	0.02	0.649	0.106	3.823	0.023	0.645	0.069
rapport de VCX30	1.074	0.018	0.686	0.115	4.205	0.024	0.795	0.074

Figure n°III.3: Valeurs extrêmes des rapports du VCX_n de Juin-Juillet sur le VCX_n de Septembre-Octobre sur la période d'observation

Pour cette station, le tableau ci-dessous indique l'existence d'au moins une année sur la période d'observation pendant laquelle le VCX_n (n=5, 10 et 30) annuel est observé sur la période de Juin à Juillet. Il arrive aussi que la crue de Juin soit négligeable devant la crue annuelle. Ces remarques s'imposent aussi dans une moindre mesure à Aniassué-pont. A Semien comme à Bafingdala, la crue de Juin apparaît secondaire pour les années disponibles. Le maximum des rapports étudiés reste toujours inférieur à 0.8.



Figure n°3.5: Evolution du rapport $\frac{VCX5(\text{Juin})}{VCX5(\text{Septembre})}$ à Aniassué-pont.

La comparaison statistique des deux sous-séries de ces rapports issues de la partition habituelle (rupture en 1969) des séries initiales conduit à l'acceptation de l'hypothèse d'égalité des moyennes au seuil de 5% sur toutes les stations. L'égalité des variances est par contre rejetée à ce seuil à Aniassué-pont et à Nzianoa. Les sous-séries observées après 1970 présentent une plus forte dispersion. La figure précédente en donne une illustration. D'autres représentations graphiques en annexe n°3.1 permettent de visualiser la variation au fil des années des variables étudiées. Il ressort que l'allure des courbes ne varie pas fortement avec le nombre de jours consécutifs considérés. Aucune tendance ne se dessine dans le temps. A en juger par l'évolution de ces variables, aucun décalage dans le temps des crues n'est perceptible. Cette position est réconfortée par les fortes fluctuations de la date d'occurrence de la pointe annuelle (cf. section 1.1 de la même partie).

2.2 ALLURE DES BASSES EAUX

Cet autre volet de l'analyse des points extrêmes de l'hydrogrammes annuel recherche un éventuel changement dans les caractéristiques des basses eaux. Les essais visent à apprécier la rigueur de l'étiage et l'évolution de cette dernière dans le temps. A cet effet, nous faisons appel au minimum du débit moyen sur n jours consécutifs (VCNn) et à des débits caractéristiques d'étiage. La durée dans l'année des basses eaux est également traitée.

2.2.1 MINIMUM DU DEBIT SUR N JOURS CONSECUTIFS

Cette étude est menée à l'échelle de l'année sur les stations de base. Comme nous l'avons déjà dit les hydrogrammes annuels présentent deux périodes de décroissance. La première période observée en début d'année inclut les jours de plus faible débit. Elle peut être localisée grossièrement sur les quatre premiers mois de l'année. Les indices de cette période seront dans la suite le VCN5, le VCN10 et le VCN30. Ils permettent de caractériser les débits d'étiage moyens sur les périodes de 5, 10 et 30 jours.

Soulignons que le Nzi à Nzianoa et la Comoë à Aniassué-pont ont connu des étiages absolus (débit nul) durant la période 1954-85. De plus, le VCN30 a été nul en 1983 et en 1984 sur ces stations. Des étiages absolus ont donc duré sur au moins un mois. A Bafingdala de superficie moindre, aucun tarissement complet n'a été relevé. C'est aussi le cas de Semien où le VCN10 est compris entre $4 \text{ m}^3/\text{s}$ et $53 \text{ m}^3/\text{s}$. On observe que le minimum du VCN10 à Semien est très proche de la moyenne du même indice sur la période d'observation à Aniassué-pont ($4.03 \text{ m}^3/\text{s}$). Cette dernière valeur est aussi inférieure à la moyenne de la même variable à Bafingdala. Dans l'ensemble, les plus faibles valeurs de VCNn sont obtenues à Nzianoa alors que l'on admet très souvent la sévérité des étiages sur les petits bassins. Ce sont particulièrement les stations sur le Sassandra qui n'ont pas connu d'étiage absolu. On peut penser à l'existence d'un réservoir tampon sur ce bassin. Des courbes d'évolution des VCNn en annexe n°3.5 permettent de suivre ces différentes variables.

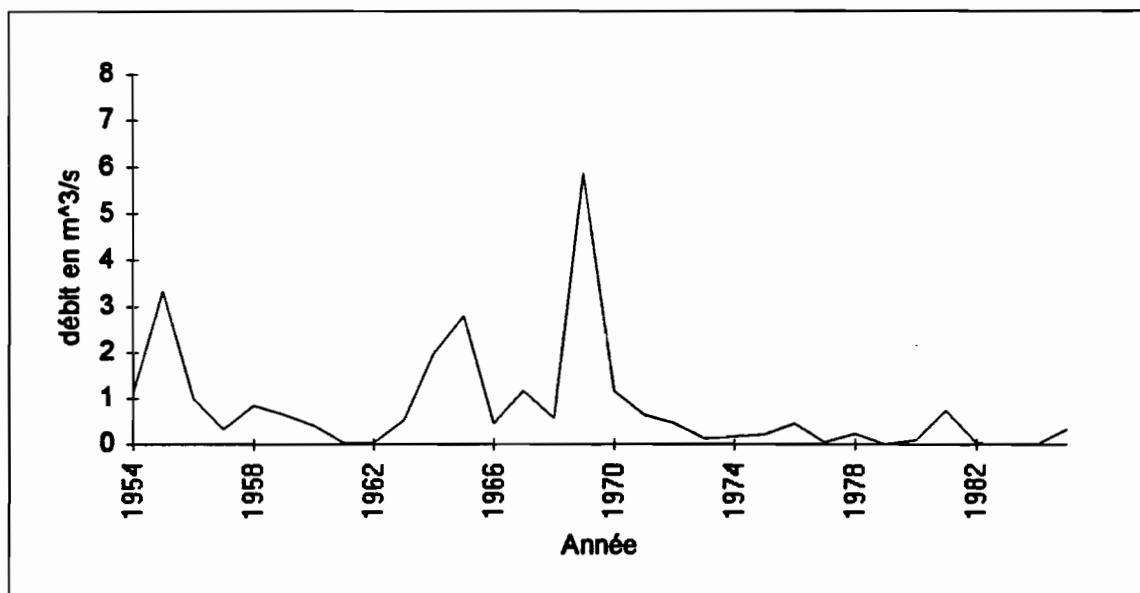


Figure n°3.6: Variation au cours des années du VCN10 à Nzianoa

Ces courbes indiquent une tendance à la baisse des minima de débits sur n jours consécutifs. On note aussi une diminution des moyennes interannuelles des indices par décennies. Le pic de 1969 à Nzianoa provoque le rejet de cette dernière remarque sur cette station. Cependant si l'on subdivise les séries initiales en deux sous-séries à partir de 1970, on aboutit statistiquement à une différence des moyennes des sous-séries. Par ailleurs, l'allure des VCNn à cette station se prête à la définition de trois périodes: les limites étant 1962 et 1970. Cette segmentation peut être appliquée aux autres stations. La tendance à la baisse est beaucoup plus remarquable après 1970. A Aniassué-pont par exemple, le VCN5 reste inférieur à $4 \text{ m}^3/\text{s}$ alors qu'il ne l'était avant qu'en 1962 et 1963.

A l'exception de la station Aniassué-pont, ce diagnostic de la rupture en 1970 est adopté par la segmentation de Hubert à l'ordre 2. A ce niveau de segmentation, la série de VCN30 à Aniassué-pont présente une rupture en 1969. Les années de rupture sont 1956 et 1971 à l'ordre 3 pour ces séries de VCNn. En procédant à un regroupement des deux premières périodes, on accepte une rupture en 1971 sur les séries à Aniassué-pont. Le test de Pettitt identifie là une rupture au seuil de 10%. A Bafingdala, Semien et Nzianoa, ce test aboutit à l'existence d'une singularité dans les séries de VCNn en 1972 au seuil de 10%. Les tests de Buishand et de Lee et Heghinian n'ont pas été appliqués en raison de la mauvaise qualité des ajustements aux lois normales des valeurs des séries des indices concernés. La tendance à la baisse des minima de débit sur n jours peut être acceptée.

2.2.2 DUREE ET SEVERITE DES ETIAGES

Dans le premier traitement des basses eaux, nous avons montré une tendance nette à la baisse des minima de débits sur n jours consécutifs. Ces indices caractérisent toutefois des débits d'étiage moyens sur des périodes de n jours. Ils ne traduisent pas la rigueur de l'étiage sur des périodes plus longues. Pour pallier cette insuffisance, la sévérité de l'étiage est appréciée à partir d'un déficit en volume d'eau. Il s'agit du déficit enregistré sur une période dont les jours présentent un débit inférieur à un seuil fixé pour une station donnée. La durée de cette période et le déficit qui en découle constituent nos indices de la sévérité des étiages. Ils permettent aussi de cerner l'évolution du niveau de défaillance des aménagements.

La définition du seuil a pris en considération deux débits journaliers: DCE10 et DCE30. Partant de la courbe des débits journaliers classés sur une décennie, le débit caractéristique d'étiage de 10 jours et de 30 jours correspondent respectivement au débit journalier dépassé dans 97.3% et 91.8% des cas. Les seuils sont donnés par les moyennes des quatre DCE10

(seuil 1) et des quatre DCE30 (seuil 2) relevés à chaque station. Nous disposons donc de deux seuils par station. Chaque seuil permet d'évaluer le nombre de jours et le déficit volumique correspondant.

La représentation de ces variables indique un comportement analogue dans le temps entre le nombre de jours concernés et le déficit en volume d'eau écoulé. Les extrema de ces variables durant la période des observations sont rencontrés à la même date pour chaque station. Les quelques différences de monotonie que l'on peut relever sont probablement imputables à l'écart entre le seuil et les débits enregistrés sur la période. En effet, une proximité des débits journaliers au seuil, tout en restant inférieurs à ce dernier, sur une longue période n'entraînera pas systématiquement une augmentation dans la même proportion du déficit volumique. Les figures n°3.7 et n°3.8 traduisent une tendance à la hausse des deux variables. Elles sont en accord avec nos remarques sur la forme des hydrogrammes annuels à savoir qu'une prolongation de la première phase de décroissance couplé avec une diminution du VCN1 entraîne des étiages de plus en plus sévères.

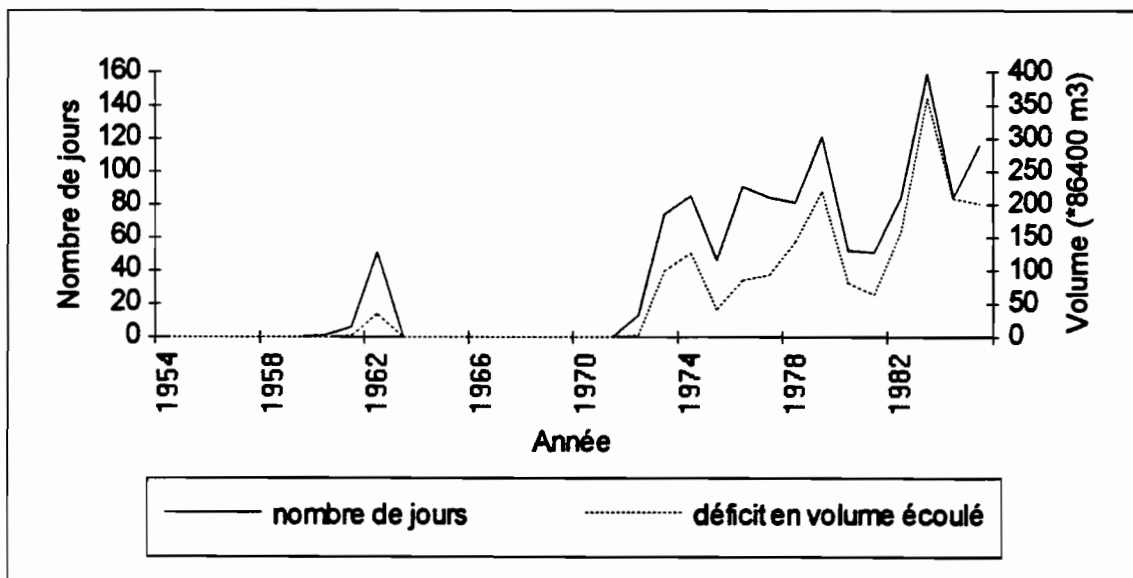


Figure n°3.7 : Nombre de jours de débit inférieur au seuil 1 et déficit en eau correspondant à Aniassué-pont

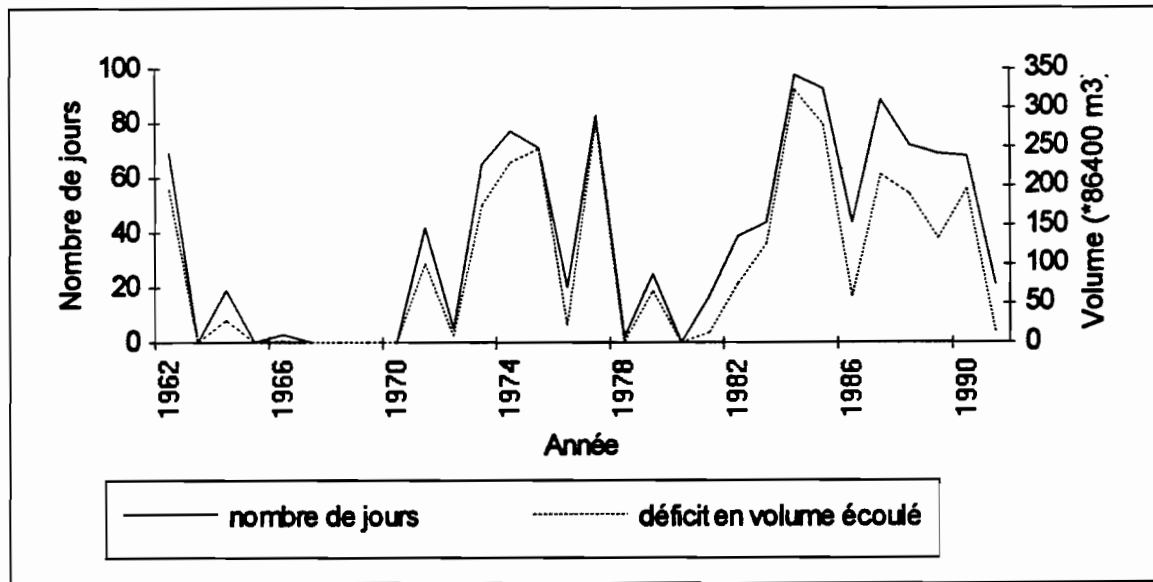


Figure n°3.8: Nombre de jours de débit inférieur au seuil 2 et déficit en eau correspondant à Bafingdala

A l'observation des allures à Aniassué-pont liées au seuil 1, on peut entreprendre une subdivision des séries en deux échantillons. Le premier échantillon comportera les observations de 1954 à 1971 d'où une rupture en 1971. Les valeurs des variables de cet échantillon sont relativement négligeables. On remarquera cependant la durée de l'étiage (51 jours pour ce seuil) en 1962. Cette année avait été retenue précédemment comme l'année du minimum des VCNn avant 1970. On déduit que le VCN50 présente un minimum à cette époque. Cependant, le déficit volumique est moins considérable. Le second échantillon présente des valeurs plus importantes. On assiste, globalement, à une augmentation des valeurs des variables. Ces remarques restent valides à Bafingdala. On ajoutera que l'allure après 1985 n'est pas fortement modifiée. On est cependant tenté d'identifier trois phases (cf. figure n°3.8) sur ces séries avec une rupture en 1986.

Le diagnostic de la rupture sur les séries par la procédure de Pettitt révèle l'existence d'une singularité dans la majorité des séries étudiées au seuil de 10%. Les rejets de rupture sont rencontrés à Bafingdala avec les séries relatives au seuil 1 mais les valeurs du critère sont limitées. Le moment le plus probable de rupture est localisé en 1972 pour l'ensemble des séries de Bafingdala et de Nzianoa et 1971 à Aniassué-pont. A Semien, le moment de rupture change avec le seuil considéré: 1970 avec le seuil 1 et 1972 avec le seuil 2.

La segmentation de Hubert à l'ordre 2 présente aussi sur cette station des époques de rupture différentes. Pour le seuil 1, l'année 1983 est pressentie pour être le moment le plus probable. Cette année est aussi détectée pour la série de déficit en volume d'eau écoulé avec le seuil 2

alors que la série de nombre de jours de débits inférieurs au seuil 2 présente une rupture en 1970. Pour les stations de Bafingdala et d'Aniassué-pont, les deux approches identifient le même moment. A Nzianoa, on a recours à des regroupements pour aboutir à la même conclusion.

3 CONCLUSION

Les essais ont concerné la caractérisation des hydrogrammes annuels. Une première étude a permis de dégager sur les stations retenues d'une part quatre phases au regard de la monotonie de l'hydrogramme et d'autre part une forte variation de la date d'occurrence de la pointe annuelle. Ce dernier constat n'est pas très prononcé sur les hydrogrammes annuels moyens de décennie. Par contre, ces hydrogrammes présentent une atténuation de la pointe, une amplification de l'étiage et une décrue approximativement exponentielle en fin d'année. La comparaison des coefficients de décrue sur chaque station montre une différence de ceux-ci d'une décennie à une autre. Mais, il ne nous a pas été possible de suivre l'évolution de ce coefficient au cours des années en raison des allures visiblement non exponentielles de la décrue certaines années.

Le décalage de la crue dans le temps et la forme de cette crue ont été approchés à partir de variables tirées de maxima de débits sur des jours consécutifs. A en juger par l'évolution de ces variables, la forme et la date d'occurrence de la crue n'ont pas subi de modification.

Il est intéressant de comparer, pour terminer cette approche de la forme des hydrogrammes, les résultats du diagnostic de rupture sur les séries de variables qui sont reconnues présenter une tendance. Il s'agit des séries du coefficient de variation calculé sur les données journalières de l'année, du maximum et du minimum de débits sur des jours consécutifs, du nombre de jours de débit en dessous d'un seuil et du déficit en volume écoulé correspondant. En nous limitant à la procédure de Pettitt, il se trouve que ces variables à Aniassué-pont présentent un changement de moyenne à la même date que la série de module. L'hétérogénéité de la série de coefficient de variation n'est pas prouvée. Pour les autres stations étudiées, les moments de rupture sont concordants: les ruptures sont intervenues entre 1968 et 1973. Il semble aussi que les dates de rupture dans les séries de ces variables sont postérieures à celle du module pour une station donnée. Mais, on n'observe pas d'écart important entre ces dates.

CONCLUSION

CONCLUSION

En guise de conclusion, il convient de tirer les principaux enseignements de ce travail et d'esquisser certaines perspectives en ce qui concerne l'évaluation des conséquences d'un changement de climat en Afrique de l'Ouest non Sahélienne.

Il faut tout d'abord rappeler que ce travail s'est déroulé dans le cadre du projet ICCARE (Identification et Conséquences d'une variabilité du climat en AfRIque de l'Ouest non sahélienne) mené par l'Antenne Hydrologique de l'ORSTOM en Côte d'Ivoire. L'objectif de ce projet est l'identification dans les pays situés en bordure du Golfe de Guinée essentiellement d'une éventuelle fluctuation climatique. Si ce programme s'intéresse à toute l'Afrique de l'Ouest non sahélienne, nos efforts ont porté sur la Côte d'Ivoire. Et, l'éventuelle fluctuation climatique est appréciée, seulement, à partir de l'analyse des séries chronologiques hydrométriques.

Notre analyse a consisté à identifier la tendance de variables caractéristiques des écoulements en considérant la forme de l'hydrogramme et les débits observés à différentes échelles de temps. La démarche visualise d'abord l'évolution des séries de variables au moyen de représentations graphiques. Des tests statistiques de comparaison ont été ensuite effectués sur des échantillons issus de la partition de la série initiale de variables à partir d'un moment de rupture supposé. Les méthodes de détection de rupture viennent enfin situer le moment probable de rupture quand l'hypothèse d'identité des échantillons est rejetée.

La critique des données disponibles a permis la sélection de quatre bassins versants de durée d'observations comprise entre 30 années et 32 années. Les observations ont débuté à partir des années 1950 pour trois de ces stations. Les données retenues sont les plus fiables du réseau ivoirien au regard des lacunes observées dans les observations. Les stations retenues appartiennent aux grands bassins Sassandra, Bandama et Comoë. Ces quatre bassins sont soumis à plusieurs régimes pluviométriques. Les résultats de cette étude ont donc un caractère global. Vu la taille des bassins retenus, on peut admettre que ces stations sont représentatives de l'ensemble des stations hydrométriques situés sur les trois grands bassins précités. Cela suppose que les tendances observées sur les bassins étudiés sont les résultantes des évolutions observées sur les sous-bassins qui les composent. Mais, un traitement des données issues de petits bassins est nécessaire pour compléter les apports de ce travail.

L'essentiel des outils mis en oeuvre pour identifier les tendances des écoulements est d'origine statistique. Quatre méthodes de détection de rupture, Test de Buishand, Test de Pettitt, Approche de Lee et Heghinian et Segmentation de Hubert, ont été retenues dans le cadre de ce travail. Le diagnostic d'une modification repose sur un changement de moyenne dans la série de variable considérée. Seule la procédure de Lee et Heghinian suppose l'existence d'une rupture dans les séries de variables traitées. La dispersion de la variable n'est pas prise en compte par ces méthodes. Mais, il nous est impossible d'évaluer la puissance des méthodes mises en oeuvre. Les conclusions de cette étude sont donc discutables.

Plusieurs variables caractérisant l'écoulement ont été suivies. La démarche développée amène un certain nombre de conclusions. La baisse des écoulements se manifeste à plusieurs niveaux. Elle est bien nette en ce qui concerne le module et quelques débits caractéristiques. La sévérité des étiages après 1972 est également tranchée: le nombre de jours de débit inférieur à un seuil et le déficit de volume d'eau correspondant présentent une tendance à la hausse. Les résultats relatifs aux hautes eaux sont, par contre, mitigés. Suivant le nombre de jours considéré dans l'estimation du maximum du volume d'écoulement, le diagnostic d'une rupture est plus ou moins bien apprécié.

Ensuite, c'est un sensible changement de l'allure de l'hydrogramme qui est cerné. Il se trouve que la décrue devient de plus en plus rapide sur les grands bassins. Cette constatation repose sur la considération d'hydrogramme moyen sur des décennies. La dispersion des débits journaliers observés sur l'année est amplifiée. Mais, la forme des pointes n'est pas significativement modifiée à en juger par les variables considérées.

Enfin, les ruptures dans les phénomènes perturbés sont intervenues entre 1968 et 1973. Mais, ces ruptures ne sont pas détectées à la même date pour une station donnée. Les modifications ont donc connu une phase transitoire. La cohérence de ces résultats avec d'autres études sur la zone soudano-sahélienne est particulièrement remarquable. On peut penser que ce phénomène s'inscrit dans un contexte global de modification des précipitations (facteur principal dans la formation de l'écoulement) en Afrique de l'Ouest.

Les conséquences d'une baisse des écoulements sont considérables. Elles paraissent souvent tragiques en Afrique Sahélienne. En Côte d'Ivoire par exemple, l'économie nationale est principalement liée à l'agriculture et, dans une moindre mesure, à une relative industrialisation dont l'énergie est tirée à 60% de l'hydroélectricité. D'importants désordres

peuvent être observées à la suite d'une "sécheresse persistante": Réduction du volume d'eau turbinée dans les barrages, mise hors d'alimentation des prises d'eau pour l'irrigation, etc..

A l'issue de ce travail, quelques perspectives se dégagent dans le cadre de l'évaluation de l'impact d'une modification du climat. Il conviendrait de rechercher les causes fondamentales ayant pu affecter la production des pluies dans la région. Il s'avère également nécessaire d'élaborer de nouvelles approches dans la gestion et la conception des ouvrages prenant en compte la tendance des écoulements.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AVENARD J. M. et Al.**, 1971. Le milieu naturel de la côte d'Ivoire. Editions de l'ORSTOM.
- BELIN P.**, 1994. Analyse des pluies et caractérisation de la saison des pluies en Côte d'Ivoire. Projet industriel de fin d'étude. Institut des Sciences de l'Ingénieur de Montpellier, filière Sciences et Technologies de l'Eau. Laboratoire d'Hydrologie et Modélisation. Université Montpellier II.
- BONNEAUD S.**, 1994. Méthodes de détection des ruptures dans les séries chronologiques. Projet industriel de fin d'étude. Institut des Sciences de l'Ingénieur de Montpellier, filière Sciences et Technologies de l'Eau. Laboratoire d'Hydrologie et Modélisation. Université Montpellier II.
- BRUNEAU P et RASSAM J. C.**, 1983. Application d'un modèle bayésien de détection de changements de moyennes dans une série. *Juornal des sciences hydrologiques*, 28, 3, n°9.
- CERESTA** (Centre d'Enseignement et de Recherche de Statistique Appliquée), 1986. Aide-mémoire pratique des techniques statistiques pour ingénieurs et tecniciens supérieurs. *Revue de statistique appliquée*, vol XXXIV numéro spécial.
- DAGNELIE P.**, 1986. Analyse statistique à plusieurs variables. Les presses agronomiques de Gembloux. 362p.
- GLEICK P. H.**, 1986. Methods for evaluating the regional hydrologic impacts of global climatic changes. *Journal of hydrology*, n°88, pp 97-116.
- DAGNELIE P.**, 1984. Théorie et méthodes statistiques. Application agronomiques. Vol 1 et 2. Les presses agronomiques de Gembloux. 378 p. et 464 p.
- HUBERT P., CARBONNEL J. P., CHAUCHE A.**, 1989. Segmentation des séries hydrométéorologiques. Application à des séries de précipitations et de débits de l'Afrique de l'Ouest. *Journal of hydrology*, vol. 110, pp 349-367.
- HUBERT P. et CARBONNEL J. P.**, 1993. Segmentation des séries annuelles de débits de grands fleuves africains. *Bulletin de liaison du CIEH*, n°92, pp 3-10.
- HUBERT P. et CARBONNEL J. P.**, 1987. Approche statistique de l'aridification de l'Afrique de l'Ouest. *Journal of hydroly*, vol. 95, pp 165-183.
- KOUAME B.**, 1992. Adéquation de différents modèles globaux pluie-débit pour déterminer les apports en eau dans les zones de transition et de forêt de la Côte d'Ivoire. Thèse de Doctorat, Université de Montpellier II.
- LEE A. F. S. et HEGHINIAN S. M.**, 1977. A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables -A bayesian approach. *Technometrics*, vol. 19, n°4, pp 503-506.
- LUBES H. et al.**, 1994. Iccare, rapport n°3, caractérisation de fluctuations dans une série chronologique par application de tests statistiques. Etude bibliographique. UR2-DEC, ORSTOM-Montpellier.
- MICHEL C.**, 1989. Hydrologie appliquée aux petits bassins ruraux. Vol 1. CEMAGREF, 266p.
- 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* (Proc. Vancouver Symp. August 1987), 501-512. IASH Publ. n°168.
- REMENIERAS G.**, 1972. L'hydrologie de l'ingénieur. Ed. Eyrolles Paris. 456 p.
- ROCHE M.**, 1963. Hydrologie de surface. Ed. Gauthier-Villars Paris. 430 p.

SAKHO M., 1991. Incidences de l'instabilité des ressources en eau de surface sur les performances simulées d'un système d'eau. Exemple du Sassandra en Côte d'Ivoire. Thèse de Doctorat, Université de Montpellier II.

SERVAT E. et al., 1994. Présentation du projet ICCARE. UR2-DEC, Antenne Hydrologique ORSTOM d'Abidjan.

SIRCOULON J., 1987. Variation des débits des cours d'eau et des niveaux des lacs en Afrique de l'Ouest depuis le début du 20^{ème} siècle. . In: *The Influence of Climate Change and Climatic Variability on the Hydrologic Regime and Water Resources* (Proc. Vancouver Symp. August 1987), 13-25. IASH Publ. n°168.

SNEYERS R., 1992. Use and misuse of statistical methods for the detection of climate change. Annex 3, WMO/TD n°498.

YEVJEVITCH V., 1972. Probability and statistics in hydrology. Vol. 1 et 2. Water resources publications. Fort Collin, Colorado, U.S.A. 303 p et 275p.

ANNEXES

ANNEXES

ANNEXE 1.75
ANNEXE 2.86
ANNEXE 3.102

ANNEXE 1

- 1. Station-années de données disponibles**
- 2. Hydrogrammes annuels**
- 3. Représentation graphique des régressions aux stations de base**

Annexe 1.1

Stations-années sur le Sassandra.

	Bafingdala+	Guiglo-	Nibehibe..	Sorotona	Semien	Guessabo	Soubre
1953						*	
1954					*	*	*
1955		*			*	*	*
1956		*			*	*	*
1957		*			*	*	*
1958		*			*	*	*
1959		*			*	*	*
1960		*			*	*	*
1961	*	*	*	*	*	*	*
1962	*	*	*	*	*	*	*
1963	*	*	*	*	*	*	*
1964	*	*	*	*	*	*	*
1965	*	*	*	*	*	*	*
1966	*	*	*	*	*	*	*
1967	*	*	*	*	*	*	*
1968	*	*	*	*	*	*	*
1969	*	*	*	*	*	*	*
1970	*	*	*	*	*	*	*
1971	*	*	*	*	*	*	*
1972	*	*	*	*	*	*	*
1973	*	*	*	*	*	*	*
1974	*	*	*	*	*	*	*
1975	*	*	*	*	*	*	*
1976	*	*	*	*	*	*	*
1977	*	*	*	*	*	*	*
1978	*	*	*	*	*	*	*
1979	*	*	*	*	*	*	*
1980	*	*	*	*	*	*	*
1981	*		*	*	*		*
1982	*		*	*	*		*
1983	*		*	*	*		*
1984	*		*	*	*		*
1985	*		*	*	*		*
1986	*		*	*			
1987	*		*	*			
1988	*		*	*			
1989	*		*	*			
1990	*		*	*			
1991	*		*	*			
Total	31	26	31	31	32	28	32

+ : Bafing

- : Nzo

... : Lobo

Stations-années sur les fleuves côtiers

	Alepe+	Bianoua-	Mbesse.	Agboville..
1953				
1954				
1955				*
1956				*
1957	*			*
1958	*			*
1959	*		*	*
1960	*		*	*
1961	*		*	*
1962	*	*	*	*
1963	*	*	*	*
1964	*	*	*	*
1965	*	*	*	*
1966	*	*	*	*
1967	*	*	*	*
1968	*	*	*	*
1969	*	*	*	
1970	*	*	*	*
1971	*	*	*	
1972	*	*	*	
1973	*	*	*	
1974	*	*	*	
1975	*	*		
1976	*	*	*	
1977	*	*	*	
1978	*	*	*	*
1979	*	*	*	*
1980	*	*	*	*
1981	*	*	*	*
1982	*	*	*	*
1983		*	*	*
1984			*	*
1985			*	*
1986			*	*
1987				*
1988				*
1989				*
1990				*
1991				*
Total	26	22	27	29

+:Alepe

-:Bia

.:Kavi (affluent de
l'Agneby)
...: Agneby

Stations-années sur la Comoë

	Serebou	Akakomoekro	Aniassue pont	Mbasso
1953			*	
1954	*		*	
1955			*	*
1956	*	*	*	*
1957	*	*	*	*
1958	*	*	*	*
1959	*	*	*	*
1960	*	*	*	*
1961	*	*	*	*
1962	*	*	*	*
1963	*	*	*	*
1964	*	*	*	*
1965	*	*	*	*
1966	*	*	*	*
1967	*	*	*	*
1968	*	*	*	*
1969	*	*	*	*
1970	*	*	*	*
1971	*	*	*	*
1972	*	*	*	*
1973	*	*	*	*
1974	*	*	*	*
1975	*	*		*
1976	*	*	*	*
1977	*	*	*	*
1978		*	*	*
1979	*	*	*	*
1980	*	*	*	*
1981	*	*	*	*
1982	*	*	*	*
1983	*	*	*	
1984	*	*	*	
1985	*	*	*	
1986				
1987				
1988				
1989				
1990				
1991				
Total	30	30	32	28

Stations-années sur le Bandama

	Faran dougou u-	Beou mi-	Boua fle-	Fetek ro+	Mbah iakro +	Boca nda+	Dimb okro+	Nzia noa+	Tiebi ssou.	Segu ela..	Kimo ukro	Bada kro	Bafe cao	Mbri mbo	Tiass ale
53								*							*
54		*	*		*			*							*
55		*	*		*			*							*
56		*	*		*	*	*	*		*					*
57		*	*		*	*	*	*		*					*
58		*	*		*	*	*	*		*					*
59		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				*
60		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				*
61		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*				*
62	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*			*
63	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
64	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
65	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
66	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
67	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
68	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
69	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
70	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
71	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
72	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
73	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
74	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
75	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
76	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
77	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
78	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
79	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
80	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
81	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
82	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
83	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
84	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
85	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
86		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
87		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
88		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
89		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
90		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
91		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*		*
Tota l	22	38	38	33	38	37	33	33	20	30	30	30	22	32	31

Stations-années sur le Niger

	Guingerini+	Kouto aval+	Iradougu-	Ponodougou..
1953				
1954				
1955	*			*
1956	*			*
1957	*			*
1958	*			*
1959	*			*
1960	*	*		*
1961	*	*		*
1962	*	*	*	*
1963	*	*	*	*
1964	*	*	*	*
1965	*	*	*	*
1966	*	*	*	*
1967	*	*	*	*
1968	*	*	*	*
1969	*	*	*	*
1970	*	*	*	*
1971		*	*	*
1972		*	*	*
1973		*	*	*
1974		*	*	*
1975	*	*	*	*
1976	*	*	*	*
1977	*	*	*	*
1978	*	*	*	*
1979	*	*	*	*
1980	*	*	*	
1981	*	*	*	
1982	*		*	*
1983	*	*		
1984	*	*		*
1985	*			*
1986	*			
1987		*		
1988				
1989				
1990		*		
1991		*		
Total	28	27	21	28

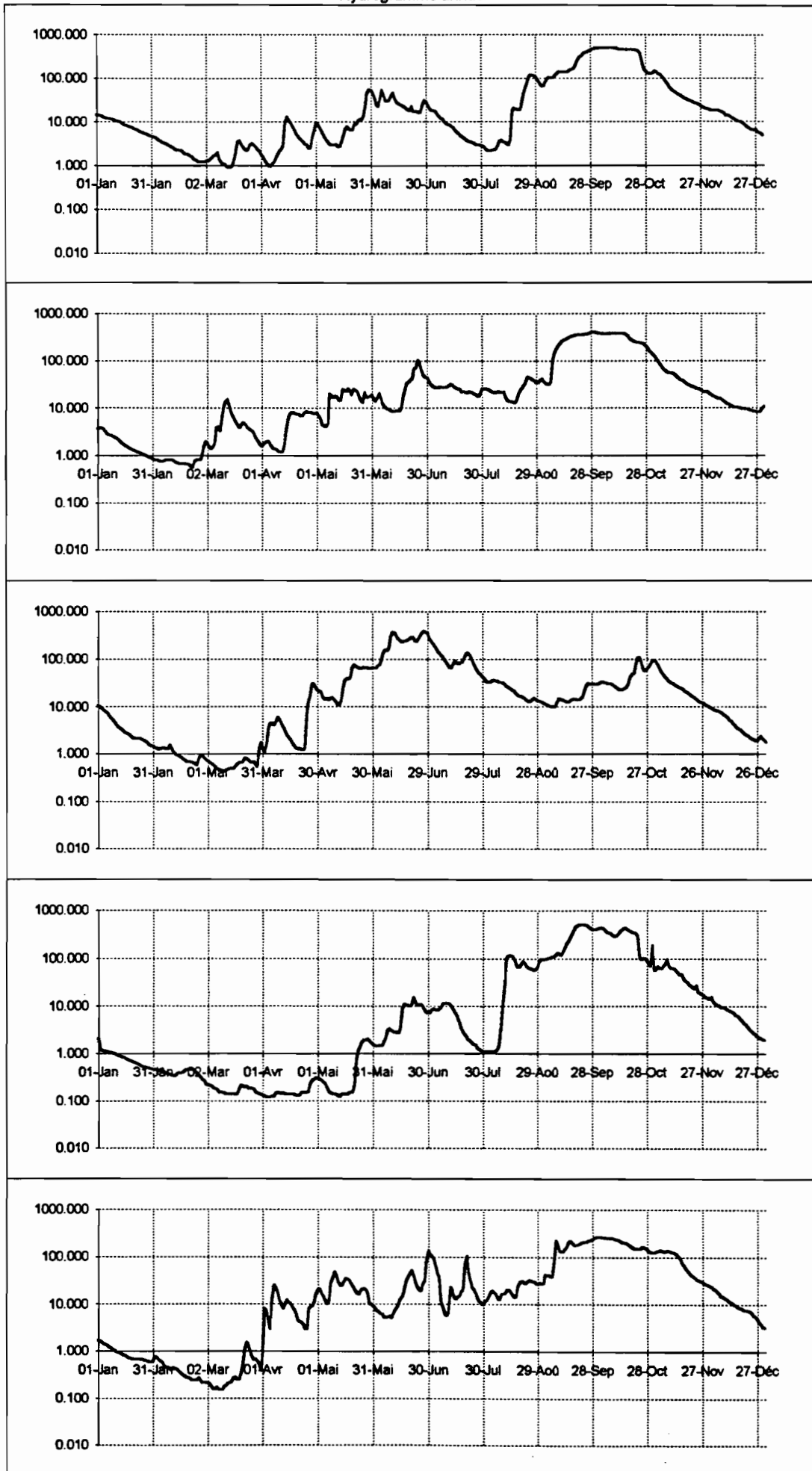
+:Bagoë

-:Kouro

..:Niang

Annexe 1.2 Hydrogrammes annuels

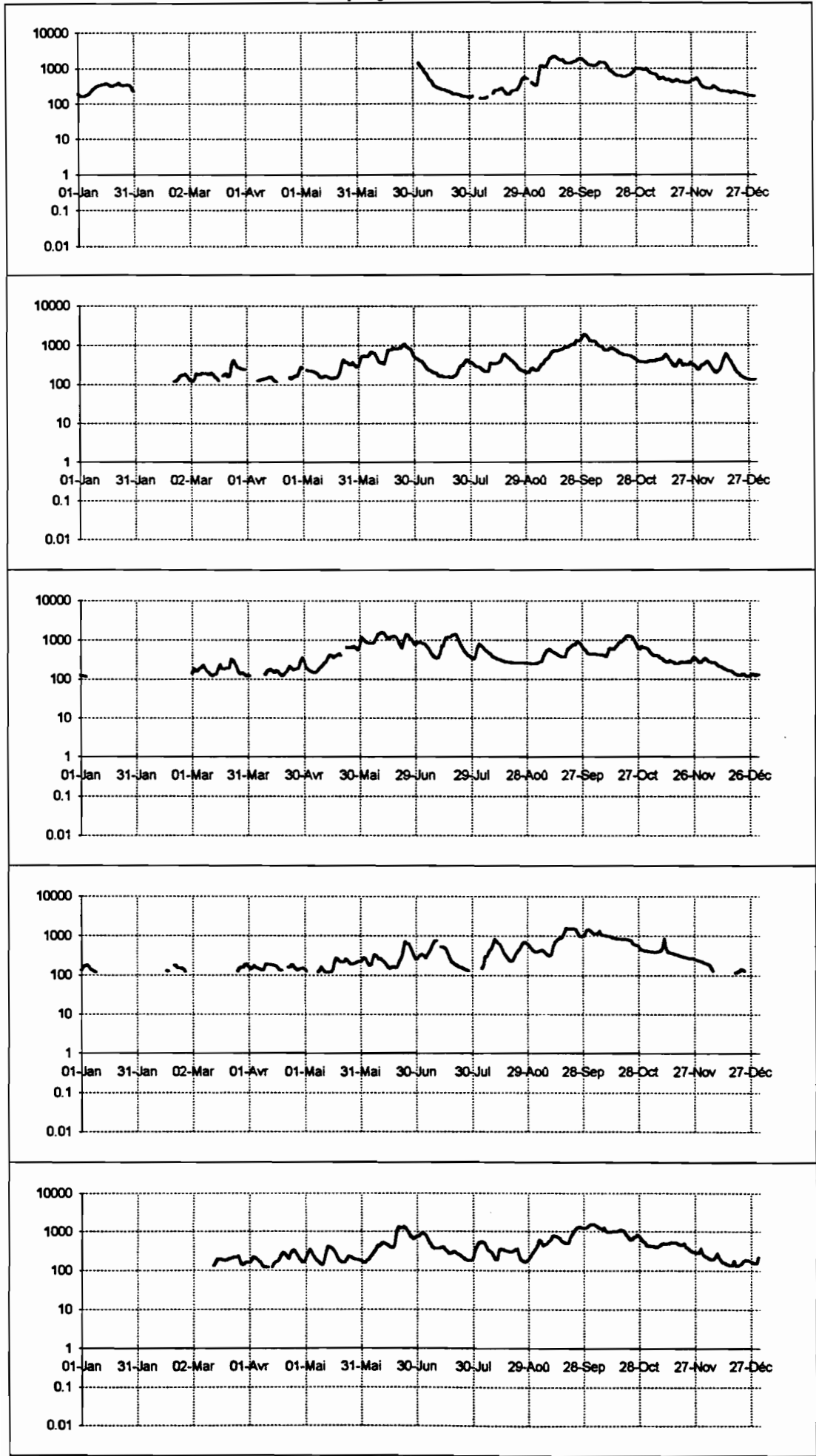
Nzianoa 1970-1974
Hydrogramme annuel



Echelle logarithmique

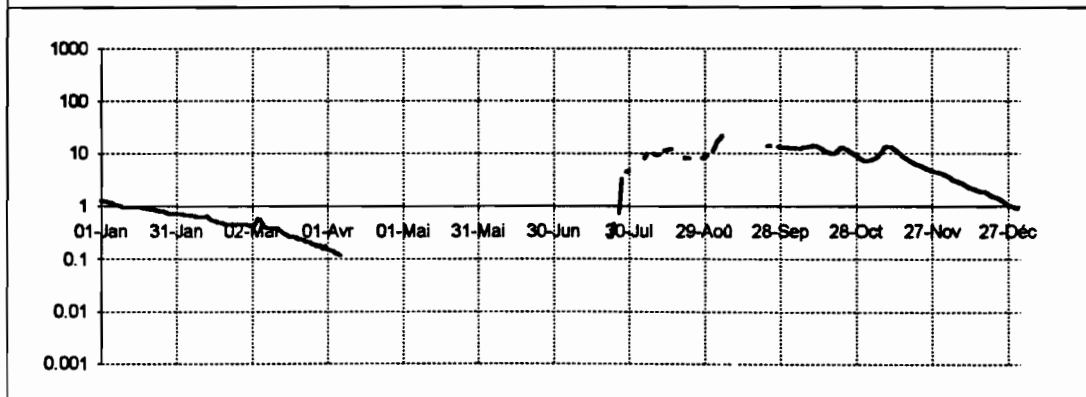
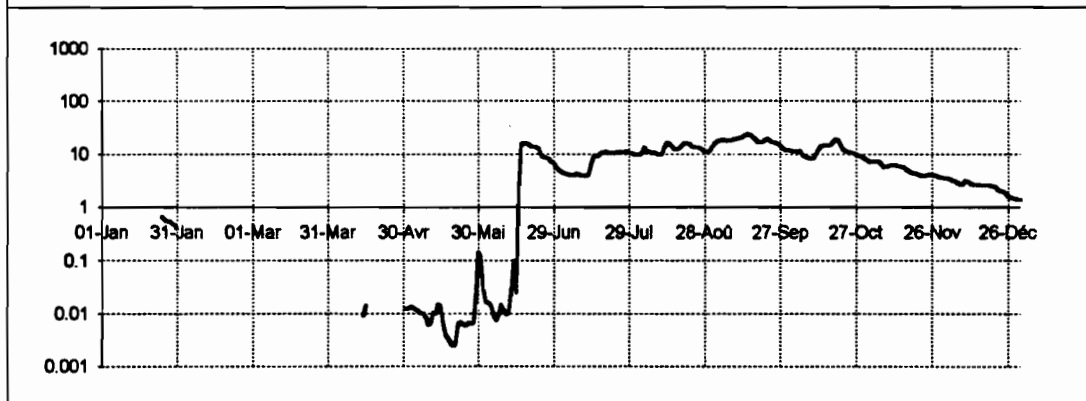
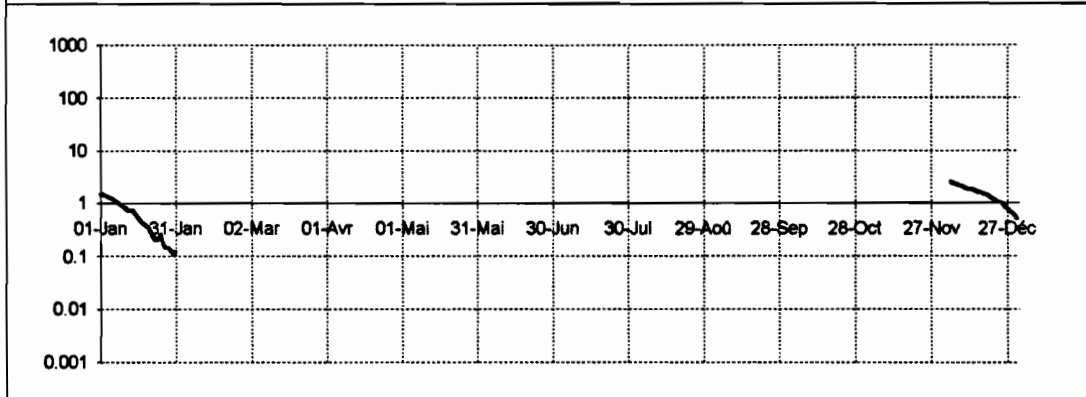
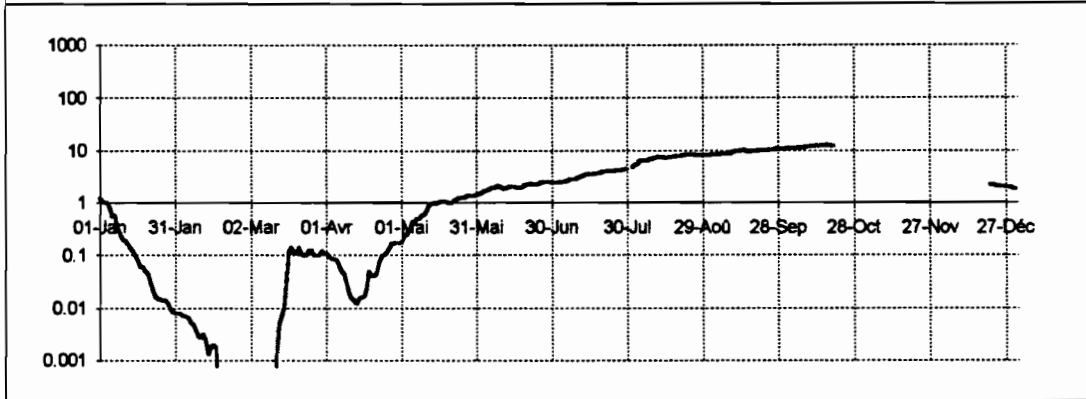
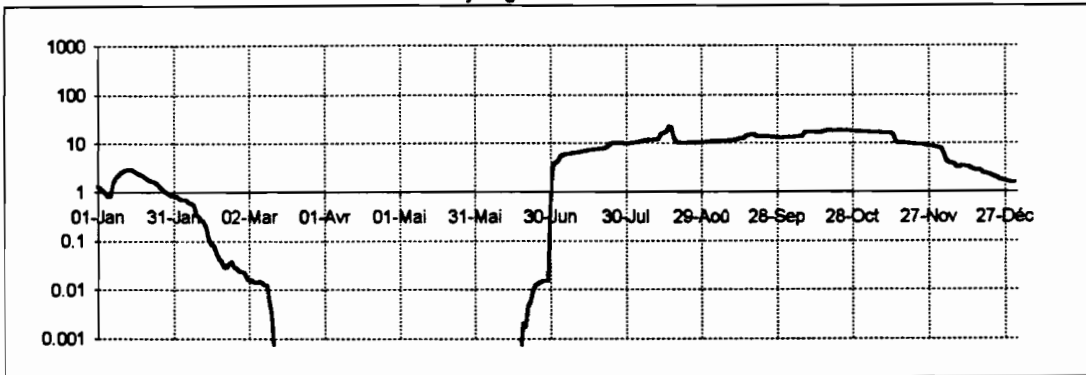
débit en m³/s

Tate 1970-1974
Hydrogramme annuel



Echelle logarithmique
débit en m³/s

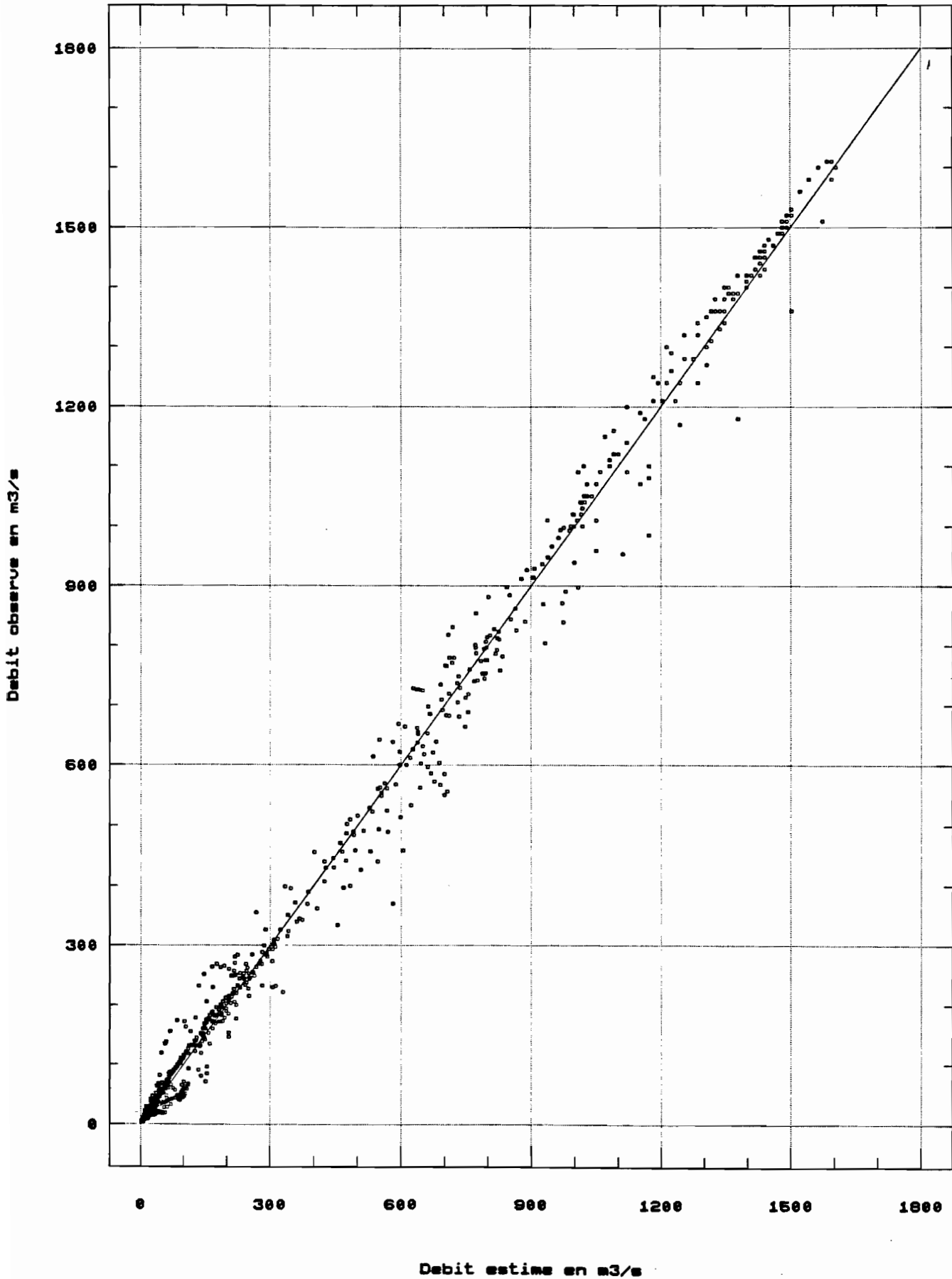
Ponondougou 1965-1969
Hydrogramme annuel



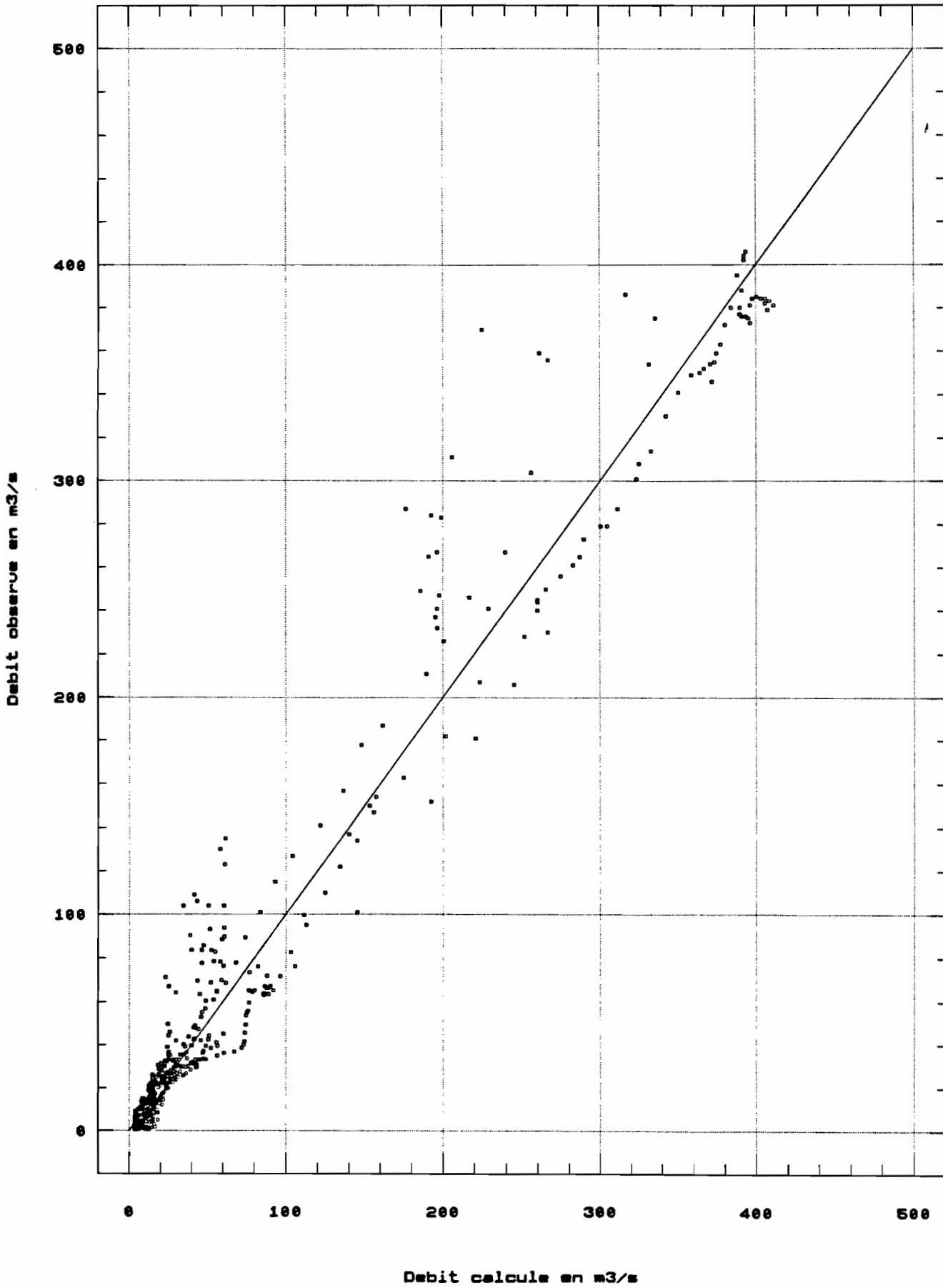
Echelle logarithmique
débit en m³/s

Annexe 1.3 Représentation graphique des régression

Régression adoptée Anissue-pont



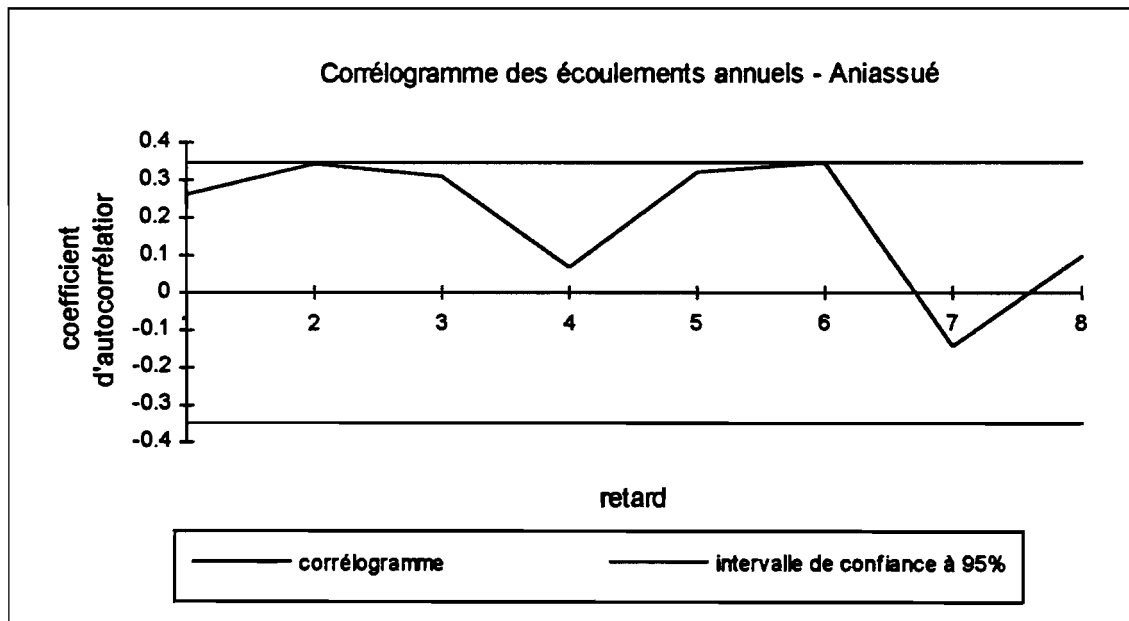
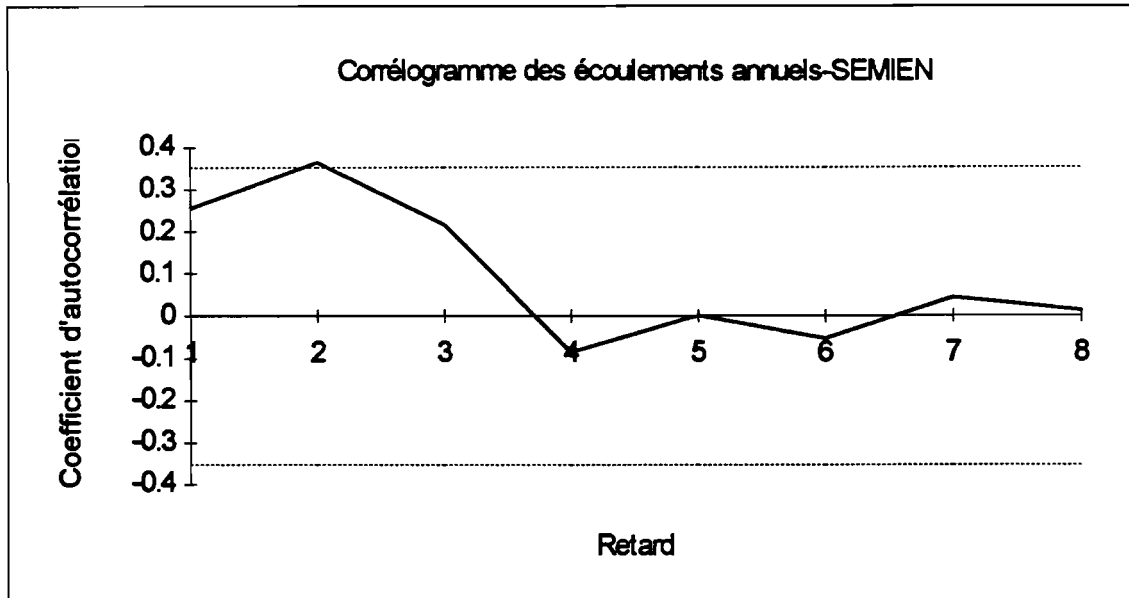
Regression adoptee Nzianoa



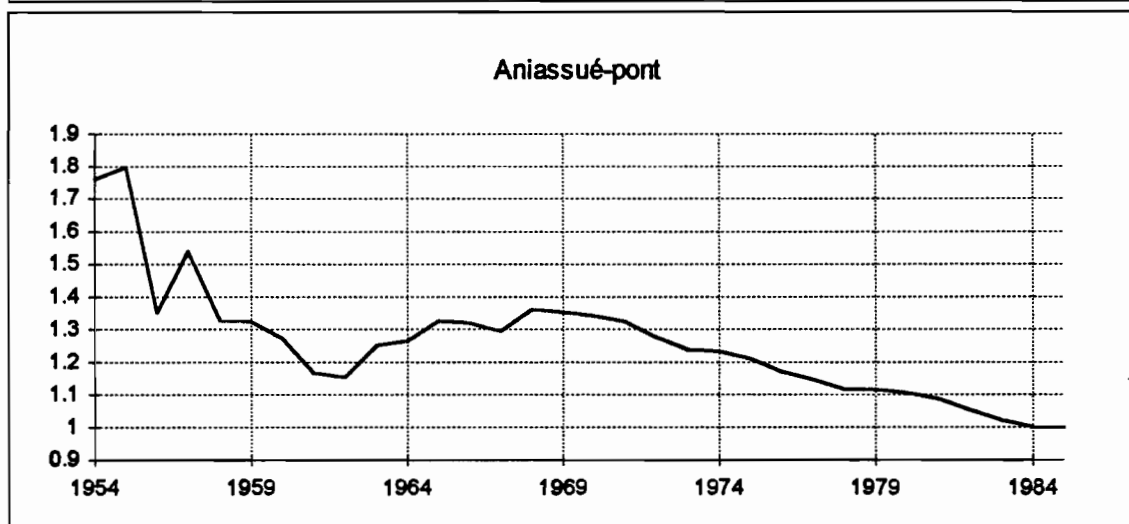
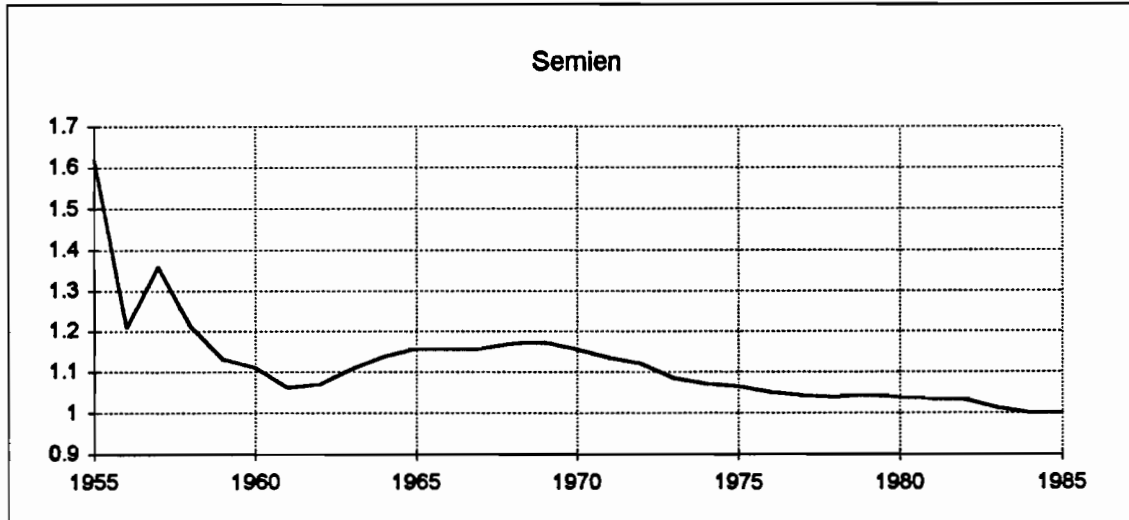
ANNEXE 2.

1. Autocorrélogrammes
2. Simple cumul du coefficient modulaire
3. Courbes de débits classés
4. Evolution de débits caractéristiques
5. Allure de l'écart type et la moyenne
6. Ecoulement moyen en hautes eaux
7. Méthodes de détection de rupture sur les séries chronologiques
8. Application des tests de rupture aux séries de débits caractéristiques

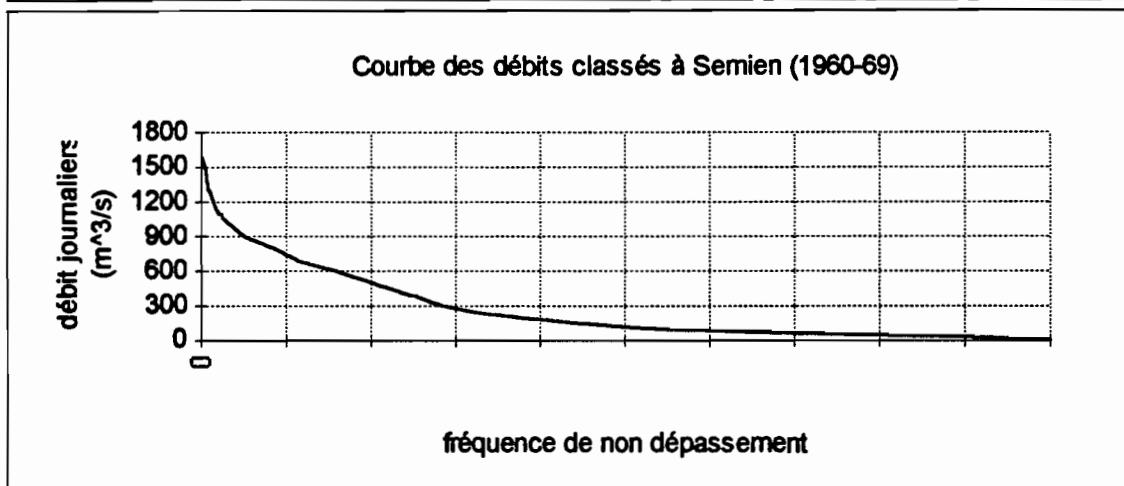
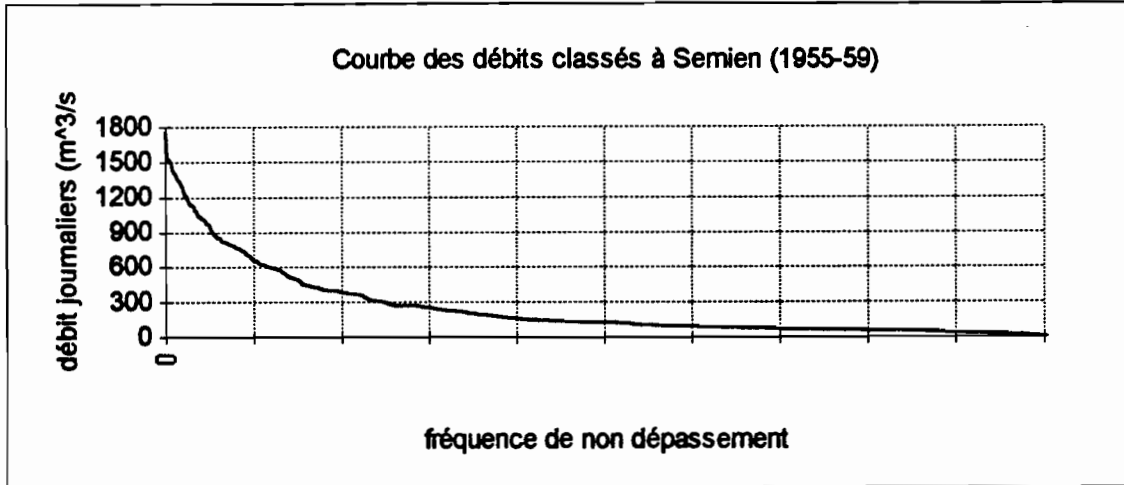
Annexe 2.1 Autocorrélogrammes

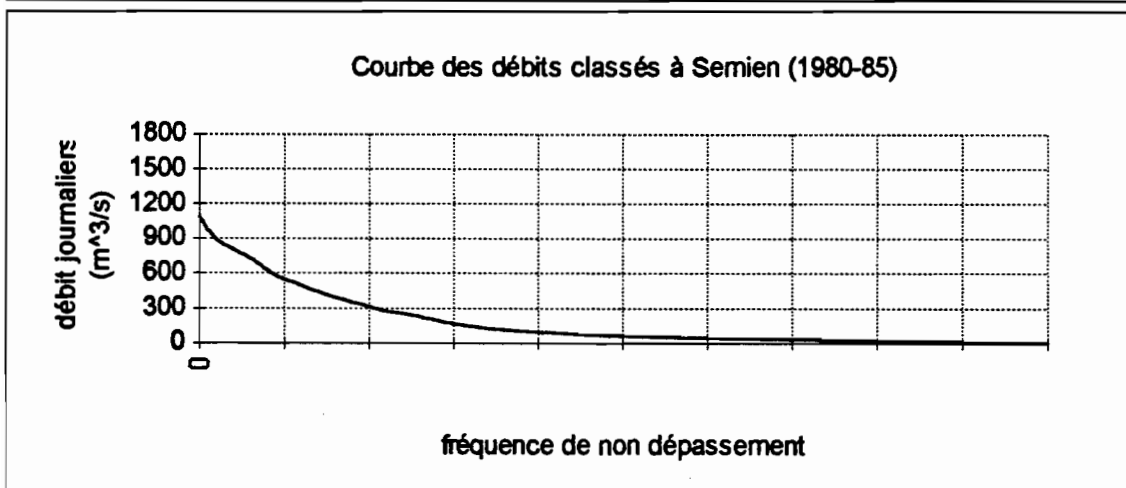
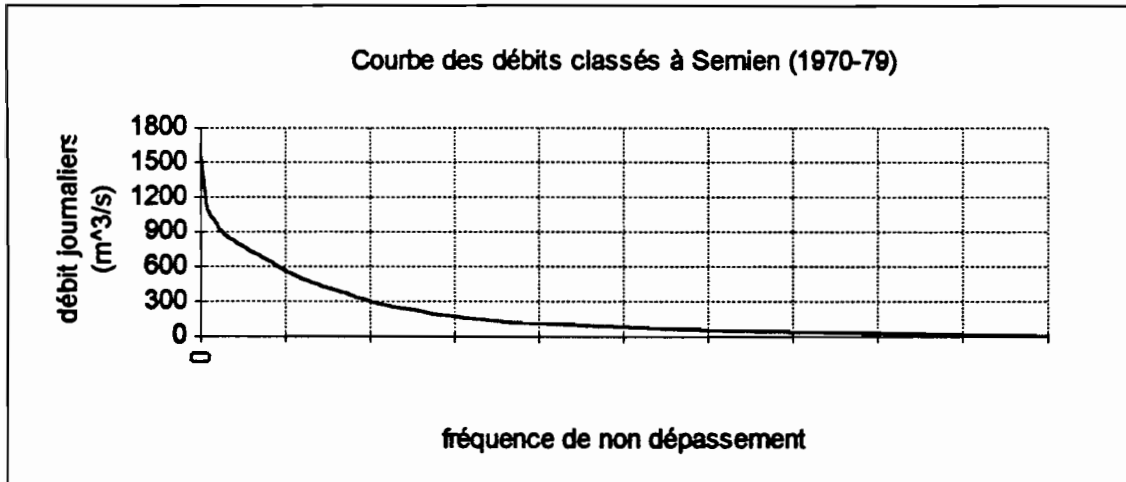


Annexe 2.2 Simple cumul du coefficient modulaire

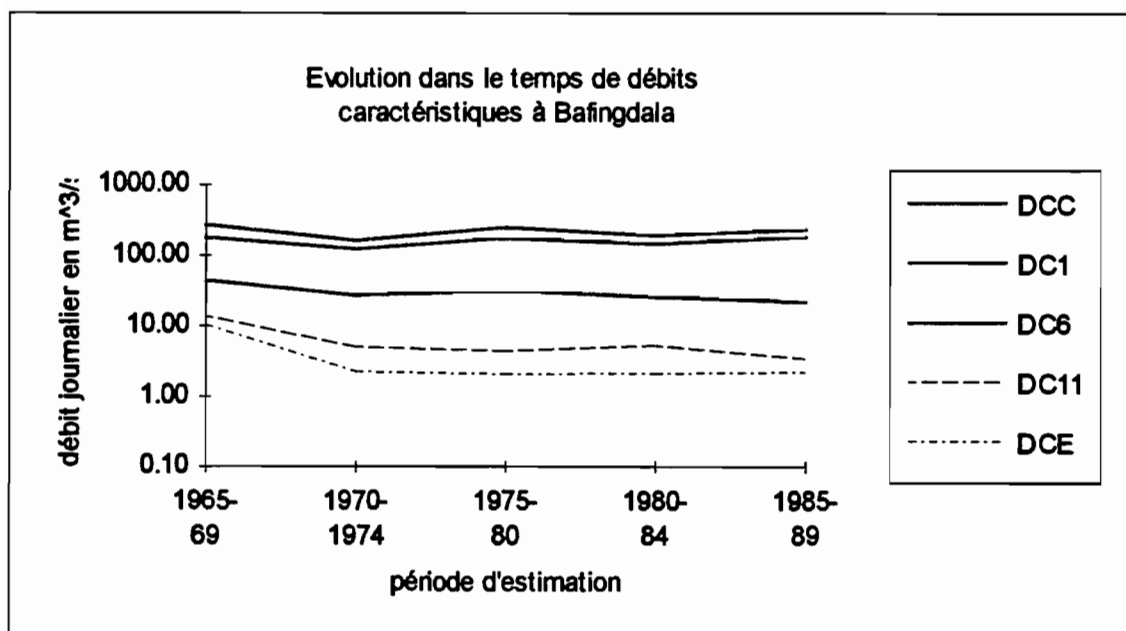
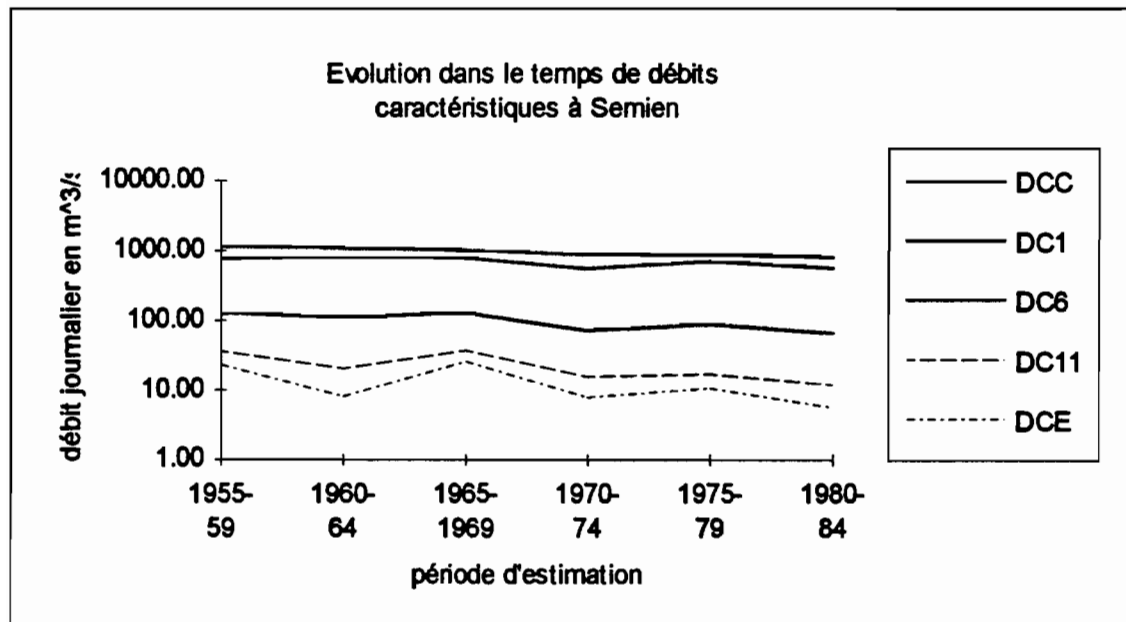


Annexe 2.3 Courbe de débits classés à Semien



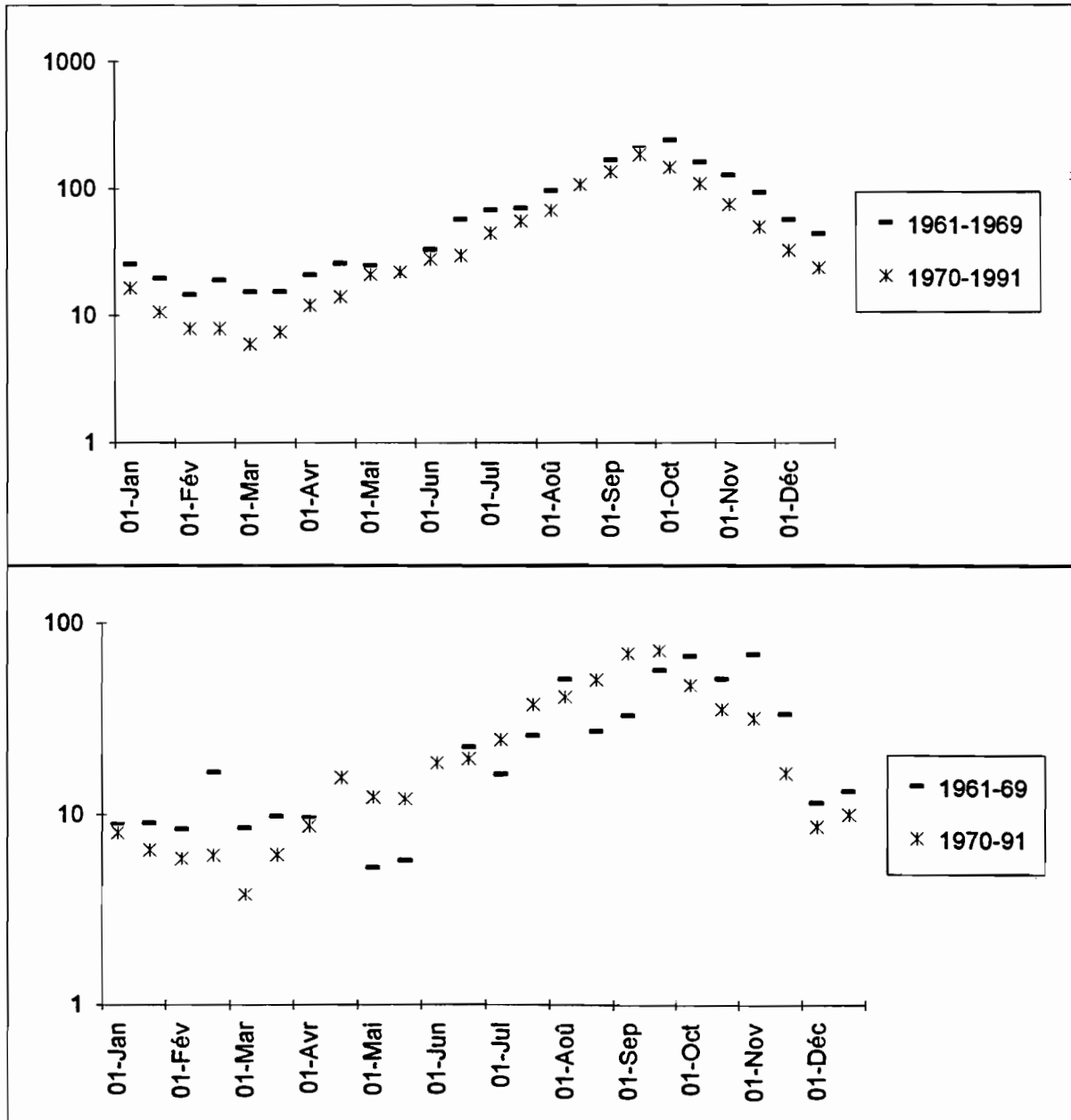


Annexe 2.4 Evolution de débits caractéristiques



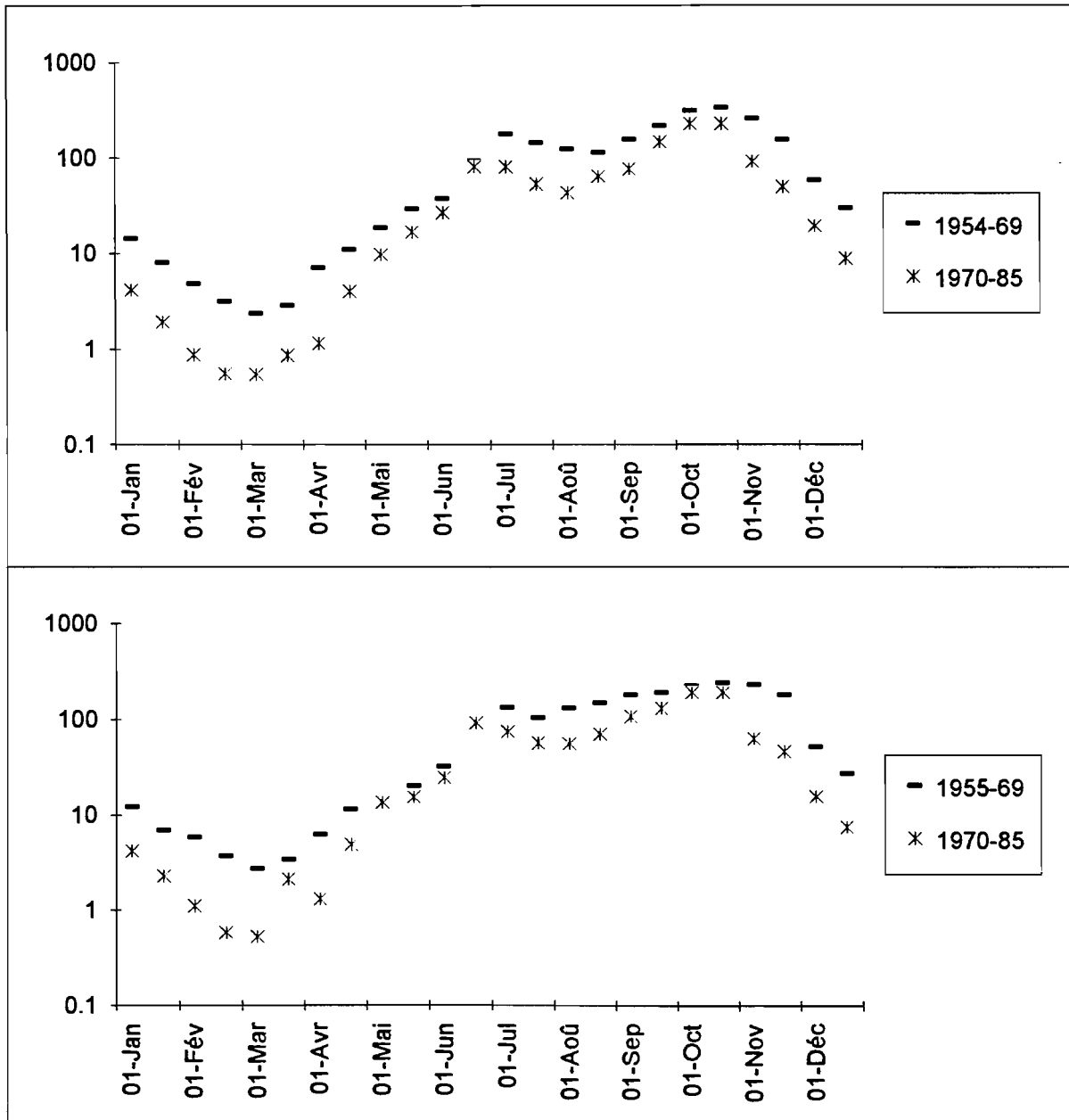
Annexe 2.5 Comparaison de moyenne et d'écart type à date fixe

Station de Bafingdala Moyenne et écart type de l'écoulement à dates fixes

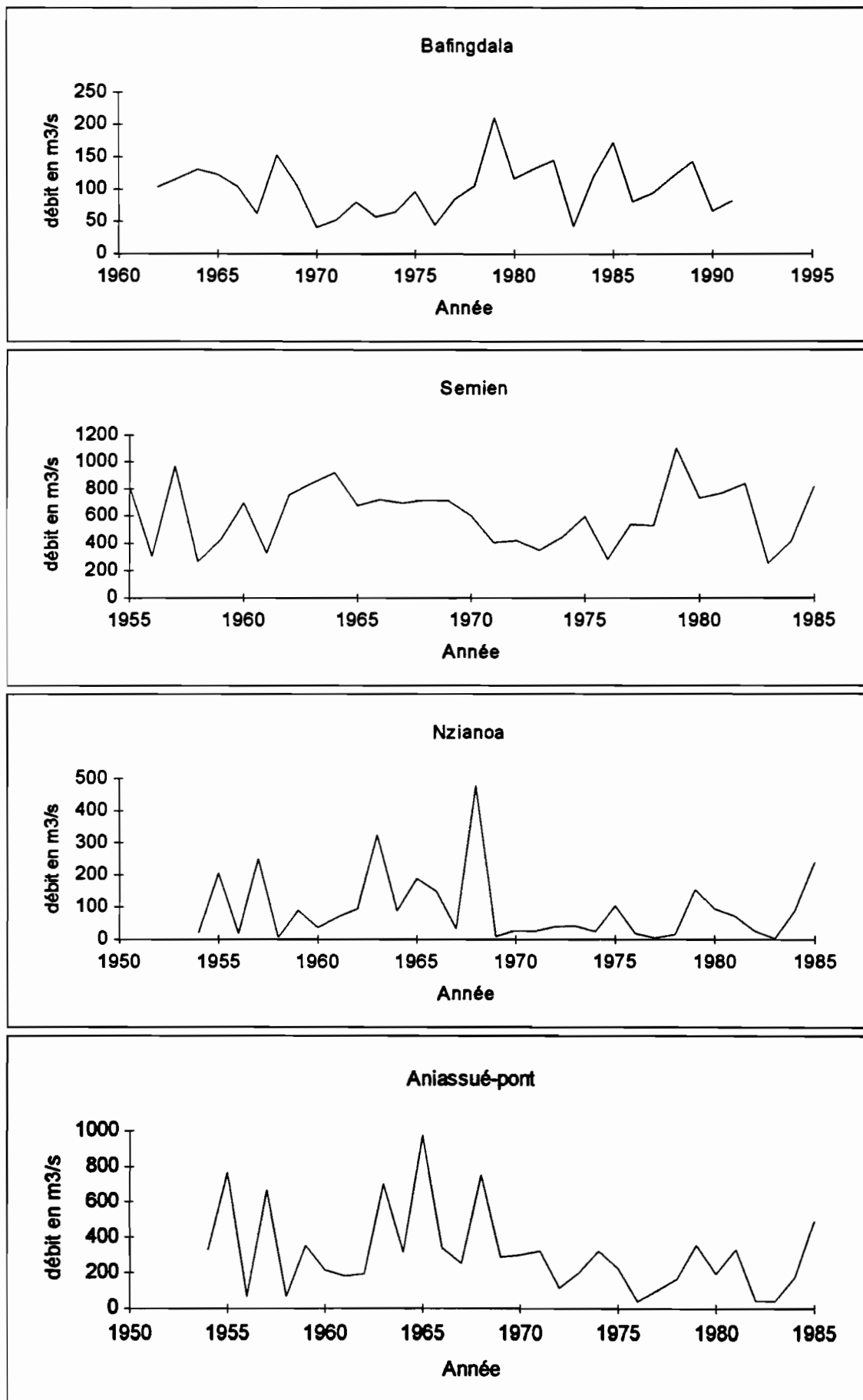


Station de Nzianoa

Moyenne et écart type de l'écoulement à dates fixes



Annexe 2.6 Ecoulement moyen en hautes eaux



Annexe 2.7 Méthodes de détection de rupture (extrait de ICCARE n°3)
TESTS DE DETECTION DE RUPTURES

Les tests qui vont être présentés ci-après sont plus particulièrement adaptés à la détection de ruptures dans une série chronologique. Une rupture peut être définie de façon générale par un changement de loi de probabilité à un instant donné, le plus souvent inconnu, de la série chronologique.

Approche de Pettitt

Le fondement du test de Mann-Whitney est le suivant (Ceresta, 1986).

La série étudiée est divisée en deux sous-échantillons respectivement de taille m et n .

Les valeurs des deux échantillons sont regroupées et classées par ordre croissant. On calcule alors la somme des rangs des éléments de chaque sous-échantillon dans l'échantillon total. Une statistique est définie à partir des deux sommes ainsi déterminées, et testée sous l'hypothèse nulle d'appartenance des deux sous-échantillons à la même population.

La formulation du test de Mann-Whitney modifié par Pettitt (Pettitt, 1979) est la suivante. L'hypothèse nulle du test est l'absence de rupture dans la série.

La mise en oeuvre du test suppose que pour tout instant t variant de 1 à N , les séries (x_i) , $i = 1, t$ et (x_i) , $i = t+1, N$ appartiennent à la même population.

Soit $D_{ij} = \text{sgn}(x_i - x_j)$ avec $\text{sgn}(x) = 1$ si $x > 0$, 0 si $x = 0$, -1 si $x < 0$.

On considère la variable $U_{t, N}$ telle que :

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

Soit K_N la variable définie par le maximum en valeur absolue de $U_{t, N}$ pour t variant de 1 à $N-1$.

Si k désigne la valeur de K_N prise sur la série étudiée, sous l'hypothèse nulle, la probabilité de dépassement de la valeur k est donnée approximativement par :

$$\text{Pr ob}(K_N > k) \approx 2 \exp(-6k^2 / (N^3 + N^2))$$

Pour un risque α de première espèce donné, si $\text{Pr ob}(K_N > k)$ est inférieur à α , l'hypothèse nulle est rejetée.

Ce test est réputé pour sa robustesse.

Ellipse de contrôle

On rappelle ci-après le modèle de base :

$$x_i = \begin{cases} \psi + \varepsilon_i & i = 1, \dots, m \\ \psi + \Delta + \varepsilon_i & i = m + 1, \dots, N \end{cases}$$

Les ε_i sont des variables aléatoires normales de moyenne nulle et de variance commune inconnue σ^2 . Le point de rupture m et les paramètres ψ et Δ sont aussi inconnus. L'hypothèse nulle est $\Delta = 0$.

Soit par ailleurs la définition des variables suivantes :

$$S^*_0 = 0$$

$$S^*_k = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}) \text{ pour } k = 1, \dots, N$$

\bar{x} est la moyenne des valeurs x_1, x_2, \dots, x_N .

S^*k est telle que :

$$E(S^*k) = -k(N-m)N^{-1}\Delta, \quad k = 0, \dots, m$$

$$E(S^*k) = -m(N-k)N^{-1}\Delta, \quad k = m+1, \dots, N$$

$$\text{var}(S^*k) = k(N-k)N^{-1}\sigma^2, \quad k = 0, \dots, N$$

Sous l'hypothèse nulle d'homogénéité de la série, la variable S_k^* suit une distribution normale de moyenne nulle et de variance $k(N-k)N^{-1}\sigma^2$, $k = 0, \dots, N$.

σ^2 inconnue est remplacée par son estimateur à partir de la série étudiée.

Il en résulte que sous l'hypothèse nulle, la variable S_k^* suit une distribution normale de moyenne nulle et de variance approximative $k(N-k)(N-1)^{-1}D_x^2$, $k = 0, \dots, N$

avec $D_x^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2$.

Il est donc possible de définir une région de confiance contenant pour un seuil de confiance donné, sous l'hypothèse nulle, la série des S_k^* . Pour un seuil de confiance $1-\alpha/2$ donné, la région de confiance est définie

par $\pm \frac{U_{1-\alpha/2}}{\sqrt{(N-1)/(k(n-k))}} D_x$. U désigne la variable normale réduite. Cette région de confiance est

appelée ellipse de contrôle. Il existe une relation entre la valeur du seuil de confiance et un nombre maximum admissible de points hors de l'ellipse pour que la série étudiée soit déclarée homogène (Bois, 1971, 1986).

Statistique U (Buishand, 1982, 1984)

Le test ici présenté est de nature Bayésienne.

Il fait référence au même modèle de base et aux mêmes termes que le test précédent.

En supposant une distribution a priori uniforme pour la position du point de rupture m , la statistique U est définie par :

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

Des valeurs critiques de la statistique U sont données par Buishand (1982) à partir d'une méthode Monte Carlo.

La statistique U donne moins de poids que la statistique V (test précédent) aux premières et dernières valeurs de la série. En conséquence, la statistique V est supérieure à la statistique U pour déceler un changement de moyenne en début et en fin de série. Pour tout changement de moyenne survenant au milieu de la série, la statistique U s'avère plus performante.

De plus la statistique U est une statistique robuste qui reste valide même pour des distributions de la variable étudiée qui s'écartent de la normalité.

Remarque : Les tests basés sur les écarts cumulés ont des propriétés optimales dans le cas de changements brutaux de moyenne.

Procédure Bayésienne

Le modèle de base de la procédure est le suivant :

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

Les ε sont indépendants et normalement distribués, de moyenne nulle et de variance σ^2 . τ , μ , ϕ et σ sont des paramètres inconnus, $0 \leq \tau \leq N-1$, $-\infty < \mu < \infty$, $-\infty < \delta < \infty$, $\sigma > 0$. τ , ϕ , μ , σ sont indépendants. τ et ϕ représentent respectivement la position dans le temps et l'amplitude d'un changement éventuel de moyenne.

L'approche Bayésienne présentée ici est fondée sur les distributions marginales a posteriori de τ et ϕ (Lee and Heghinian, 1977).

Les distributions a priori de τ et ϕ sont :

- 1) $p(\tau) = 1/(N-1)$, $\tau = 1, 2, \dots, N-1$
- 2) $p(\phi)$ est normale de moyenne nulle et de variance σ_ϕ^2 .

La distribution a posteriori de τ est définie par :

$$p(\tau|x) \propto [N/(\tau(N-\tau))]^{1/2} [R(\tau)]^{-(N-2)/2}, \quad 0 \leq \tau \leq N-1 \text{ avec}$$

$$R(\tau) = H(\tau) / \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x}_N)^2$$

$$= \left[\sum_{i=1}^{\tau} (x_i - \bar{x}_\tau)^2 + \sum_{i=\tau+1}^N (x_i - \bar{x}_{N-\tau})^2 \right] / \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x}_N)^2$$

$$\bar{x}_N = 1/N \sum_{i=1}^N x_i, \quad \bar{x}_\tau = 1/\tau \sum_{i=1}^{\tau} x_i, \quad \bar{x}_{N-\tau} = 1/(N-\tau) \sum_{i=\tau+1}^N x_i.$$

La distribution a posteriori de ϕ est définie à partir de la distribution a posteriori de τ , $p(\tau|x)$, et de la distribution conditionnelle a posteriori de ϕ par rapport à τ , $p(\delta|\tau, x)$:

$$p(\delta|x) = \sum_{\tau=1}^{N-1} p(\delta|\tau, x) p(\tau|x)$$

La distribution conditionnelle a posteriori de ϕ par rapport à τ , $p(\delta|\tau, x)$, est une distribution de Student de moyenne $\hat{\delta}_\tau = \bar{x}_{N-\tau} - \bar{x}_\tau$ et de variance $\sigma_\delta^2 = NH(\tau) / [(N-2)(\tau(N-\tau))]$ avec N-2 degrés de liberté.

La fonction densité de probabilité de cette loi de Student est la suivante :

$$f(\delta/\tau) = \frac{\nu^{\nu/2} \Gamma((\nu+1)/2)}{\Gamma(1/2) \Gamma(\nu/2) (\sigma_\delta^2)^{1/2}} \frac{1}{(\nu + (\delta - \hat{\delta}_\tau)^2 / \sigma_\delta^2)^{(\nu+1)/2}}$$

Le changement éventuel, position et amplitude, correspond au mode des distributions a posteriori de τ et ϕ . La méthode fournit donc la probabilité que le changement se produise au moment τ dans une série où on suppose a priori qu'il y a effectivement un changement à un moment indéterminé. De même elle donne une estimation de la probabilité que l'amplitude du changement ait la valeur ϕ .

Procédure de segmentation des séries hydrométéorologiques

Une procédure de segmentation de séries hydrométéorologiques a été présentée par Hubert et al. (1989).

Le principe de cette procédure est de "découper" la série en m segments ($m > 1$) de telle sorte que la moyenne calculée sur tout segment soit significativement différente de la moyenne du (ou des) segment(s) voisin(s). Une telle méthode est appropriée à la recherche de multiples changements de moyenne.

La segmentation est définie de la façon suivante.

Toute série x_i , $i = i_1, i_2$ avec $i_1 \geq 1$ et $i_2 \leq N$ où ($i_1 < i_2$) constitue un segment de la série initiale des (x_i) , $i = 1, \dots, N$.

Toute partition de la série initiale en m segments est une segmentation d'ordre m de cette série.

A partir d'une segmentation particulière d'ordre m pratiquée sur la série initiale, on définit :

i_k , $k = 1, 2, \dots, m$, le rang dans la série initiale de l'extrémité terminale du $k^{\text{ième}}$ segment ;

$n_k = i_k - i_{k-1}$, la longueur du $k^{\text{ième}}$ segment ;

$$\sum_{i=i_k}^{i=i_{k+1}} x_i$$

\bar{x}_k la moyenne du $k^{\text{ième}}$ segment, $\bar{x}_k = \frac{i=i_{k+1}-1+1}{n_k}$;

D_m , l'écart quadratique entre la série et la segmentation considérée, $D_m = \sum_{k=1}^{k=m} d_k$ avec $d_k = \sum_{i=i_{k-1}+1}^{i=i_k} (x_i - \bar{x}_k)^2$.

Cet écart permet d'apprécier la proximité de la série et de la segmentation qui lui est appliquée.

La segmentation retenue au terme de la mise en oeuvre de la procédure doit être telle que pour un ordre m de segmentation donné, l'écart quadratique D_m soit minimum. Cette condition est nécessaire mais non suffisante pour la détermination de la segmentation optimale. Il faut lui adjoindre la contrainte suivante selon laquelle les moyennes de deux segments contigus doivent être significativement différentes :

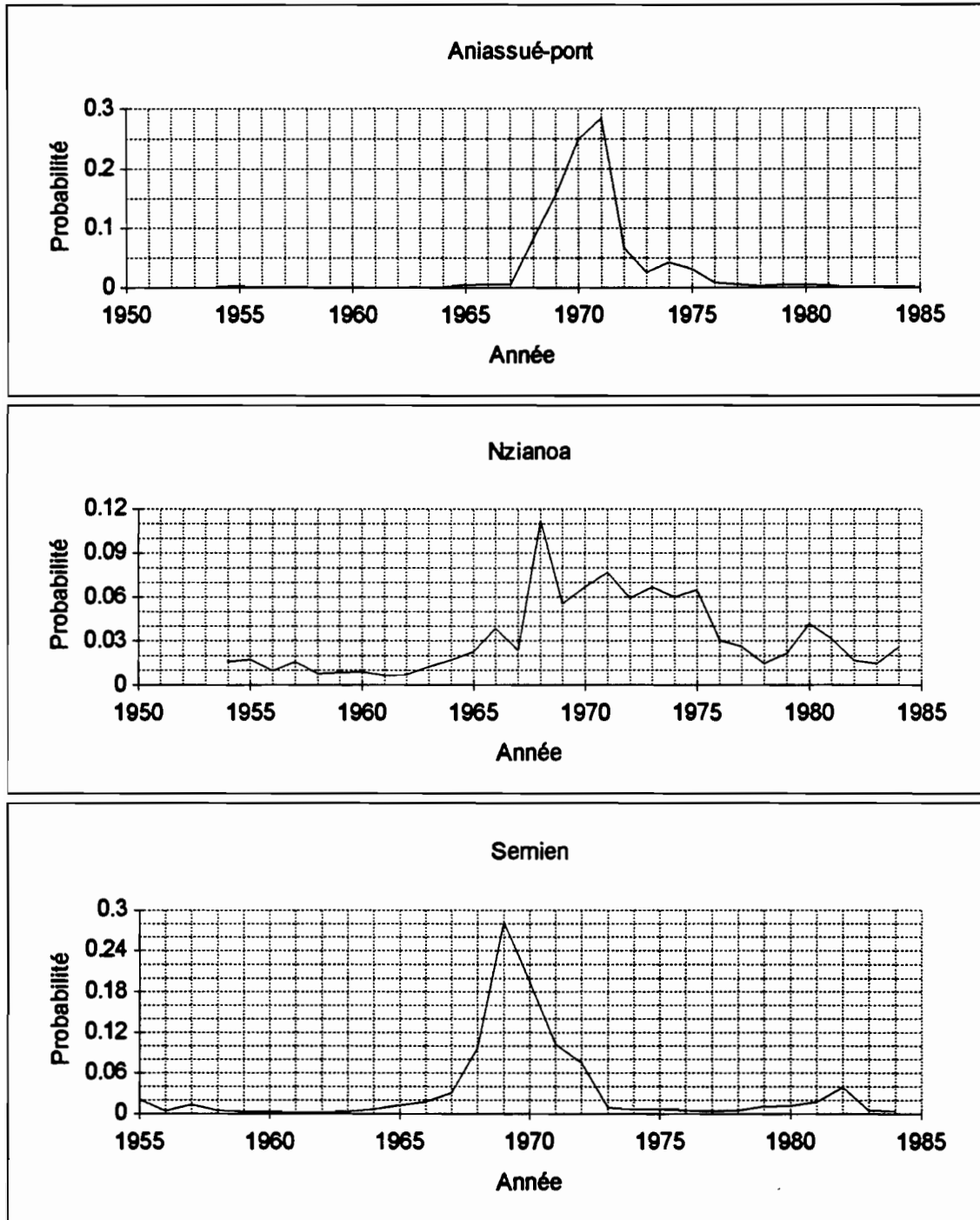
$\bar{x}_k \neq \bar{x}_{k+1} \forall k = 1, 2, \dots, m-1$. Cette contrainte est satisfaite par application du test de Scheffé qui repose sur le concept de contraste (Dagnélie, 1970).

Par conséquent si lors du processus de segmentation d'ordre $m+1$, aucune segmentation produite n'est valide au sens du test de Scheffé, la segmentation de la série qui est retenue en tant que meilleure segmentation est la segmentation optimale d'ordre m .

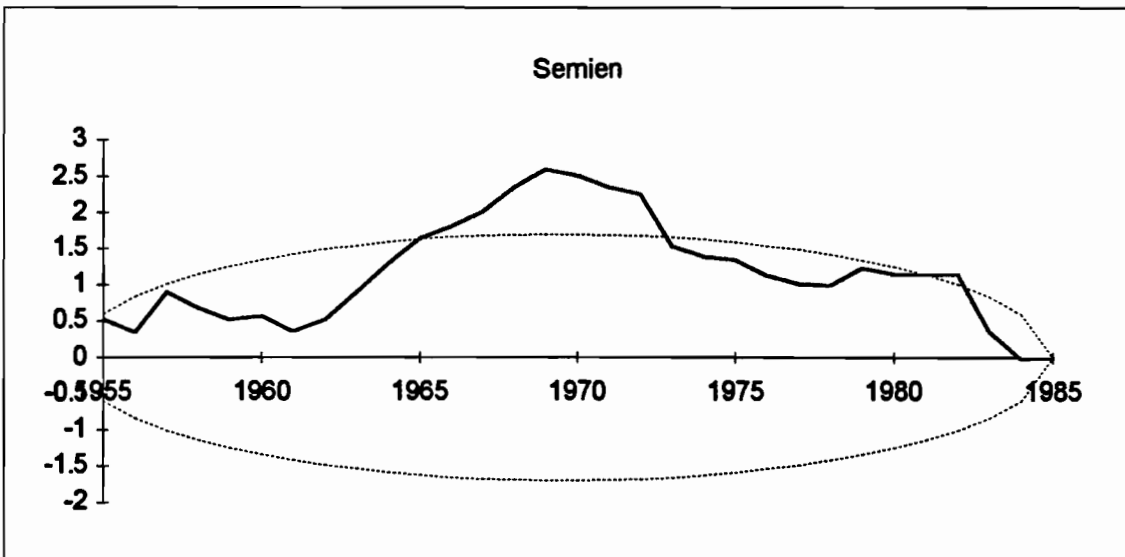
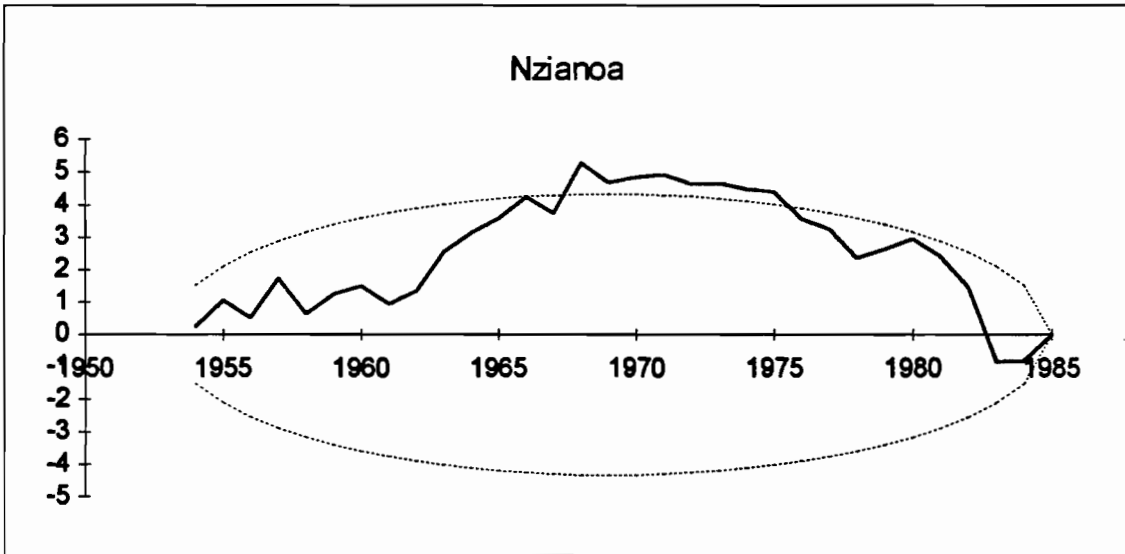
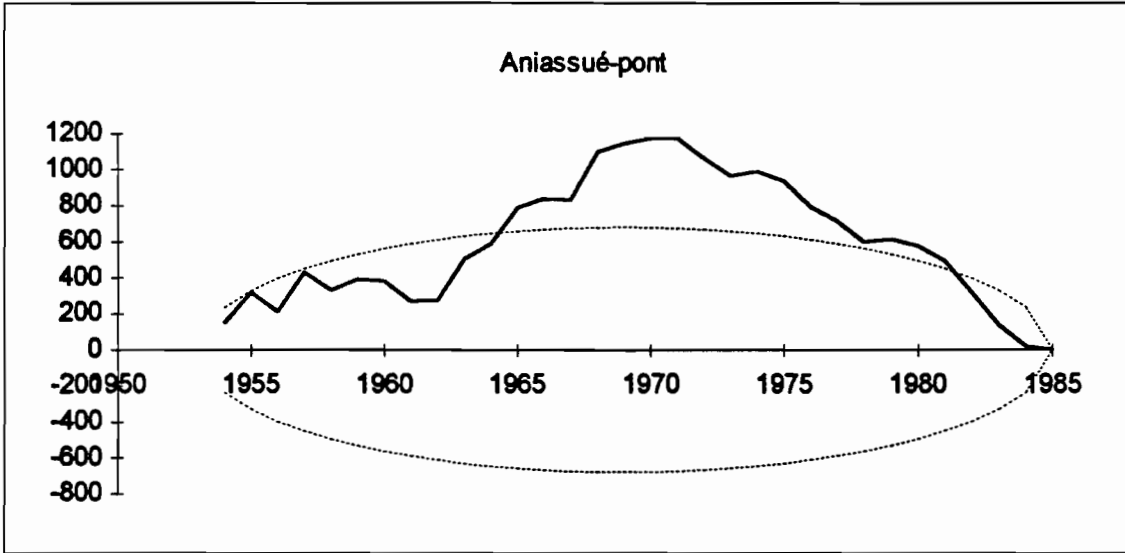
D'après les auteurs (Hubert et al., 1989), cette procédure de segmentation peut être regardée comme un test de stationnarité, "la série étudiée est stationnaire" constituant l'hypothèse nulle de ce test. Si la procédure ne produit pas de segmentation acceptable d'ordre supérieur ou égal à 2, l'hypothèse nulle est acceptée. Aucun niveau de signification n'a été attribué à ce test.

Annexe 2.8 Application de tests de rupture aux série de module

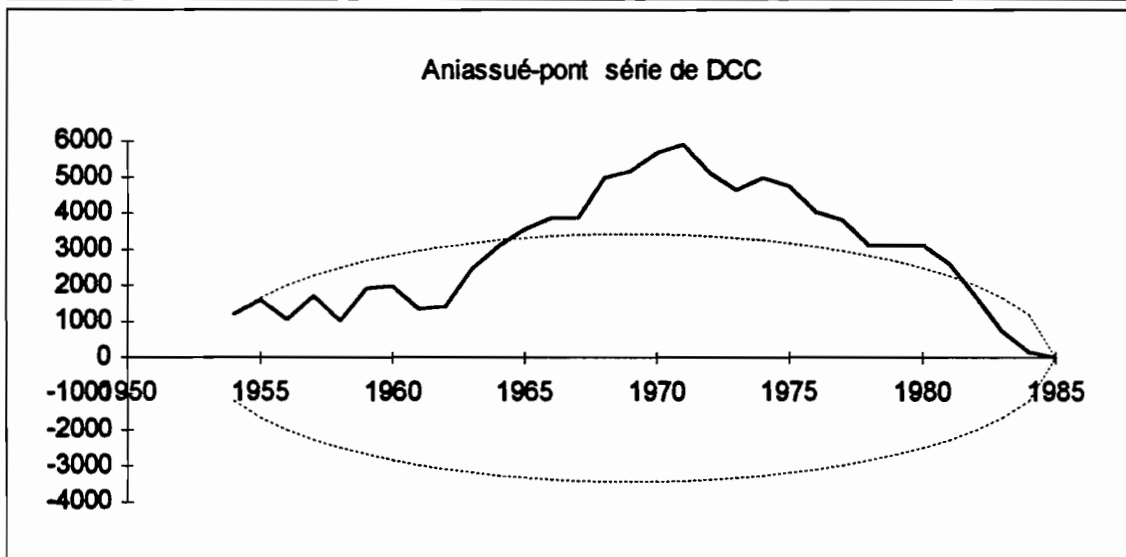
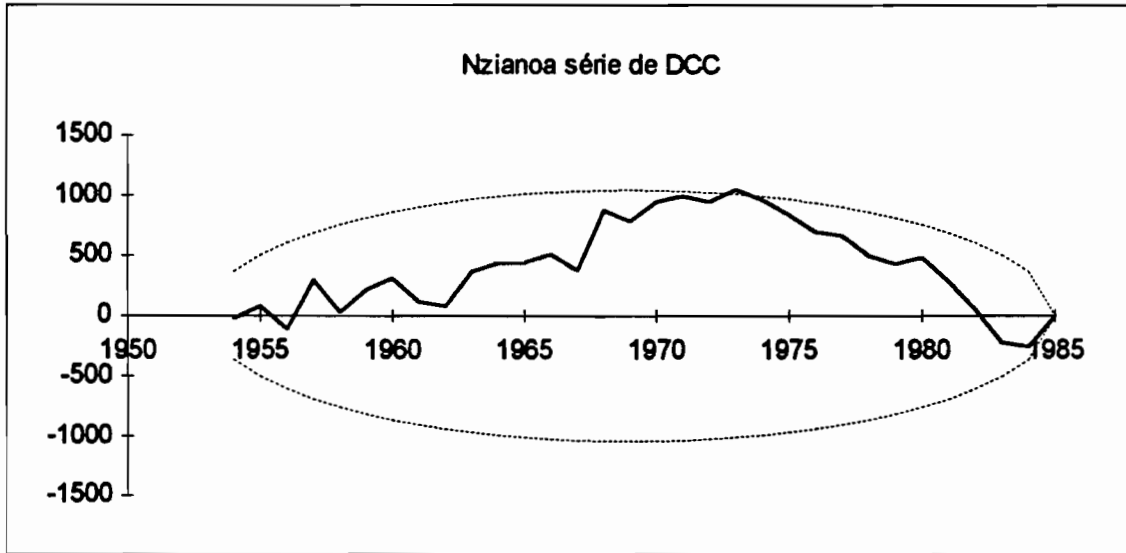
Procédure de Lee et Heghinian



Ellipse de contrôle (seuil de 5%)



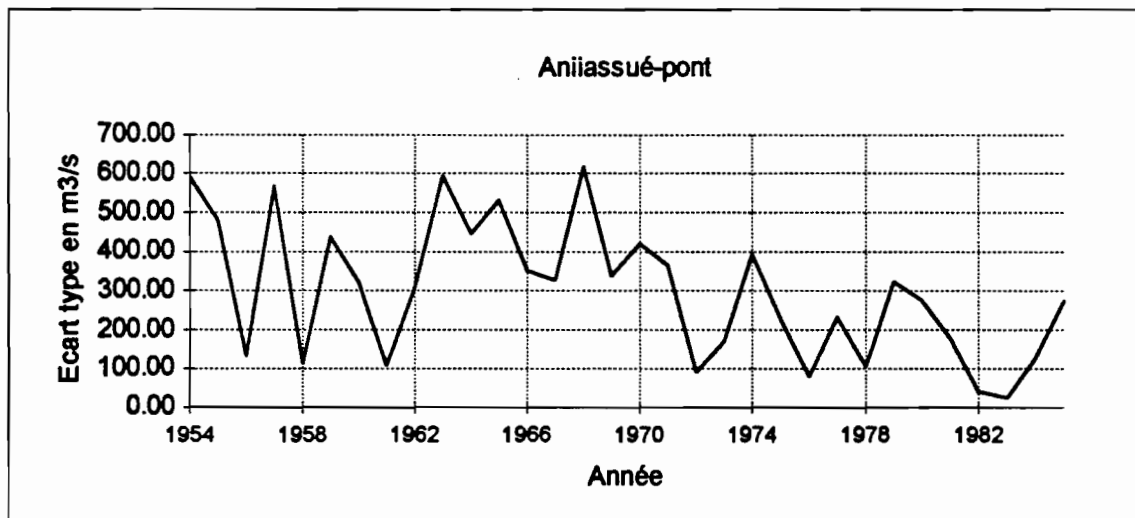
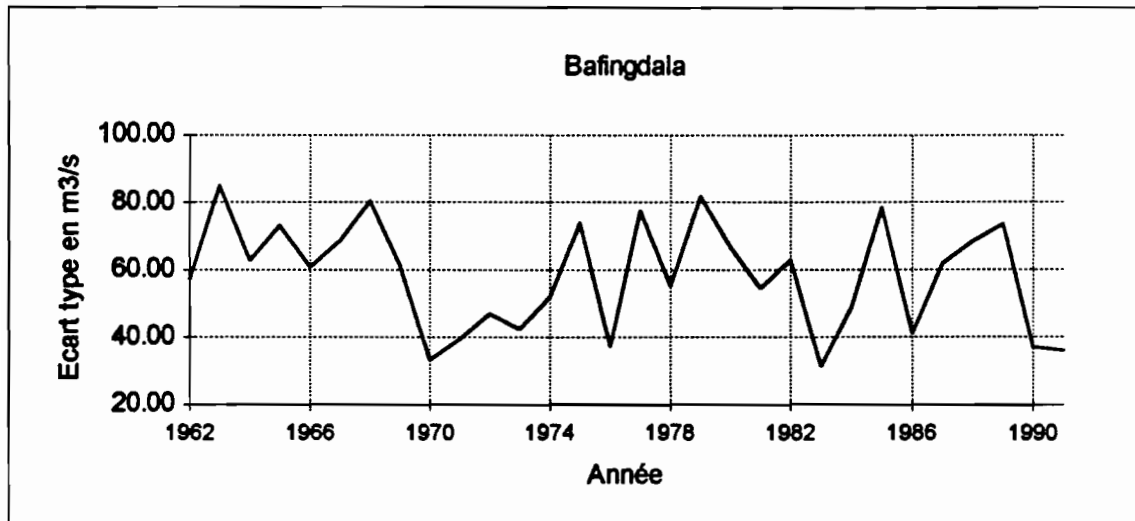
Annexe 2.9 Application des tests de rupture aux débits caractéristiques



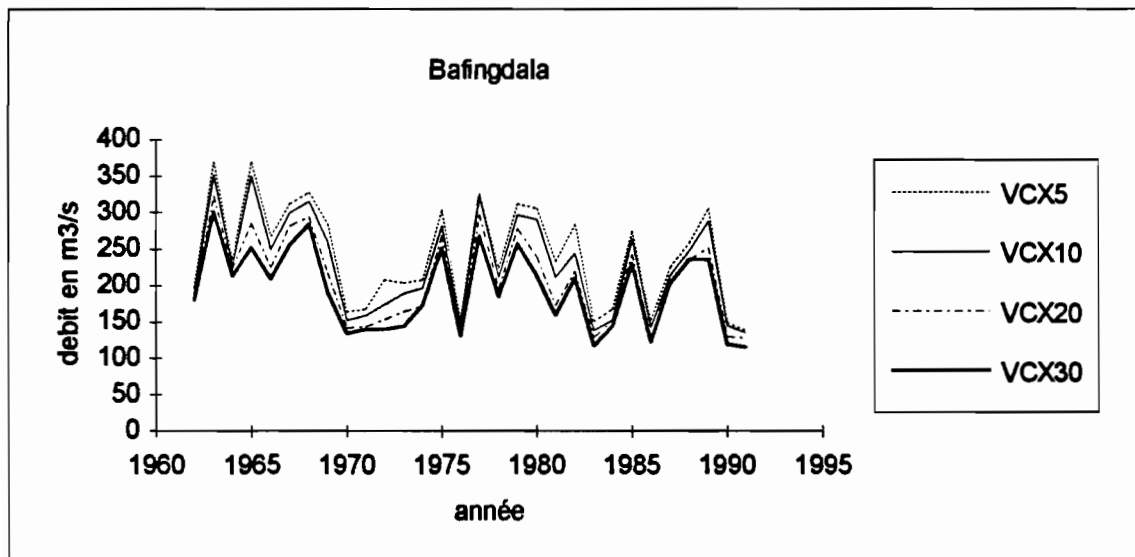
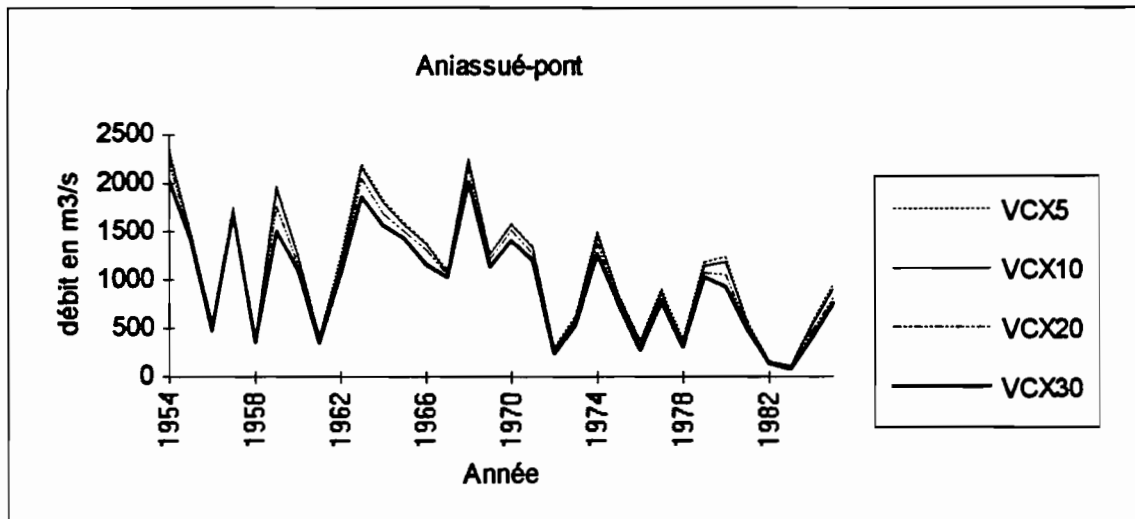
ANNEXE 3.

1. Evolution d'écart type
2. Représentations graphiques des VCXn
3. Tendence des rapports de $\frac{(VCX5 - VCX10)}{VCX10}$
4. Comparaison des crues de Juin et de Septembre
5. Allure des VCNn dans le temps
6. Probabilité à posteriori de l'époque de changement de moyenne de séries de VCNn.
7. Sévérité des étiages

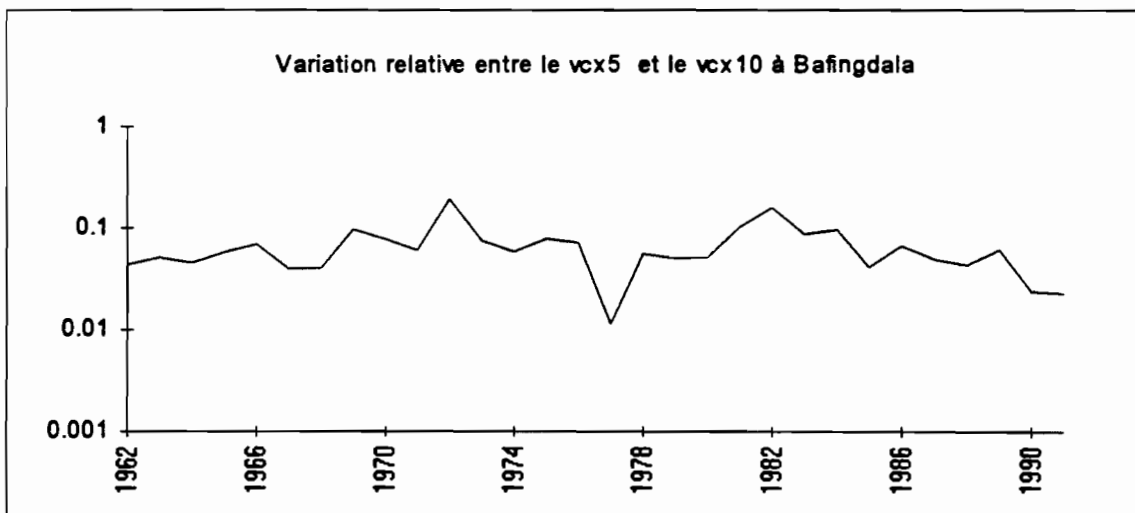
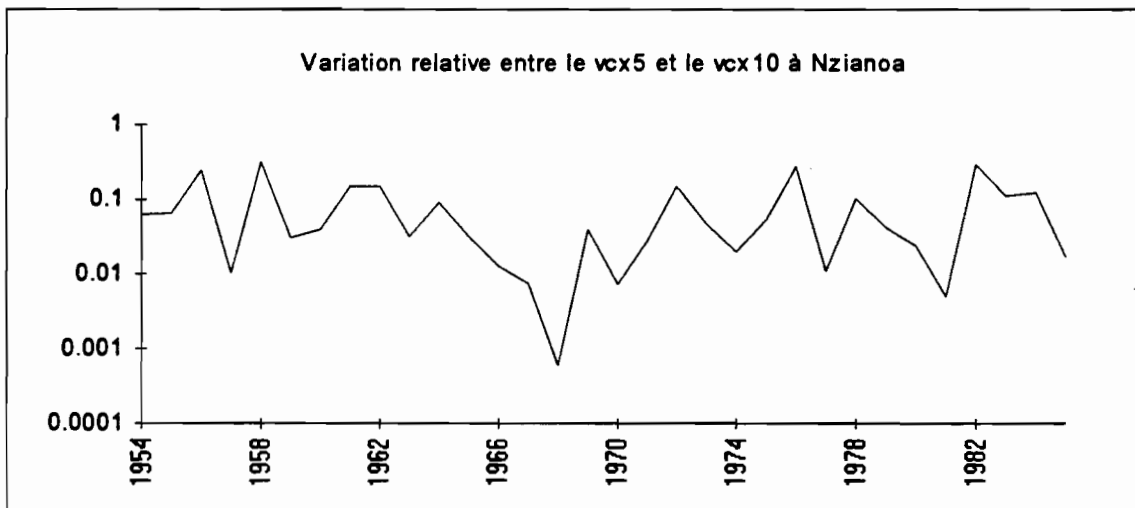
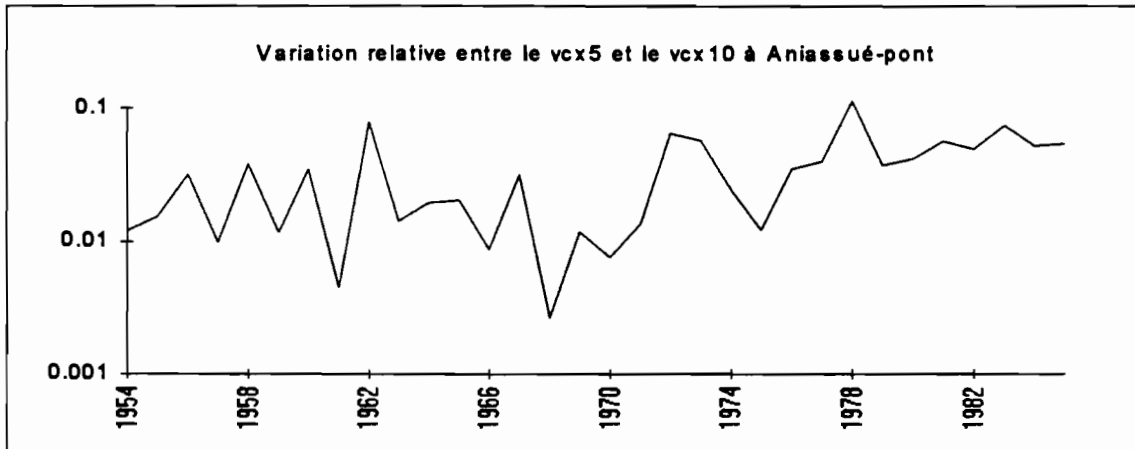
Annexe 3.1 Evolution d'écart type



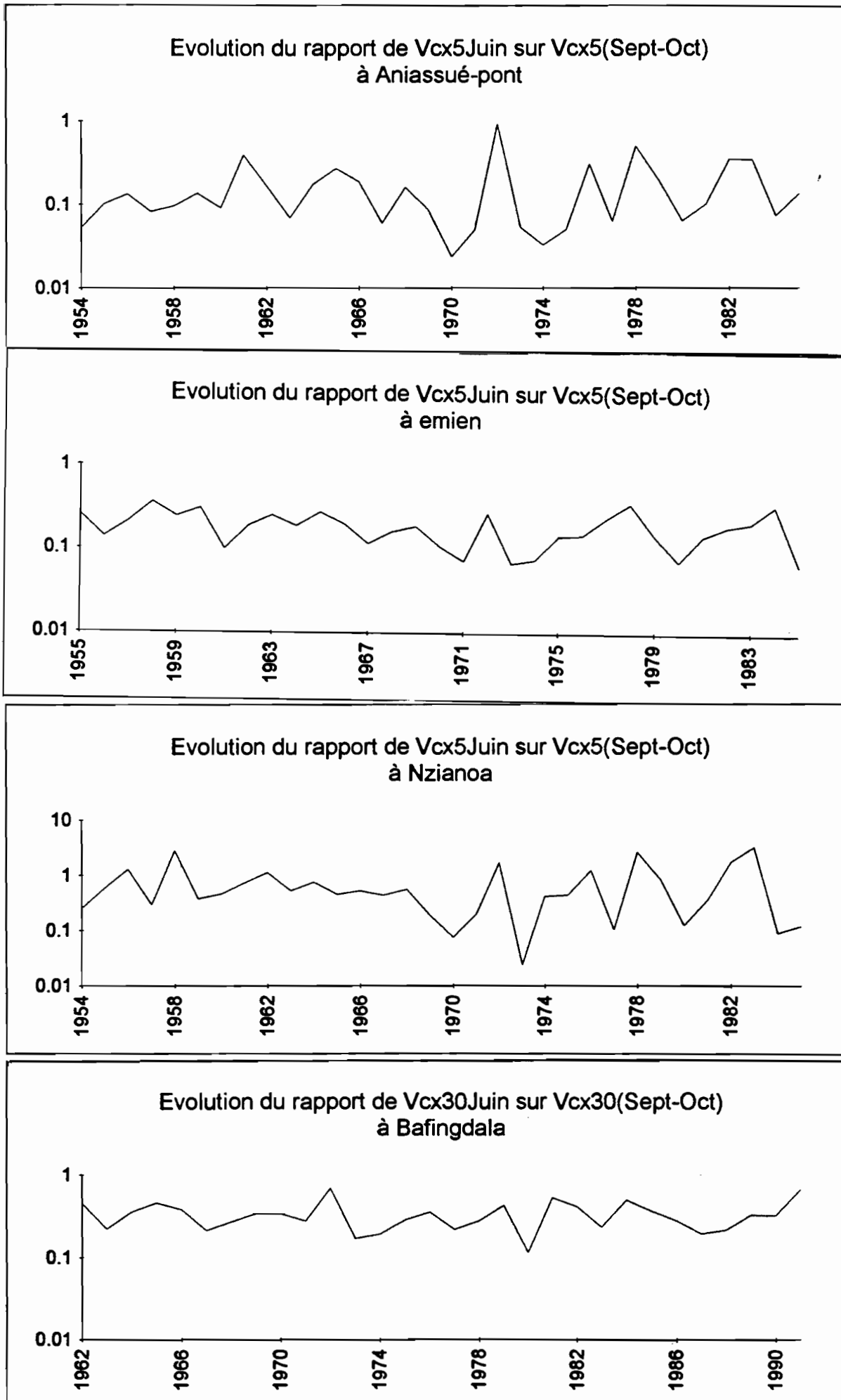
Annexe 3.2 Représentations graphiques des VCXn



Annexe 3.3 Tendence de la forme de la pointe

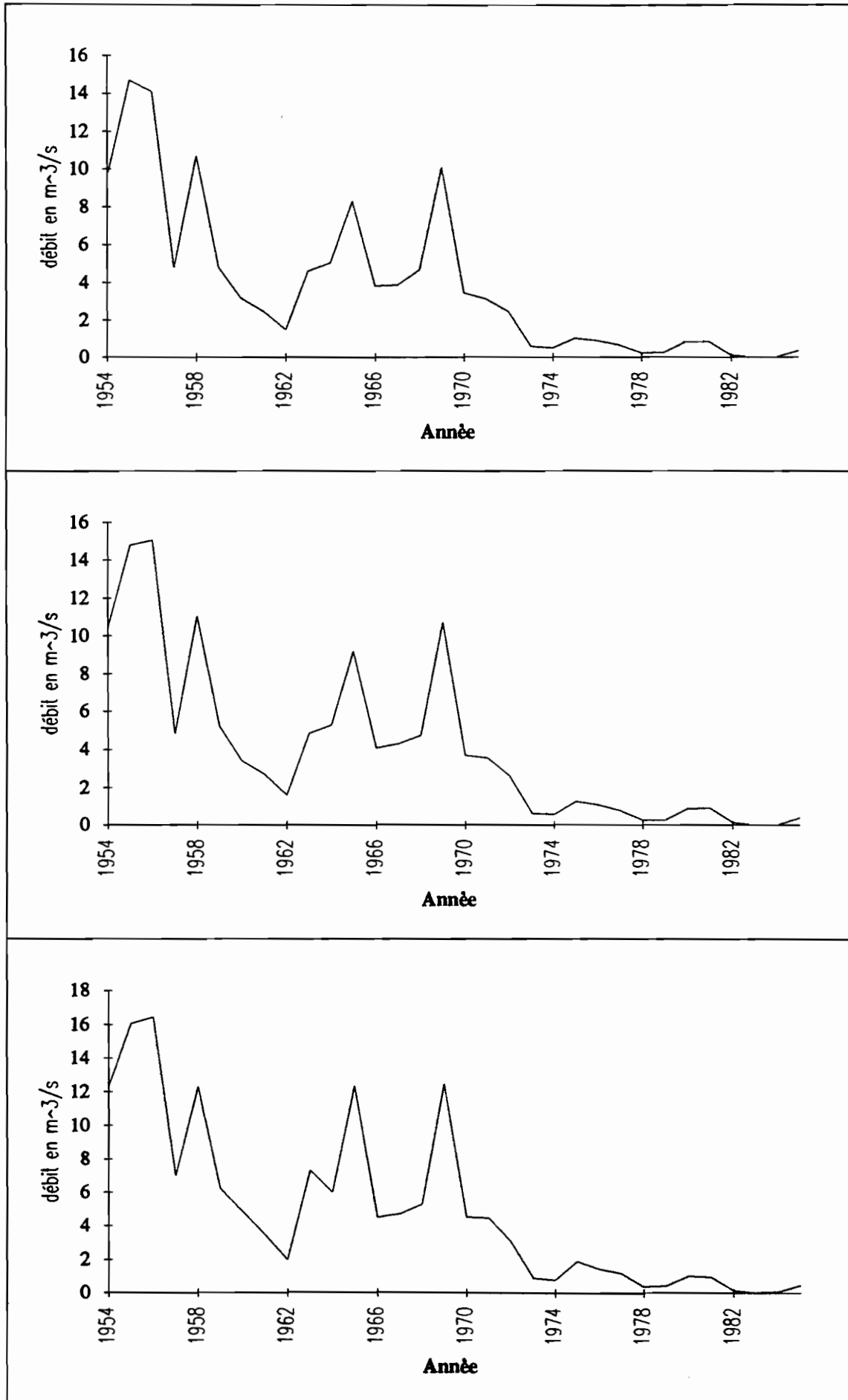


Annexe 3.4 Comparaison des crues de Juin et Septembre

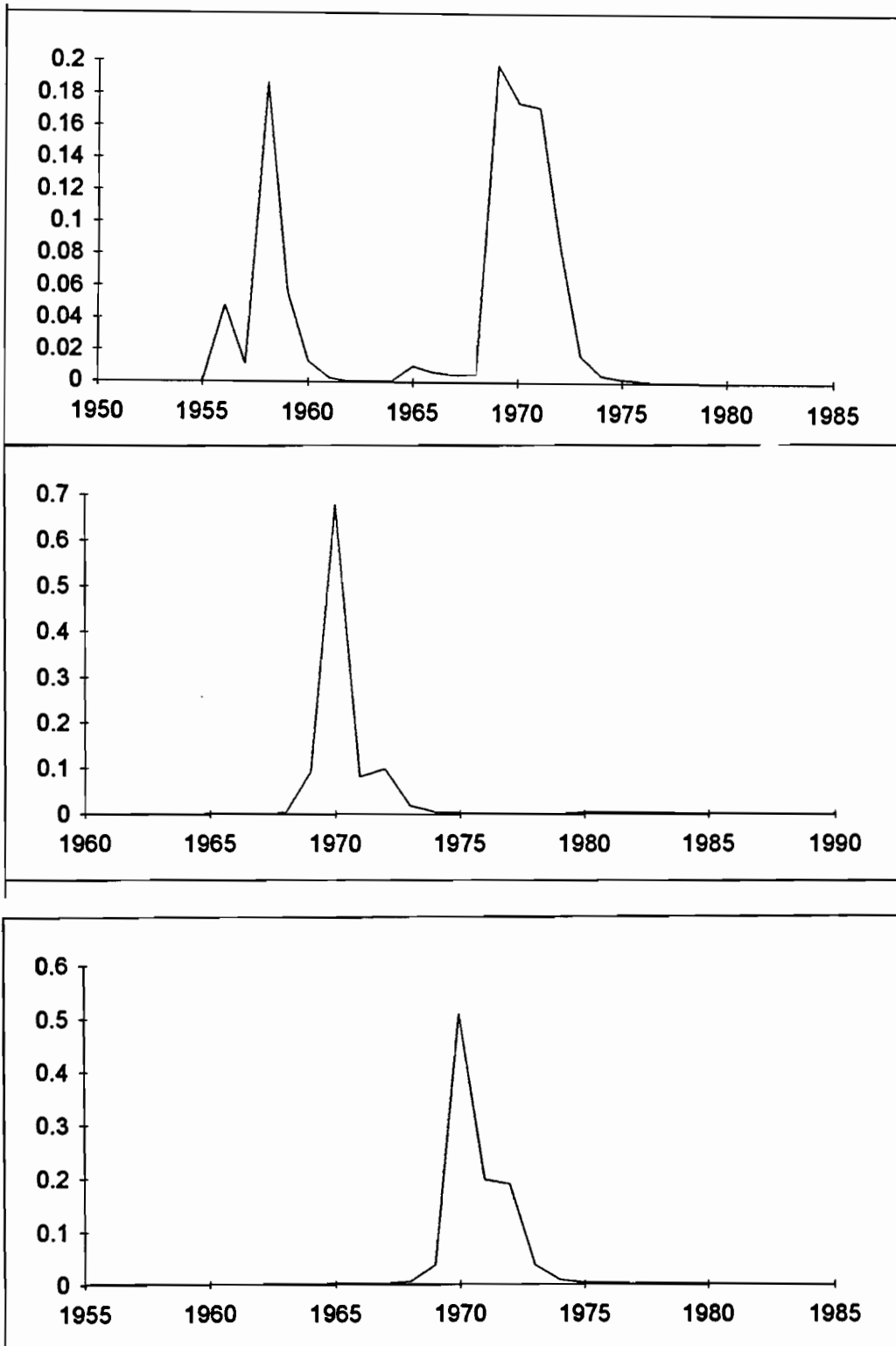


Annexe 3.5 Allure des VCNn dans le temps

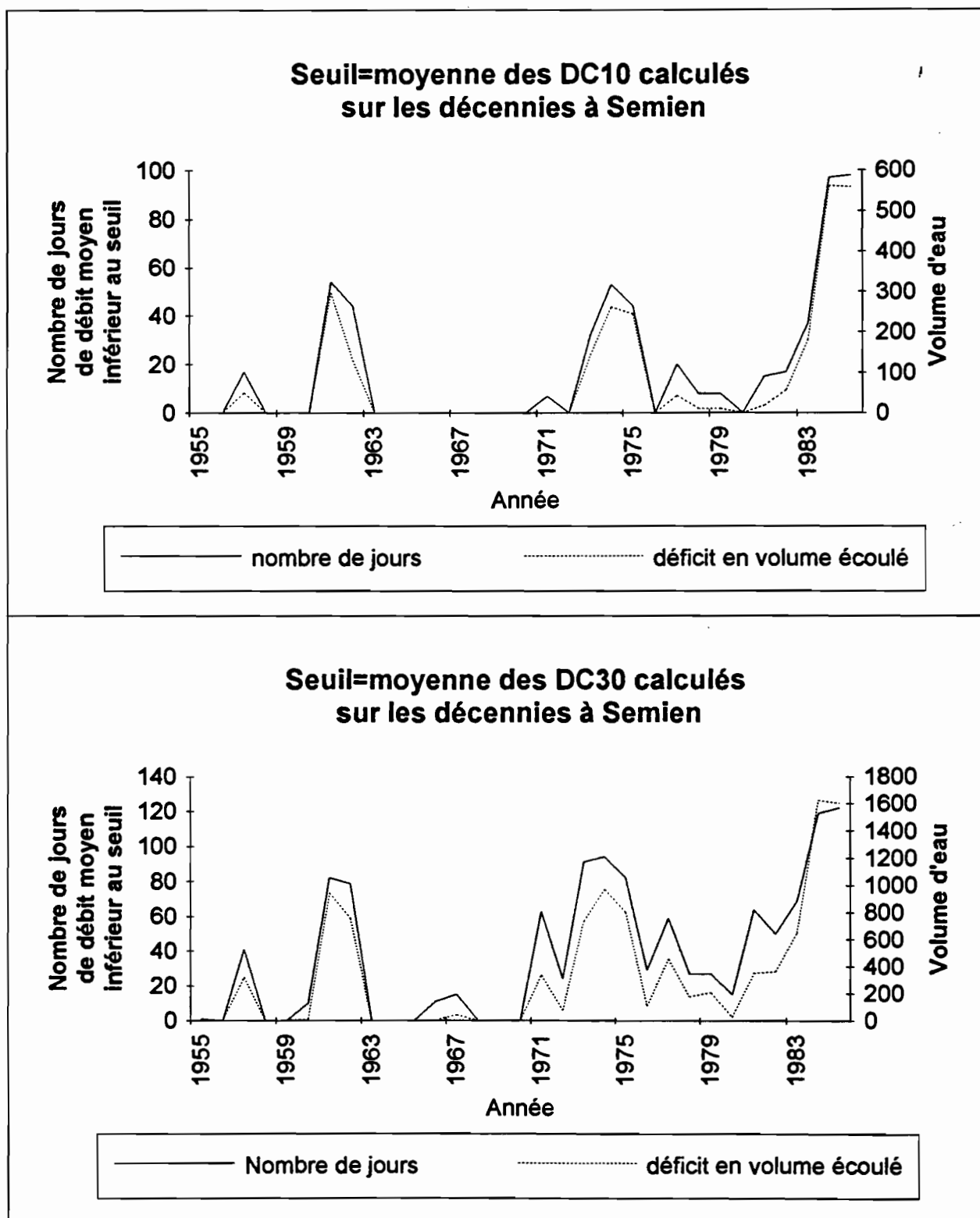
Evolution temporelle de la valeur minimale du débit moyen
journalier VCNn (n=5, 10 et 30 jours) à Aniassue-pont



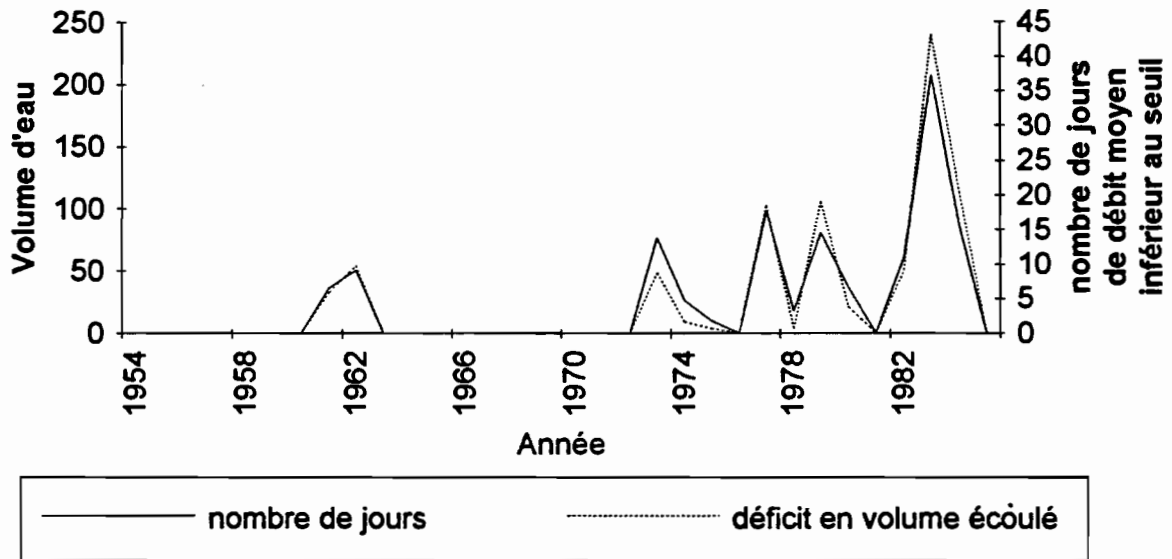
Annexe 3.6 Probabilité à posteriori de l'époque de changement de rupture de Vcn30 à Aniassué-pont, VCN10 à Bafingdala et VCN5 à Semien



Annexe 3.7 Sévérité des étiages



Seuil=moyenne des DC10 calculés sur les décennies à Nzianoa



Seuil=moyenne des DC30 calculés sur les décennies à Nzianoa

