

DEUXIÈMES JOURNÉES HYDROLOGIQUES DE L'ORSTOM À MONTPELLIER

16-17 Septembre 1986

**Montpellier
LABORATOIRE D'HYDROLOGIE
Mai 1987**

Éditions de l'ORSTOM

INSTITUT FRANÇAIS DE RECHERCHE SCIENTIFIQUE POUR LE DÉVELOPPEMENT EN COOPÉRATION

Collection **COLLOQUES et SÉMINAIRES**

PARIS 1987

ORSTOM

Commission Scientifique n° 2

HYDROLOGIE - PÉDOLOGIE

La loi du 11 mars 1957 n'autorisant, aux termes des alinéas 2 et 3 de l'article 41, d'une part, que les « copies ou reproductions strictement réservées à l'usage privé du copiste et non destinées à une utilisation collective » et, d'autre part, que les analyses et les courtes citations dans un but d'exemple et d'illustration, « toute représentation ou reproduction intégrale, ou partielle, faite sans le consentement de l'auteur ou de ses ayants droit ou ayants cause, est illicite » (alinéa 1^{er} de l'article 40).

Cette représentation ou reproduction, par quelque procédé que ce soit, constituerait donc une contrefaçon sanctionnée par les articles 425 et suivants du Code Pénal.

AVANT PROPOS

Organisées par le Laboratoire d'Hydrologie à l'initiative de la Commission Scientifique d'Hydrologie Pédologie et placées sous la présidence de Pierre Dubreuil, Vice Président de la Commission Scientifique "Hydrologie-Pédologie", ces deuxièmes journées hydrologiques de l'ORSTOM à Montpellier se partageront en deux journées consacrées à des questions spécifiques :

- Première journée le 16 septembre 1986

"L'analyse critique des données pluviométriques"

Coordonnateur : Gérard HIEZ

- Deuxième journée le 17 septembre 1986

"L'analyse spatiale de la distribution des précipitations"

Coordonnateur : Charles OBLED

Le secrétariat de séance fut assuré par B. POUYAUD avec la collaboration de MM. ALBERGEL, BOUVIER, RIBSTEIN, SERVAT pour chaque demi-journée.

Les journées d'hydrologie se tinrent dans un amphithéâtre de l'ENGREF, gracieusement mis à la disposition de l'ORSTOM par la Direction de l'Ecole.

SOMMAIRE

PREMIERE JOURNEE

<u>G. HIEZ</u> : Bases théoriques du "Vecteur Régional". Les premières applications et leur mise en oeuvre informatique	1
1ère communication : les supports théoriques du Vecteur Régional	3
. Discussion	16
2ème communication : les produits du Vecteur Régional	17
. Discussion	30
3ème communication : l'implantation informatique du Vecteur Régional	32
. Discussion	36
<u>Y. L'HOTE</u> : Contrôle de la qualité et de l'homogénéité des données pluviométriques par la méthode du "Vecteur des Indices Annuels de précipitations". . Discussion	37 52
<u>P. CHEVALLIER</u> : Note sur les écarts de mesure observés entre les pluviomètres standards et les pluviomètres au sol en Afrique de l'Ouest	53
<u>M. MORELL</u> : Influence de la topographie et de l'exposition aux vents dominants sur les mesures de précipitation. . Discussion groupée	65 88
<u>Ph. BOIS</u> : Contrôle des séries chronologiques corrélées par étude du cumul des résidus. . Discussion	89 100
<u>M. RANCAN</u> : Application de la méthode du "Vecteur Régional" à l'ensemble du territoire brésilien. Un exemple d'application régionale. . Discussion	101 116
<u>Y. L'HOTE</u> : Essai de constitution d'un historique des stations pluviométriques et critique initiale des données de pluviométrie journalière. . Discussion	117 166
<u>G. HIEZ</u> : Le Vecteur Régional : Synthèse de l'information . Discussion	168 170

DEUXIEME JOURNEE

<u>Ch. OBLED</u> : Interpolation optimale et géostatistique appliquée aux précipitations	174
<u>P.M. LEHUCHER</u> : Cartographie des épisodes pluvieux intenses sur la région de Provence-Côte d'Azur-Riviera . Discussion groupée	223 238

<u>M. DESBORDES</u> : Le problème de la cartographie des pluies en zones urbaine	240
. Discussion	251
<u>J. D. CREUTIN</u> : PLuviométrie et télédétection active	252
. Discussion	262
<u>T. LEBEL</u> et M. SLIMANI : Estimation, régionalisation et moyenne spatiale de la distribution fréquentielle des pluies	263
<u>J.P. JORDAN</u> et P. MEYLAN : Régionalisation des précipitations journalières de période de retour 5, 10 et 50 ans dans l'ouest de la Suisse	289
. Discussion groupée	298
P. BENICHOU et <u>Odile. LE BRETON</u> : Prise en compte du relief dans la cartographie des normales pluviométriques sur la France métropolitaine	299
. Discussion	305
<u>T. LEVIANDIER</u> , M. OBERLIN : Les notions d'abattement et d'épicentrage	306
. Discussion	319
LISTE DES AUTEURS DE COMMUNICATIONS	320
LISTE DES PARTICIPANTS A LA PREMIERE JOURNEE	321
LISTE DES PARTICIPANTS A LA DEUXIEME JOURNEE	324

Première Journée

16 Septembre 1986

L'ANALYSE CRITIQUE DES DONNEES PLUVIOMETRIQUES

Coordonnateur : Gérard HIEZ
Directeur de Recherches de l'ORSTOM - RECIFE - BRESIL

SOMMAIRE DE LA PREMIERE JOURNEE

Coordonnateur : G. HIEZ

G. HIEZ : Bases théoriques du "Vecteur Régional".

Les premières applications et leur mise en oeuvre informatique

1ère communication : les supports théoriques du Vecteur Régional

. Discussion

2ème communication : les produits du Vecteur Régional

. Discussion

3ème communication : l'implantation informatique du Vecteur Régional

. Discussion

Y. L'HOTE : Contrôle de la qualité et de l'homogénéité des données pluviométriques par la méthode du "Vecteur des Indices Annuels de précipitations".

. Discussion

P. CHEVALLIER : Note sur les écarts de mesure observés entre les pluviomètres standards et les pluviomètres au sol en Afrique de l'Ouest

M. MORELL : Influence de la topographie et de l'exposition aux vents dominants sur les mesures de précipitation.

. Discussion groupée

Ph. BOIS : Contrôle des séries chronologiques corrélées par étude du cumul des résidus.

. Discussion

M. RANCAN : Application de la méthode du "Vecteur Régional" à l'ensemble du territoire brésilien. Un exemple d'application régionale.

. Discussion

Y. L'HOTE : Essai de constitution d'un historique des stations pluviométriques et critique initiale des données de pluviométrie journalière.

. Discussion

G. HIEZ : Le Vecteur Régional : Synthèse de l'information

. Discussion

BASES THEORIQUES DU "VECTEUR REGIONAL". LES PREMIERES APPLICATIONS ET LEUR MISE EN OEUVRE INFORMATIQUE.

G. HIEZ

"Propos recueillis" par B. POUYAUD

INTRODUCTION

Le Vecteur Régional est une série, chronologique et synthétique, d'indices pluviométriques ou hydrométriques, annuels ou mensuels, générée par l'extraction de l'information "la plus probable", contenue dans les données mesurées à un ensemble de stations d'observation, groupées par régions homogènes.

Deux principes fondamentaux sous-tendent cette définition :

- 1) les totaux annuels ou mensuels en deux postes voisins de la même région vérifient une règle de "pseudo-proportionnalité", indépendamment de l'amplitude du facteur mesuré.
- 2) l'information "la plus probable" est celle qui se répète le plus fréquemment.

Quelques hypothèses complémentaires s'ajoutent à ces deux principes initiaux :

- aucune hypothèse sur la distribution statistique des données ne doit accompagner l'élaboration d'un Vecteur Régional.
- aucune variation sensible de la tendance climatique ne doit exister à l'intérieur d'une région réputée homogène, qui détermine un groupement régional de stations.
- toute mesure hydrométrique ou pluviométrique en une station est par nature ponctuelle, dans l'espace et dans le temps, donc suspecte d'erreur. Aucune, par conséquent, ne doit servir seule de référence pour combler les lacunes d'une autre station.
- on admettra ainsi que l'information fournie globalement par un ensemble de stations doit contenir une valeur estimative plus représentative de cet ensemble que celle fournie isolément par l'une quelconque des stations de l'ensemble.
- en conséquence, toute l'information contenue dans chacune des stations doit contribuer à l'élaboration du "Vecteur Régional" représentatif de l'ensemble des stations du groupement régional, sans que les données erronées puissent avoir une influence sensible sur le résultat.

La méthode proposée du Vecteur Régional est basée essentiellement sur la démarche suivante :

- l'estimation de la valeur modale est choisie de telle sorte qu'elle ne tienne aucun compte de la forme des fonctions de distribution.
- le procédé d'extraction du Vecteur de référence repose sur des itérations successives, sur les lignes (années d'observation) et les colonnes (station observée) de la matrice des données (stations x années).

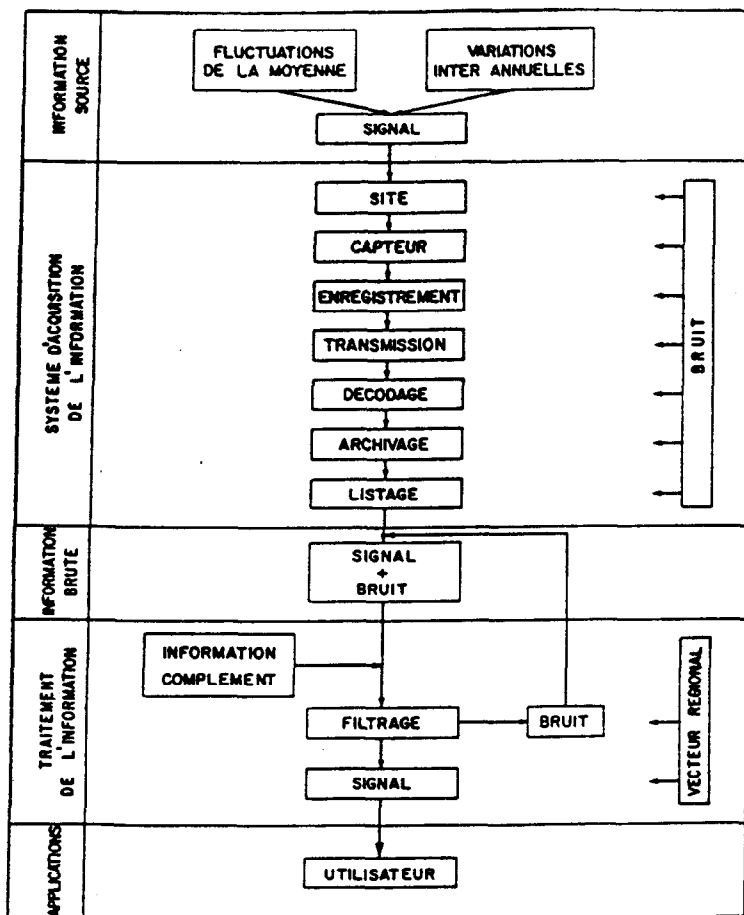
Le produit de cette élaboration est une séquence d'indices, représentative de la succession des événements hydrométriques ou pluviométriques survenus le plus fréquemment (ou de la façon la plus représentative) dans l'ensemble de la région homogène considérée et pour toute la période observée sur l'ensemble des stations.

La grande puissance du Vecteur Régional se manifeste sous deux formes distinctes :

- 1) Comme outil de synthèse, il constitue un résumé de la chronique hydrométrique ou pluviométrique de chaque région homogène défini, débarrassé du "bruit" inhérent au procédé d'acquisition de l'information ou provoqué par une anomalie localisée en un point de mesure.
- 2) Comme outil d'analyse ponctuelle, il représente le meilleur référentiel possible pour la critique des données observées, station par station.

(Première communication)

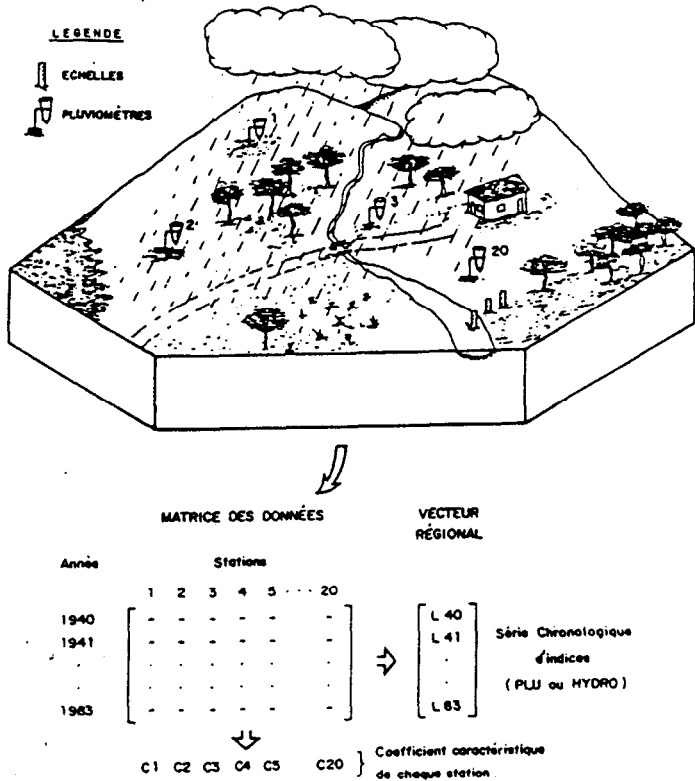
Les manifestations ponctuelles d'une grandeur physique (par exemple la pluviométrie annuelle à une station) constituent des "signaux" dont les valeurs, pour une année donnée, fluctuent autour d'une moyenne régionale, elle même sujette à des variations interannuelles. En chaque point, chaque année (ou chaque mois), la grandeur physique a une valeur, le signal.



Mais le choix du site et du capteur, le mode d'enregistrement et de transmission, le système de décodage et d'archivage, le type de publication, introduisent chacun des "bruits" qui se superposent au "signal" et l'altèrent.

L'information brute est constituée du couple "signal + bruit" et le traitement de l'information va ajouter à cette information brute toute l'information complémentaire disponible, de toute origine, de sorte d'obtenir après filtrage le "signal" originel de la grandeur physique, qui sera fourni à l'utilisateur. Le Vecteur Régional est l'un de ces outils qui permettent de traiter la donnée altérée afin d'en restituer la vérité.

REPRESENTATION NAÏVE DU CONCEPT DE VECTEUR REGIONAL



Le schéma précédent explicite comment une chronique d'observation des données 1940 à 1983, portant sur les 20 stations d'une région homogène, conduit à la matrice des données dont on va chercher à extraire le Vecteur Régional et la liste des coefficients caractéristiques de chaque station.

UNE DEFINITION ET QUELQUES PRINCIPES :

G. HIEZ a ainsi défini son Vecteur Régional :

"Une série chronologique synthétique d'indices pluviométriques ou hydrométriques annuels ou mensuels, provenant de l'extraction de l'information la plus probable contenue dans un ensemble de postes d'observation groupés par région".

Nous rappelons maintenant les deux principes de base, et leur signification mathématique :

- 1) *"Les totaux annuels ou mensuels de stations "voisines" vérifient la règle de la pseudo-proportionnalité.*

Si l'on se place dans le mode de représentation graphique, type "double-cumul", chaque année (i) est représentée par un point de coordonnées X_i et Y_i , correspondant à la valeur de la grandeur physique annuelle (i) considérée (par exemple P_i pour la pluviométrie annuelle). Chaque vecteur élémentaire P_i a alors pour coordonnées $x_i = X_i - X_{i-1}$ et $y_i = Y_i - Y_{i-1}$.

Ecrire qu'il y a pseudo-proportionnalité entre stations voisines revient à dire :

$$\frac{X_i}{Y_i} \approx \frac{X_{i-1}}{Y_{i-1}} \quad \text{ou} \quad \frac{X_i}{X_{i-1}} \approx \frac{Y_i}{Y_{i-1}}$$

- 2) *"L'information la plus probable est celle qui se répète le plus fréquemment"*

Ce principe très oecuménique, est le fondement de toute approche statistique, qu'elle soit pragmatique et événementielle, ou mathématique.

Les principes complémentaire témoignent plus du pragmatisme de l'approche retenue qu'ils ne constituent des principes physiques additionnels. G. HIEZ les énonce simultanément de la façon suivante, malgré les différences de leurs niveaux conceptuels respectifs :

- *"dans un même groupement régional de stations, il n'y a pas de variation sensible des tendances climatiques"*
- *"aucune hypothèse n'est faite sur la distribution statistique des données"*
- *"toute mesure, par nature ponctuelle dans l'espace et dans le temps, est sujette à erreur"*
- *"l'information globale, fournie par un ensemble de stations, contient une valeur estimative des fluctuations plus représentatives que celle délivrée isolément par l'une quelconque des stations de l'ensemble".*

En conséquence, la "philosophie" du Vecteur Régional pourrait être résumée par cette intention:

"Toute l'information contenue dans chacune des stations doit contribuer à l'élaboration du vecteur régional, sans que les données erronées ne puissent avoir une influence sensible sur le résultat".

LE TABLEAU DES DONNEES CONSIDERE COMME UNE MATRICE

Les données observées, les données théoriques ou données réputées "vraies" et les erreurs ou encore les anomalies vont être considérées sous une forme matricielle à n lignes (n années d'observation) et à m colonnes (m stations d'observation) :

$$[A] = [B] + [E]$$

ou $[A]$ = matrice des données observées

$[B]$ = matrice des données théoriques ou réputées vraies

$[E]$ = matrice des erreurs ou anomalies

$[A]$ peut être explicitée, A_{ij} étant par exemple le total annuel pluviométrique observé de l'année i à la station j :

Dans cette approche les m données observées pendant une année (i) représentent les coordonnées d'un vecteur pluie annuel dans l'espace des stations.

$[A] =$

$$\begin{matrix} & \begin{matrix} \text{Station 1} & \text{Station 2} & \dots & \text{Station } j & \dots & \text{Station } m \end{matrix} \\ \begin{matrix} \text{Année 1} \\ \text{Année 2} \\ \vdots \\ \text{Année } i \\ \vdots \\ \text{Année } n \end{matrix} & \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & \dots & A_{1j} & \dots & A_{1m} \\ A_{21} & A_{22} & \dots & A_{2j} & \dots & A_{2m} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ A_{i1} & A_{i2} & \dots & A_{ij} & \dots & A_{im} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ A_{n1} & A_{n2} & \dots & A_{nj} & \dots & A_{nm} \end{bmatrix} \end{matrix}$$

L'application du principe de "pseudo-proportionnalité" permet de définir la matrice $[B]$ par ses éléments $B_{ij} = L_i \cdot C_j$ où L_i est l'indice chronologique de l'année (i) et C_j le coefficient de la station (j) :

$$[B] = [L] \times [C]$$

soit en l'explicitant :

$$\begin{array}{c} \text{VECTEUR COLONNE} \\ \text{D'INDICES CHRONOLOGIQUES} \end{array} \left[\begin{array}{c} L_1 \\ L_2 \\ \vdots \\ L_i \\ \vdots \\ L_n \end{array} \right] * \begin{array}{c} \text{VECTEUR-LIGNE} \\ \text{DES COEFFICIENTS DE STATION} \end{array} \left[\begin{array}{cccc} C_1 & C_2 & \dots & C_j & \dots & C_m \end{array} \right] = \left[\begin{array}{cccccc} L_1 * C_1 & \dots & L_1 * C_j & \dots & L_1 * C_m \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ L_i * C_1 & \dots & L_i * C_j & \dots & L_i * C_m \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ L_n * C_1 & \dots & L_n * C_j & \dots & L_n * C_m \end{array} \right]$$

La matrice des résidus, [E], sera définie alors comme la différence des matrices [A] et [B] :

$$[E] = [A] - [B]$$

QUE MINIMISER, ET COMMENT, POUR DETERMINER [L] ET [C]

L'approche de la "pseudo-proportionnalité" consiste ainsi à déclarer que l'on reconnaît dans la matrice [A] un ensemble de n vecteurs pluies (i) presque colinéaires. La matrice [B] est une matrice de rang 1, en quelque sorte dégénérée de [A], entièrement définie comme le produit du vecteur ligne [C] des coefficients de station, et du vecteur colonne [L] des indices chronologiques. [B] contient donc toute l'information à caractère linéaire qu'il est possible d'extraire de [A]. La matrice [E] représente le "bruit de fond", dont il était question précédemment, qu'il provienne des fluctuations aléatoires propres à chaque poste, d'origine climatique, ou provoquées par de simples erreurs d'observation. Dans son article de base, G. HIEZ (1977) précise que la "tentation est grande d'imaginer que les éléments de [E] sont linéairement indépendants entre eux", c'est à dire que $[E]^T \cdot [E]$ est une matrice diagonale. Céder à cette tentation revient à chercher à minimiser $\| [A] - [B] \|^2$, c'est à dire engager un processus classique de régression par les moindres carrés, ou encore la recherche des directions principales, donc des vecteurs propres de la matrice des données. La technique des moindres carrés, conséquence de la minimisation de la norme euclidienne, implique la condition d'homocédasticité des résidus qui n'est pas retenue dans les principes complémentaires, afin de conserver une plus grande généralité. Elle suppose aussi que les données ont une distribution gaussienne, ce qui est contraire à une hypothèse initiale. Enfin on sait que cette démarche accorde un poids trop important aux données extrêmes et de ce fait ne permet pas d'extraire des données toute l'information "linéaire". G. HIEZ justifie les réticences qui l'ont conduit aux hypothèses précitées en écrivant :

"Le problème que nous cherchons à résoudre ne consiste pas à "minimiser" les erreurs, et encore moins les erreurs fortes, au profit d'une réduction - somme toute arbitraire - de la variance expliquée, mais bien plutôt à les détecter telles qu'elles existent".

A LA RECHERCHE DE LA NORME PERDUE

En fait on cherche à représenter par un paramètre la tendance centrale de la matrice des données, c'est à dire à minimiser $[E] = [A] - [B]$. Classiquement on procède par l'utilisation d'une norme N_p d'ordre p que l'on minore, de sorte de définir un paramètre m :

$$N_p = \left[\sum (X_i - m)^p \right]^{1/p}$$

où X_i sont les données, prenant toutes les valeurs de $i = 1$ à n ou m .

- si $p = 2$, $\sum (X_i - m)^2$ est minimum lorsque m est la moyenne des X_i ; il s'agit du procédé de minimisation de la distance euclidienne.

De la bibliographie étudiée par G. HIEZ, il résulte que ce procédé n'est applicable que tant que la distribution des X_i est normale. Il n'est notamment pas performant en cas de distribution asymétrique ou encore plurimodale des X_i , voire si l'anomalie d'un groupe de valeurs extrêmes "contamine" la moyenne. Toujours d'après l'étude bibliographique de G. HIEZ, l'écart type est aussi impropre à décrire la dispersion d'une variable autour d'une valeur centrale qui ne serait pas distribuée normalement.

- si $p = 1$, $\sum |X_i - m|$ est minimum lorsque m est la médiane des X_i ; il s'agit d'un procédé de minimisation d'une distance en valeur absolue. Mais G. HIEZ reconnaît que l'estimation de [B] par la recherche des valeurs médianes est délicate, surtout lorsque les séries comportent de nombreuses lacunes.
- G. HIEZ introduit alors le mode qui correspond à la norme d'ordre 0, c'est à dire à la minoration $\sum (X_i - m)^0$, obtenue si m est le mode, ce qui suppose :

$$(X_i - m)^0 = 0, \quad \text{pour } X_i = m$$

$$(X_i - m)^0 = 1, \quad \text{pour } X_i \neq m$$

On peut constater que l'utilisation de la moyenne ou de la médiane pour minimiser $\sum (X_i - m)^2$ ou $\sum |X_i - m|$, équivaut à réduire quantitativement la masse des erreurs. G. HIEZ remarque que l'utilisation du mode vise à réduire numériquement les erreurs et à utiliser une méthode de maximum de vraisemblance dont la solution réside dans la recherche des valeurs modales de la distribution des X_i .

La minimisation de la matrice des erreurs $[E] = [A] - [B]$ peut s'écrire encore $[E] = [A] - [L].[C]$.

L'élément e_{ij} de $[E]$ est alors défini par :

$$e_{ij} = a_{ij} - l_{i,c_j}$$

puisque dans la définition de la matrice des valeurs vraies $[B]$, $[L]$ et $[C]$ sont respectivement une matrice colonne et une matrice ligne.

L'utilisation de la recherche des valeurs modales comme procédé de minimisation de $[E]$ définissant $[B] = [L].[C]$ revient à dire que l_i et c_j seront correctement estimés quand la valeur de e_{ij} , la plus fréquente - donc la plus probable ou la plus vraisemblable - dans $[E]$, sera la valeur 0.

Mais il paraît plus intéressant d'opérer en erreur relative, c'est à dire de minimiser les éléments d'une matrice $[E]$ définis comme

$$e_{ij} = \frac{a_{ij}}{l_{i,c_j}} - 1$$

pour déterminer les l_i et c_j satisfaisants.

La valeur la plus fréquente de a_{ij} sera 0 si la valeur modale de $a_{ij}/l_i c_j$ est 1, ce que G. HIEZ note :

$$\hat{M}(a_{ij}/l_i c_j) = 1$$

Tout le problème est qu'il n'y a pas de méthode usuelle de calcul précis de la valeur modale :

- les données ne sont pas assez nombreuses pour être réparties en classes ; la valeur modale y aurait été la valeur du point médian de la classe de fréquence maximale.
- il faudrait donc définir mathématiquement deux fonctions de densité, "ligne" et "volume" ce qui ne peut se faire a priori.

LE TRAITEMENT L-C

La définition de a_{ij} précédente est claire, il est intéressant de voir par quel procédé on peut obtenir une matrice [E] composée de tels éléments ; il faut pour cela introduire 2 matrices diagonales, dont les éléments diagonaux sont $1/l_i$ et $1/c_j$, matrice que l'on notera $[L^{-1}]$ et $[C^{-1}]$, de dimension n, n et m, m. [E] est alors définie par :

$$[E] = [L^{-1}] \cdot [A] \cdot [C^{-1}] - \quad (1) \text{ est une matrice n,m composée de 1}$$

La technique de recherche du mode étant supposée maîtrisée, et son résultat noté

$$\hat{M}\left(\frac{a_{ij}}{l_i c_j}\right)$$

on peut écrire dans [E] :

- pour toute colonne j donnée et quel que soit i

$$\hat{M}\left(\frac{a_{ij}}{l_i c_j}\right) = \frac{1}{c_j} \cdot \hat{M}\left(\frac{a_{ij}}{l_i}\right) = 1$$

$$\text{soit } c_j = \hat{M}\left(\frac{a_{ij}}{l_i}\right) \text{ quel que soit } i$$

- pour toute ligne i donnée et quel que soit j

$$\hat{M}\left(\frac{a_{ij}}{l_i c_j}\right) = \frac{1}{l_i} \cdot \hat{M}\left(\frac{a_{ij}}{c_j}\right) = 1$$

$$\text{soit } l_i = \hat{M}\left(\frac{a_{ij}}{c_j}\right), \text{ quel que soit } j$$

On peut arriver à ce résultat en restant sous la forme matricielle. Minimiser [E] revient à identifier [A] et [B], or [B] = [L] · [C]. Si l'on fait intervenir $[L^{-1}]$ et $[C^{-1}]$ définies comme auparavant, il vient $[A] \equiv [L] \cdot [C]$ et selon que l'on travaille en [L] ou en [C] :

$[L^{-1}].[A] \equiv [L^{-1}].[L].[C]$
 $[L^{-1}].[L]$ est une matrice colonne de $n \times 1$, le produit $[L^{-1}].[L].[C]$ est alors une matrice n, m répétant n fois la matrice ligne $[C]$.

Comme $[L^{-1}].[A]$ est aussi une matrice n, m d'éléments $a_{ij}/l_{i.}$, l'identification $[A] \equiv [B]$ conduit à minorer $a_{ij}/l_{i.} - c_j$

$[A].[C^{-1}] \equiv [L] \cdot [C] \cdot [C^{-1}]$ est une matrice ligne de $m \times 1$, le produit $[L] \cdot [C] \cdot [C^{-1}]$ est alors une matrice n, m , répétant m fois la matrice colonne $[L]$.

Comme $[A].[C^{-1}]$ est aussi une matrice n, m d'élément a_{ij}/c_j , l'identification $[A] \equiv [B]$ conduit à minorer $a_{ij}/c_j - l_{i.}$

Le choix du mode comme norme conduit bien aux expressions matricielles étendues :

$$[L] = \hat{M}([A].[C^{-1}])$$

$$[C] = \hat{M}([L^{-1}].[A])$$

Cette présentation fournit tous les éléments d'un processus itératif.

Si p est l'ordre des itérations, on écrira :

$$c_{jp} = \hat{M}(a_{ij}/l_{i.p-1})$$

$$l_{ip} = \hat{M}(a_{ij}/c_{j.p})$$

et on initialisera par $l_{i1} = 1$

C'est ce procédé que G. HIEZ nomme "Traitement ligne-colonne ou L.C", procédé qui converge plus ou moins rapidement selon la qualité des données ou le processus d'estimation de la valeur modale. Un "seuil de convergence" S est introduit de sorte d'arrêter l'itération lorsque ce seuil est atteint, qui peut être défini par :

$$v_{ij} = \frac{l_{ip} \cdot c_{jp}}{l_{i.p-1} \cdot c_{j.p-1}} - 1 \leq S$$

Une autre approche, après chaque traitement L.C consiste à établir la matrice $[E]$ des erreurs relatives

$$\varepsilon_{ij} = \frac{a_{ij}}{l_{i.} c_j} - 1$$

et à rechercher la valeur de a_{ij} à laquelle correspond l'erreur ε_{ij} maximale. Cette valeur a_{ij} est corrigée par multiplication par le facteur

$$K_{ij} = \frac{1}{1 + \alpha \cdot \varepsilon_{ij}}$$

où α est un facteur d'accélération ou de ralentissement de la convergence. On arrête l'itération lorsque tous les ε_{ij} sont inférieurs à un certain seuil que l'expérience monte de l'ordre de 10^{-2} .

Le produit de ces traitements L.C est donc en premier lieu la creation d'un vecteur L, vecteur de référence régional, dont les composantes L_i traduisent, dans le cas de la pluviométrie, les variations annuelles régionales de cette pluviométrie. En second lieu ces traitement nous fournissent le coefficient, C_j de chacune des stations.

LE SOUS PRODUITS DU TRAITEMENT L.C

Des méthodes d'analyse des totaux pluviométriques annuels classiques s'éclairent alors d'un jour nouveau :

Il suffit de comparer au vecteur de référence L les données de chaque poste. On comparera ainsi les données à leur valeur la plus vraisemblable.

Cet écart à la valeur la plus probable sera pour l'année i et la station j :

$$e_{ij} = \frac{a_{ij}}{L_i \cdot C_j} - 1$$

que G. HIEZ a nommé EPSI(i, j)

Dans certains cas il est même recommande de travailler avec le logarithme et de définir

$$EPSI(i, j) = \text{Log} \left(\frac{a_{ij}}{L_i \cdot C_j} \right)$$

Deux autres variables peuvent aussi être définies :

SEPSI, valeur cumulée des EPSI pour une année k :

$$SEPSI(k) = \sum_{i=1}^k EPSI(i)$$

$$= \frac{1}{C_j} \sum_{i=1}^k \frac{a_{ij}}{L_i} - k$$

DEPSI, différence première des variables EPSI entre 2 années successives

$$DEPSI_i = EPSI_i - EPSI_{i-1}$$

Ces deux variables se révéleront particulièrement performantes dans l'analyse des données dont des exemples circonstanciés sont présentes plus loin.

LA VALEUR MODALE OU LE MODE RETROUVE

G. HIEZ propose une fonction de distribution "naturelle", déjà annoncée dans l'article de 1977 (HIEZ, 1977), qu'il qualifie de plus de "non paramétrique", signifiant sans doute ainsi son caractère discontinu.

VECTEUR REGIONAL LA VALEUR MODALE

Si

$$x_i \longrightarrow m$$

$$F(x_i - m) \longrightarrow 0$$

Si

$$\longleftarrow x_i \quad m$$

$$F(x_i - m) \longrightarrow 1$$

La fonction F est effectivement définie comme une norme d'ordre zéro, analogue donc à un mode. f sera la fonction de distribution de la variable à normer, fonction garantie naturelle et non paramétrique et où l'on retrouve un coefficient de résolution R

$$F = \sum_{i=1}^{i=N} \left[1 - \exp - \left(\frac{x_i - m}{R} \right)^2 \right]$$

$$\hat{M} = \text{MODE} = \min (F)$$

$$f = \sum_{i=1}^{i=N} \exp - \left(\frac{x_i - m}{R} \right)^2$$

$$\hat{M} = \max (f)$$

Un second tableau de G. HIEZ précise la définition de cette fonction de distribution f(x) :

VECTEUR REGIONAL
FONCTION DE DISTRIBUTION "NATURELLE"

$f \rightarrow$ FONCTION DE DISTRIBUTION.

Il semble bien que l'on attache plus de prix à l'espace temporel des n années, dimension du Vecteur Régional, qu'à l'espace des m stations utilisées.

$$1^{\circ}) f > 0 \quad \forall x_i$$

$$2^{\circ}) \frac{1}{P} \int_{-\infty}^{+\infty} f \cdot dx = 1$$

$$\text{si} \quad P = NK\sqrt{2\pi}$$

$$f(x) = \frac{1}{NK\sqrt{2\pi}} \sum_i \exp -\frac{1}{2} \left(\frac{x-x_i}{K} \right)^2$$

$f(x)$ = FONCTION DE DISTRIBUTION NON PARAMÉTRIQUE

K = COEFFICIENT DE RESOLUTION

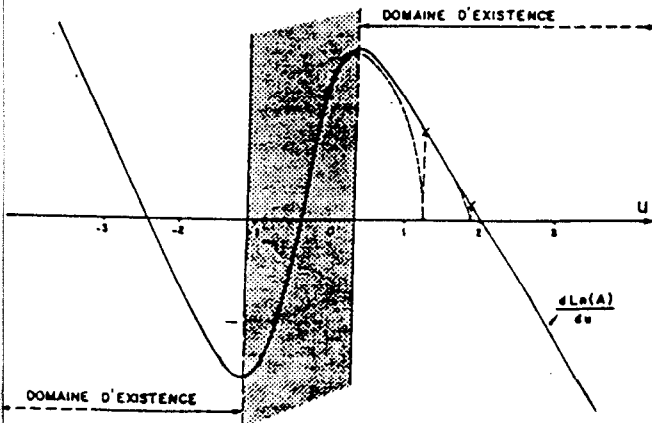


STRUCTURE DES DONNÉES

9. HEE: JOURNÉE HYDROLOGIQUE MONDIALE - 10/11 SEPT 1968

DES. INELISA R. L. EYMER.

La recherche des modes s'effectue sur une fonction réduite :



$$A = \frac{1}{N\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^{i=N} \exp -\frac{1}{2} (u-u_i)^2$$

en utilisant la technique de la parabole osculatrice de la fonction dérivée logarithmique de la fonction réduite A.

G. HIEZ rassemble dans un dernier tableau les avantages de la fonction de distribution "naturelle" pour la recherche des modes de la distribution des composantes du vecteur L.

VECTEUR REGIONAL FONCTION DE DISTRIBUTION "NATURELLE"

PROPRIÉTÉS:

La manipulation des f et des Σ au ni-veau de la fonction de distribution et de son intégrale, n'est pas apparue transparente, au regard de la définition a priori discrète et non continue de l'échantillon de base.

TOUS LES MOMENTS EXISTENT:
LA DISTRIBUTION EST DONC QUELCONQUE
SYMÉTRIQUE OU NON
UNI- OU PLURI-MODALE

K_r INDÉPENDANTS DE R
SAUF $K_2 \longleftrightarrow$ RESOLUTION
 m_3 INDÉPENDANTS DE R
CONSERVATION DE L'ASSYMÉTRIE

FONCTION CUMULATIVE:
$$FC = \frac{1}{N\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u \sum e^{-\frac{1}{2}(u-u_i)^2} du$$

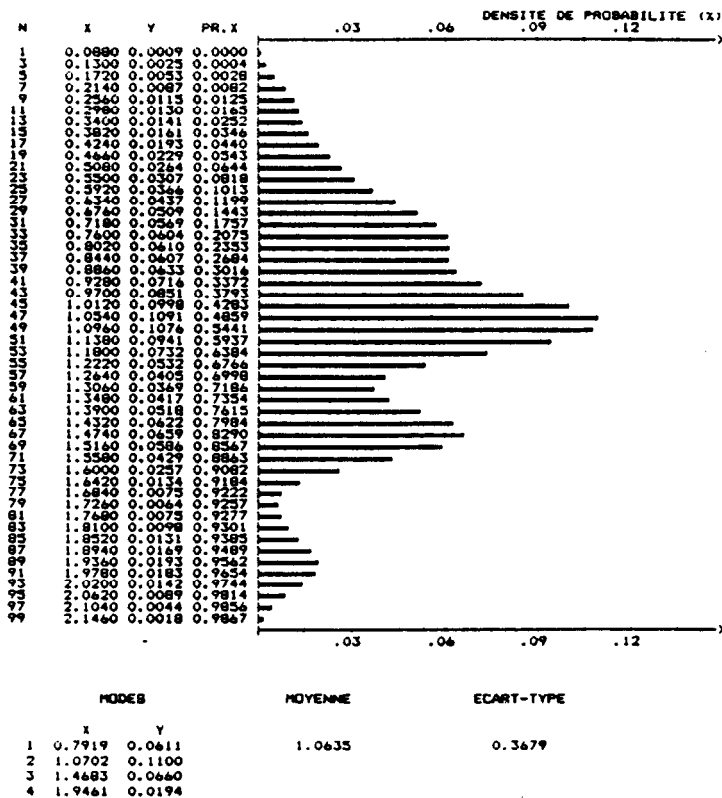
$$= \frac{1}{N\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^{1+N} \int_{-\infty}^u e^{-\frac{1}{2}(u-u_i)^2} du$$

CARACTÉRISTIQUE DE TENDANCE — MODE(S) —
PEU "CONTAMINÉ" PAR LES VALEURS
DE FAIBLE FRÉQUENCE.

En tout état de cause le pragmatisme conduit à juger une méthode sur ses produits, ce qui peut être esquissé par l'examen du graphe de la visualisation de la distribution du vecteur pluviométrique de la totalité du CEARA (Brésil) pour la période 1911-1985, où apparaissent les modes de cette distribution.

VISUALISATION DE LA DISTRIBUTION :
VECTEUR PLUVIOMETRIQUE CEARA TOTAL - Période 1911-1985

Densité des probabilités réduites $X:ID$ pour $ALF = .216$
(paramètres utilisés : $IR = 14$, $IC = 14$ et $ID = 0$)



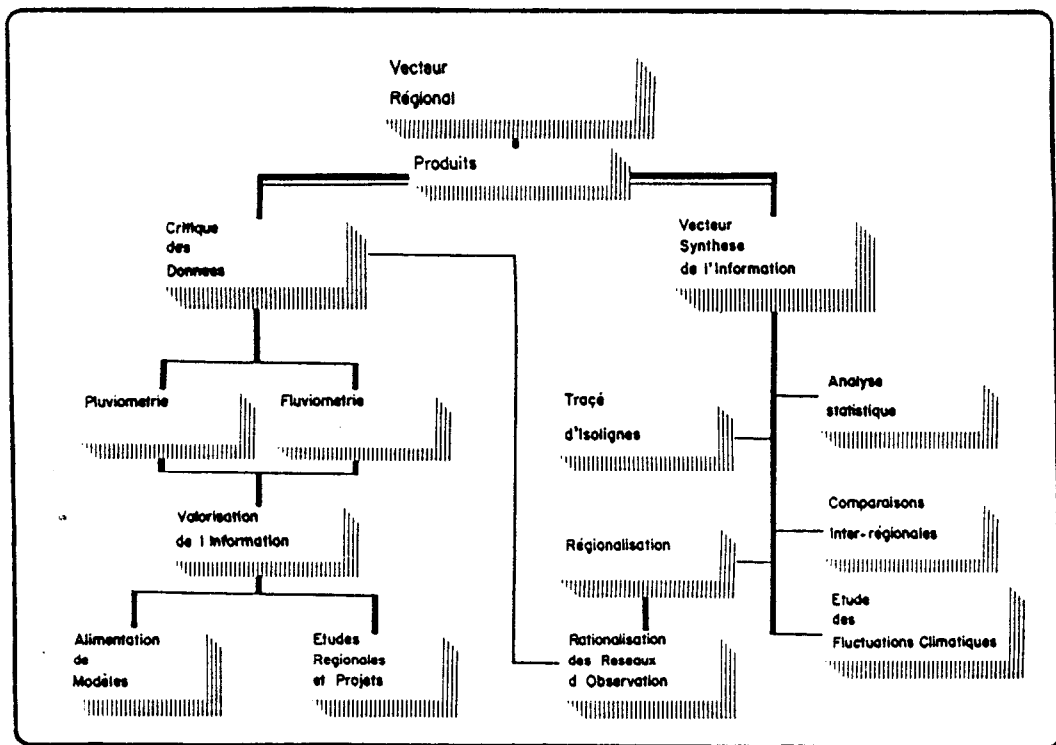
Dans cet exemple on voit que la distribution temporelle du vecteur est largement plurimodale.

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA 1ère COMMUNICATION DE G. HIEZ
16.09.86 matin

A une question de J. CLAUDE, demandant si un article sur ce thème sera publié, G. HIEZ assure qu'une présentation détaillée de la communication figurera dans le compte rendu de ces journées. Après avoir remercié le conférencier de la qualité de son exposé, J. COLOMBANI s'inquiète de la signification physique des "modes" utilisés dans la méthode du Vecteur Régional, ce à quoi G. HIEZ répond en confirmant que les "modes" correspondent effectivement aux valeurs observées, ce qui veut dire qu'il n'existe aucun artefact provoqué par la méthode même de détermination du mode. M. ROCHE félicite lui aussi G. HIEZ pour les développements apportés à la méthode du vecteur, qui va à l'évidence plus loin que la simple critique des données, mais demande pourquoi fut choisie cette méthode d'optimisation de minimisation des résidus ? A cette question ambiguë : s'adresse-t-elle à la norme qui fait intervenir le mode, ou à la seule évaluation de celui-ci, G. HIEZ répond prudemment que cette fonction est effectivement un point névralgique de la méthode. T. LEBEL s'interroge alors sur les critères de calage de l'indice de résolution IR, et G. HIEZ concède que le choix de cet indice reste assez empirique et toujours délicat : expérimentalement, pour faire apparaître les différents modes, on procède à un "balayage" de $IR = 1$ à $IR = 14$ avec un pas de 0,1 ou 0,2. Il apparaît que l'on obtient de bons résultats avec des valeurs de IR voisines de 12 à 14 (c'est à dire un coefficient de résolution d'environ 0,2 à 0,25). La valeur de $IR = 14$ semble généralement plutôt bonne. Dans le cas d'une population inconnue on procèdera par itérations successives à partir d'une valeur "vraisemblable" de départ, qui peut être une "pseudo-moyenne" (moyenne des maxi-mini d'une population tronquée à 80%).

LES PRODUITS DU VECTEUR REGIONAL

2ème Communication



Lors de cette communication, G. HIEZ a commenté de nombreux transparents qu'il n'est pas possible de tous reprendre ici. Nous nous contenterons de présenter ceux qui décrivent certaines possibilités du vecteur non encore, ou trop rapidement, abordées, ainsi que certaines applications particulières qui ne figurent pas dans la communicatin de M. RANCAN de l'après midi.

les lacunes sont codées - 0.1

[illegible]

SUR LA PÉRIODE EN ÉTUDE

Rappel sur EPSI, ses avantages et son utilisation

ANCIENNE FORME: ERREUR RELATIVE

$$EPSI(I,J) = \frac{X(I,J)}{L(I) * C(J)} - 1$$

NOUVELLE FORME: ERREUR LOGARITHMIQUE

$$EPSI(I,J) = LN \left[\frac{X(I,J)}{L(I) * C(J)} \right]$$

AVANTAGE PRINCIPAL:

MEILLEUR DISTRIBUTION AUTOUR DE 0

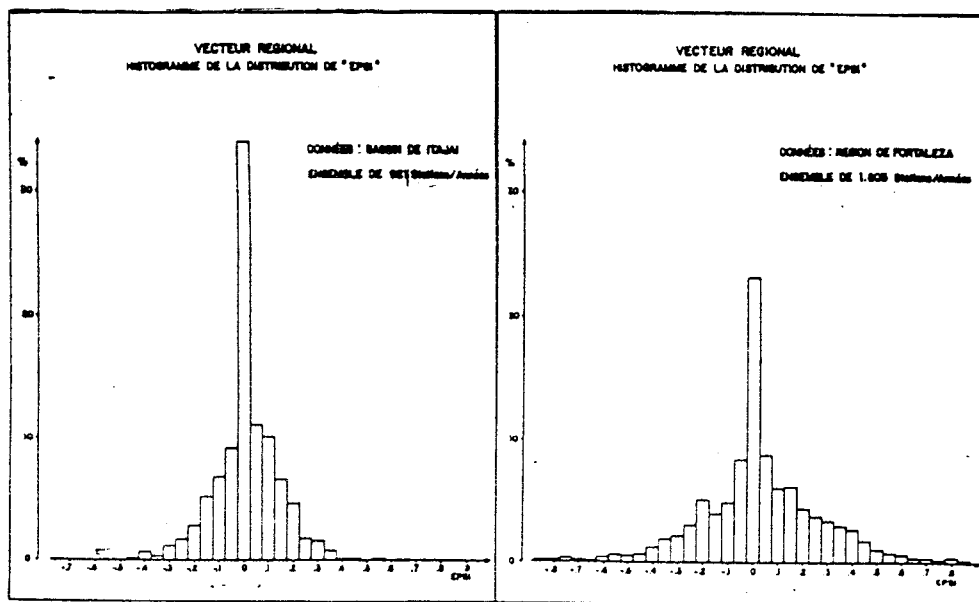
UTILISATION DE EPSI:

DÉTECTER LES DÉVIATIONS SYSTÉMATIQUES

DÉTECTER LES ERREURS OU ANOMALIES LOCALES

ESTIMER LES COEFFICIENTS DE CORRECTION

Exemple de distribution des EPSI



EXEMPLES D'UTILISATION DU VECTEUR REGIONAL POUR DETECTER LES DEVIATIONS SYSTEMATIQUES ET LES ERREURS ALEATOIRES

D'après l'étude de G. JACCON (1982), l'inventaire des 14 stations du PARABAIÁ affectées par une déviation systématique positive (valeurs top fortes) a montré que sept d'entre elles sont groupées près de PIANCO. Une étude précise des archives mensuelles et journalières a permis de déceler des erreurs de tous ordres sur ces sept stations :

- valeurs supérieures à 10.0 mm trop nombreuses (70%)
- augmentation de la précipitation moyenne journalière à partir de 1969 environ etc.

Le double cumul de la station de NOVA OLINDA avec le vecteur comprenant 23 postes (figure..) montre bien la correction qu'il y aura à apporter entre les années 1969 et 1977 comprises, soit un coefficient multiplicateur de 0,60.

Les transparents présentés en cours de séance, nous ont montré l'évolution de la méthode depuis cette année 1982, avec en particulier :

- pour chaque année une colonne CORR (correction proposée) en plus des colonnes EPSI et SEPSI ;
- à la demande : un préclassement des périodes ayant même coefficient de correction et des années anormales (figure..).

DESVIO SISTEMÁTICO NA REGIÃO DE PIANCÓ

ESTUDO DO VETOR REGIONAL

DIFER. ACUMULADA COM O VETOR

PRIMAD 14 30/01/83

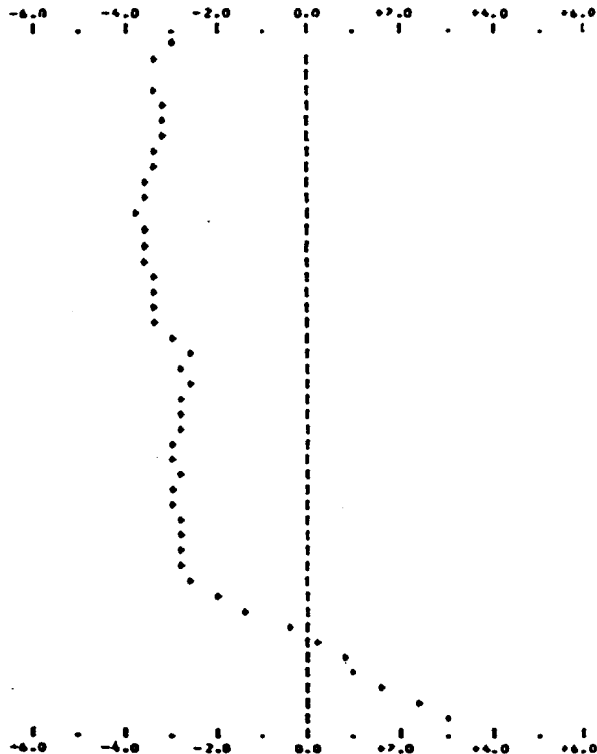
POSTO Nº 23

3845997

NOVA BLINDA

REGIÃO - S A

Nº	ANO	VALOR		OBS.	CALC.	EPSE	SEPSI
		OBS.	CALC.				
22	1946	991.7	1771.7	-0.2272	-3.308		
23	1946	991.7	1771.7	0.0000	-3.308		
24	1946	991.7	1771.7	-0.0439	-3.352		
25	1947	967.0	1819.0	0.0000	-3.295		
26	1947	974.3	1794.3	-0.0765	-3.297		
27	1947	799.2	1772.2	0.0155	-3.291		
28	1947	1974.4	1816.4	-0.1818	-3.463		
29	1948	667.3	637.3	0.0045	-3.459		
30	1948	967.0	655.0	-0.1929	-3.452		
31	1948	967.0	966.0	-0.0795	-3.687		
32	1948	967.0	636.0	-3.1445	-3.679		
33	1948	1799.8	979.8	3.2422	-3.596		
34	1948	799.8	779.8	0.0709	-3.565		
35	1947	1184.6	1273.6	-0.0629	-3.678		
36	1949	979.8	779.8	0.2795	-3.369		
37	1949	777.5	979.5	-0.0454	-3.395		
38	1949	619.0	677.0	-0.2789	-3.474		
39	1949	974.3	677.3	0.0982	-3.374		
40	1949	967.3	719.3	0.3405	-3.024		
41	1949	611.2	667.0	0.0473	-2.864		
42	1949	799.8	799.8	-0.0917	-2.750		
43	1949	967.0	799.0	0.1310	-2.617		
44	1949	791.6	866.6	-0.0765	-2.715		
45	1947	673.0	670.0	-0.3817	-2.739		
46	1949	611.6	977.0	0.0911	-2.791		
47	1949	640.0	777.0	-0.3576	-3.758		
48	1949	797.7	793.7	0.0476	-2.986		
49	1949	1173.7	919.0	0.2345	-2.791		
50	1949	977.6	699.6	-0.1273	-2.912		
51	1949	1167.0	1177.0	0.0117	-2.500		
52	1949	1167.0	1166.0	0.3666	-2.854		
53	1949	874.1	793.0	-0.0797	-2.863		
54	1949	791.6	699.6	0.0954	-2.767		
55	1947	1263.6	1164.2	0.0623	-2.725		
56	1949	979.2	891.2	0.3679	-2.655		
57	1949	1263.6	717.0	0.5579	-2.097		
58	1973	1994.5	601.0	0.6707	-1.476		
59	1973	2997.5	1107.7	1.1152	-0.304		
60	1977	1963.3	967.3	0.5967	0.287		
61	1973	1669.3	959.0	0.5114	0.798		
62	1976	1666.3	1677.8	0.1658	0.564		
63	1976	1679.7	1718.5	0.5949	1.559		
64	1976	1967.7	799.6	0.9765	2.636		
65	1977	1999.6	1909.6	0.6916	3.087		
66	1977	899.6	799.6				



UNITE - 1974
VALOR - 1974
VALOR - 1974

1974-1977
1974-1977

43 ANOS
43 ANOS

OBSERVADO
OBSERVADO

747.3 mm
946.2 mm
803.3 mm

CALCULADO
CALCULADO

819.6 mm
819.6 mm

UTILISATION DU VECTEUR REGIONAL A L'ECHELLE MENSUELLE

Le procédé, mis à part pour des valeurs annuelles, peut aussi être utilisé avec des valeurs mensuelles, qu'il conviendra de traiter conjointement en regroupant les n valeurs de chacun des 12 mois.

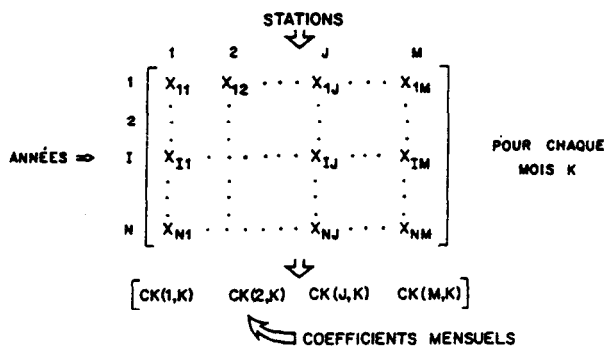
$$X(I, J, K) = L(I) * C(J) * CK(J, K)$$

ANNÉE POSTE MOIS
 I J K
 ANNÉE POSTE POSTE MOIS

ELABORATION

PHASE 1

PAR LE TRAITEMENT "LC"



PHASE 2

PAR LE TRAITEMENT "LC"

$$\frac{X(I, J, K)}{CK(J, K)} = L(I) * C(J)$$

Cette approche permet d'élaborer une table des coefficients mensuels CK(j,k).

NO	ESTACAO	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12
1	02140000	0.9687	0.2960	0.3766	0.4627	0.9266	1.0930	2.6780	1.0295	1.1733	0.6835	0.6745	0.4454
2	02141003	0.7071	1.0055	0.6857	0.5078	0.5343	0.7935	1.0440	1.0141	0.9578	1.0913	0.7942	0.9353
3	02141004	1.0230	1.4281	0.9520	0.8445	1.1293	0.9921	0.8995	1.0614	0.8209	1.1309	0.8906	1.0071
4	02141005	1.1572	1.0403	0.7837	0.9833	1.0239	1.2196	0.6993	0.9939	0.9904	1.0179	0.7531	1.0013
5	02141006	1.0904	1.4218	0.9432	1.0077	1.3610	1.0130	1.5295	0.9034	1.1307	1.1183	1.0036	1.2506
6	02141007	0.9934	1.0079	1.0932	1.0388	1.2073	0.9399	0.9691	0.9606	1.0090	1.2146	1.0364	1.0429
7	02141012	1.1570	1.0083	0.9804	0.9796	1.0202	0.7678	2.0390	1.0261	1.0699	0.9768	1.2301	0.9044
8	02141016	1.0030	0.9986	1.7002	1.3826	1.3880	1.4289	1.9443	0.9059	1.2347	1.0429	1.0089	1.2655
9	02141044	1.2862	0.8581	0.9517	1.1932	2.0154	2.1562	3.0856	0.9131	1.0126	0.9909	1.2660	0.9561
10	02141045	1.1438	0.8947	1.0165	0.8340	0.9313	0.9270	1.4537	1.0526	0.9446	1.2040	1.0009	1.0231
11	02142000	1.5327	1.8927	1.6169	0.9281	0.9461	0.3306	1.0401	0.6586	0.9332	1.3277	1.0637	1.1366
12	02142001	1.0622	1.1454	1.1108	1.0416	0.9904	1.2198	0.9829	0.7504	0.9266	1.3408	1.0162	0.9188
13	02142004	0.9860	1.3437	1.4107	1.0950	1.0232	0.6635	0.9573	0.6630	1.0422	0.9625	0.8935	1.0674
14	02142006	0.9686	1.9908	1.2136	0.7762	0.5723	1.0650	1.0549	0.9671	1.0612	0.9811	0.9465	1.0141
		10		1.00979320	1082		1.00825310	1170		0.00076329			

WICAM 1011000

ALL INFORMATION CONTAINED HEREIN IS UNCLASSIFIED

PAG 1229 1/05-12/04

[illegible]

ou encore les moyennes mensuelles annuelles observées ou homogénéisées par le vecteur

MEDIAS REMSAIS E ADJAJIS

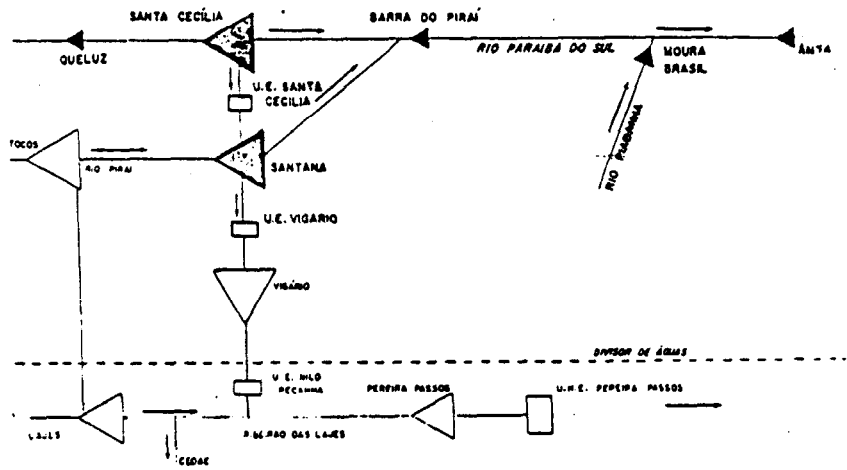
PAGE NO. 1

2140000 LARRA CG ITAPENIRINIDROS

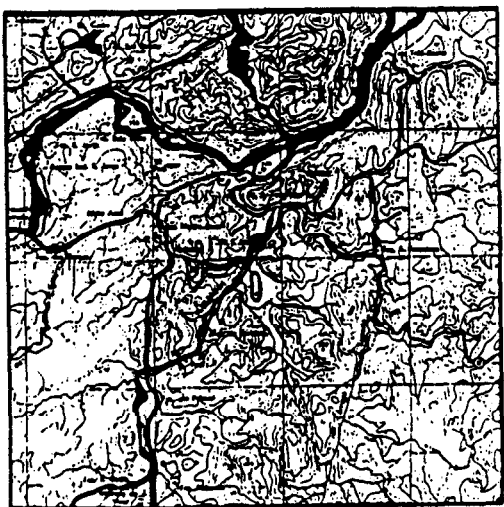
REGIAO - RIO PARANA DO SUL

	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
PERIOD 1955 - 1960	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
OBSERVED													
PERIOD 1961 - 1966	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 1967 - 1972	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 1973 - 1978	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 1979 - 1984	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 1985 - 1990	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 1991 - 1996	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 1997 - 2002	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2003 - 2008	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2009 - 2014	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2015 - 2020	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2021 - 2026	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2027 - 2032	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2033 - 2038	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2039 - 2044	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2045 - 2050	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2051 - 2056	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2057 - 2062	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2063 - 2068	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2069 - 2074	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2075 - 2080	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2081 - 2086	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2087 - 2092	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2093 - 2098	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2099 - 2104	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3
PERIOD 2105 - 2110	110.0	100.0	90.3	110.7	130.0	133.7	100.0	100.0	117.7	120.7	117.4	120.0	1102.3

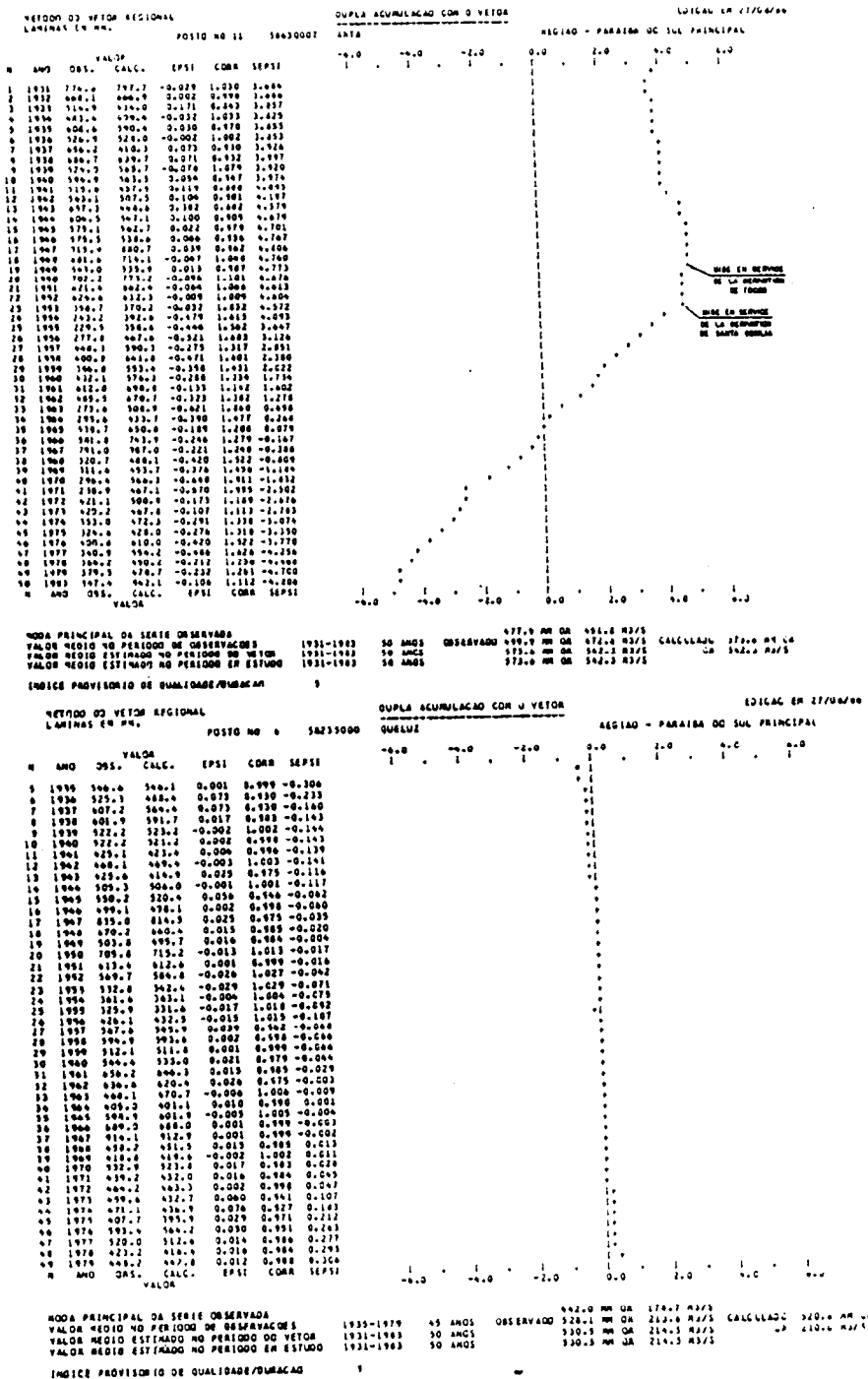
La méthode du vecteur régional peut aussi être utilisée pour des lames écoulées, notamment lorsqu'il s'agit de déterminer les paramètres hydrologiques d'un système hydraulique complexe comportant des aménagements multiples qui se sont progressivement superposés au réseau naturel. Ce vecteur permet une bonne homogénéisation des données :



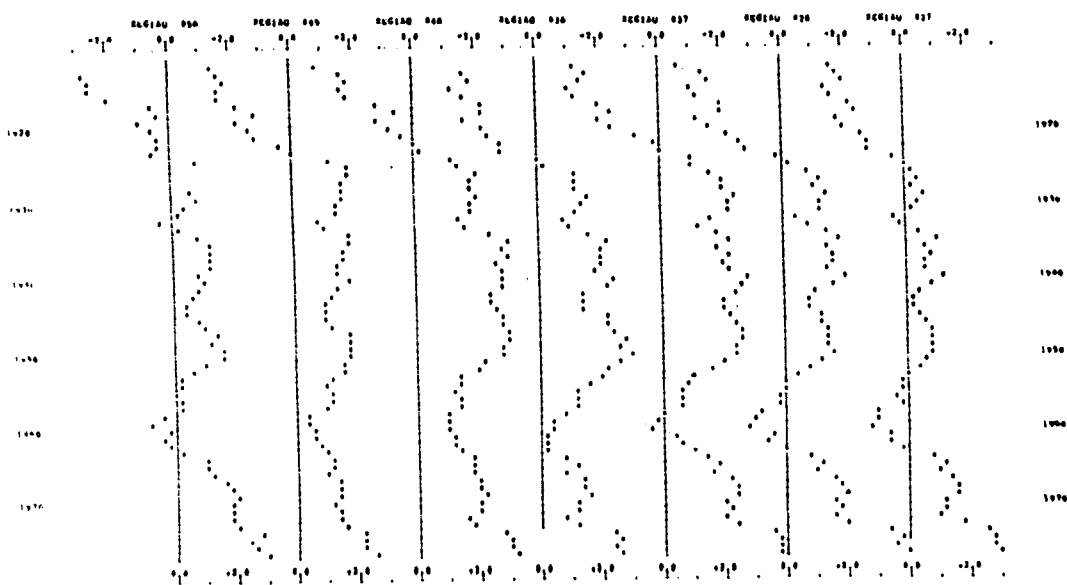
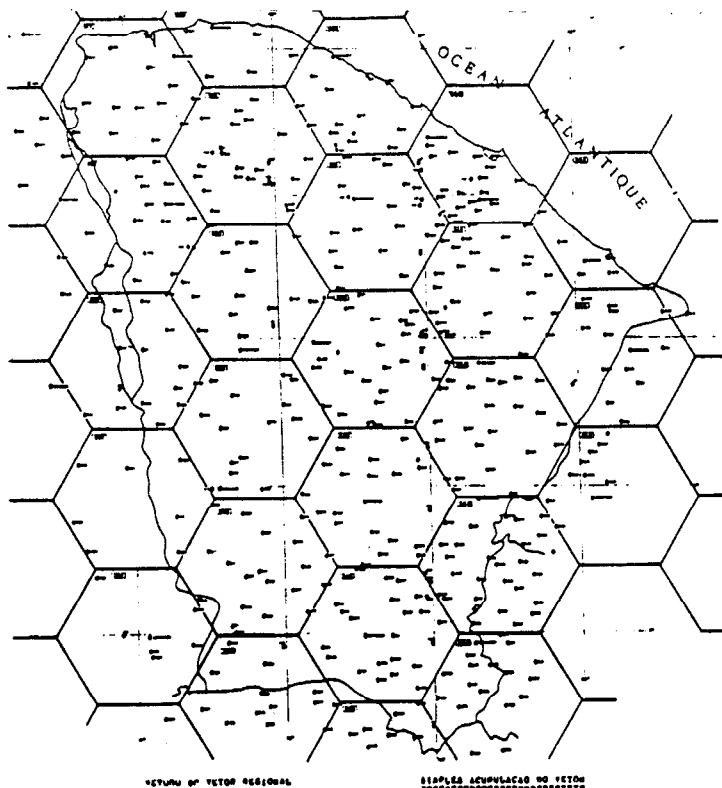
C'est le cas des aménagements du Rio PARAIBA do SUL.



La qualité de l'homogénéisation des lames écoulées aux différents noeuds du réseau diffère considérablement selon le niveau d'utilisation de la méthode du vecteur régional :



ETAT DU CEARA
RESEAU
PLUVIOMETRIQUE



On aboutit ainsi à une synthèse de la critique des données :

BILAN DE LA CRITIQUE DES DONNÉES
ETAT DE PARAIBA

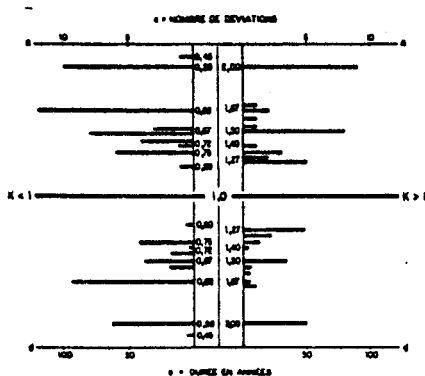
DURÉE DES OBSERV. (ANNÉES).	NOMBRE DE POSTES	Nbre DE TOTALX AVANT HOMOGEN.	RÉCUPÉRATION DE LACUNES	Nbre DE TOTALX APRES HOMOGEN.	CORRECTIONS		
					ISOLÉES	ECARTS SYSTEMATIQUES	
						Nbre	DURÉE
> 50	37	2.229	68	2.297	162	36	220
30 à 50	36	1.415	115	1.530	135	12	83
< 30	56	721	99	820	97	8	33
TOTAL	129	4.365	282	4.647 →	394	55	336

+ 6,5%

→15.7%←

La comparaison entre le graphique de répartition des écarts systématiques, obtenus lors de la critique des données par le vecteur régional et les correspondances "géométriques" qui existent entre pluviomètre et éprouvette non adaptés, se révèle particulièrement intéressante.

GRAPHIQUE DE RÉPARTITION
DES ÉCARTS SYSTÉMATIQUES



CORRESPONDANCES
PLUVIOMETRE/EPROUVETTE

(coefficient correcteur)

EPROUVETTE										
PLUVIOMETRE	Ø	Ø 8"	Ø 12"							
	5 cm²	324,29	729,66	100	200	314,16	400	500		
		324,29	1	2,2500	0,3084	0,6167	0,9688	1,2336	1,5416	
		729,66	0,4444	1	0,1371	0,2741	0,4306	0,5482	0,6892	
		100	3,2429	7,2966	1	2,0	3,1416	4,0	5,0	
		200	1,6215	3,6483	0,5	1	1,5708	2,0	2,5	
		314,16	1,0322	2,3226	0,3183	0,6366	1	1,2732	1,5915	
		400	0,8242	1,8242	0,25	0,5	0,7854	1	1,25	
		500	0,6486	1,4593	0,2	0,4	0,6283	0,8	1	

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA 2ème COMMUNICATION DE G. HIEZ
16.09.86 le matin

A J. COLOMBANI, surpris de la façon dont G. HIEZ aurait justifié un changement de période de référence entre mode et moyenne, le conférencier précise qu'il y a malentendu, puisque c'est bien la moyenne qui est en définitive fournie à l'utilisateur, sur la période voulue, le mode ne servait que dans le cas d'applications particulières. MM. BOIS et OBLED ayant tous deux demandé des précisions sur la réalité des procédures à suivre dans l'application de la méthode, notamment en ce qui concerne le choix du mode et de la période de référence et la nature de l'optimisation, G. HIEZ revient plus en détail sur la présentation orale de processus plus facile à expliciter par l'écrit, pour conclure que jusqu'à présent et pour les exemples traités, $IR = 14$ et $R = 0,216$ sont de bonnes valeurs validées par l'expérimentation.

J. RODIER constate que le vecteur a surtout été utilisé pour le contexte brésilien, avec donc un indice de résolution donné. Pourrait-on utiliser le même indice en Europe ou en Afrique du Nord. Pour G. HIEZ il ne devrait pas y avoir de problème à utiliser en Europe les mêmes IR, sous réserve que l'on y définit des régions de dimensions inférieures. J. GUISCAFRE rappelle que le vecteur fut utilisé pour les Landes, où de bons résultats furent obtenus avec les valeurs courantes de l'indice déjà données par G. HIEZ. T. LEBEL s'intéresse alors à la sensibilité du choix de cet indice sur les résultats. Question à laquelle G. HIEZ répond que l'analyse est d'autant plus fine que l'indice de résolution augmente. Un indice bas signifie un simple "linage" par utilisation d'une moyenne. Mais inversement, plus le degré d'analyse est fin et plus elle est coûteuse en temps de calcul, car les "rails" seront d'autant plus étroits. Pour lui, le meilleur rapport "qualité/prix" est bien obtenu par $IR = 14$.

A P. DUBREUIL qui s'interroge sur la signification physique des différents "modes", G. HIEZ assure n'avoir aucun mal à reconnaître la signification des principaux. BOIS s'enquiert alors sur l'existence de tests qui auraient pu être faits sur des données simulées, biaisées par des erreurs volontaires, et dont les résultats valideraient la méthode ? G. HIEZ répond que ces tests existent, basés sur une série fictive, proposée en 1973 par F. MONIOD, de trente années et sept stations avec "bruit", qui fut traité avec succès, le manipulateur étant au passage comparé à une cartomancienne. Cet exemple n'empêche pas BOIS de demander des précisions sur la méthode et notamment sur l'intensité du "bruit" discernable. Pour G. HIEZ on peut évaluer la précisions par les histogrammes des EPSI, en mesurant la largeur du pic central dépassant nettement les autres. C'est donc l'existence et l'importance de ce pic central qui témoigne plus généralement de l'efficacité du traitement. A BRINGUER qui veut savoir si l'indice mensuel est le même que l'indice annuel. G. HIEZ annonce qu'il a fallu le diviser par 10 en moyenne.

L'HOTE veut alors savoir si le fait de travailler sur des valeurs mensuelles répond davantage à des questions de détection d'erreurs ou de calcul des distributions mensuelles ? Pour G. HIEZ, ce traitement au niveau mensuel comporte avantages et inconvénients : les données sont plus nombreuses, mais le traitement est plus cher et bien sûr plus fin.

B. POUYAUD remarque alors que le choix d'un IR constant n'est pas choquant intuitivement si la taille des hexagones est bien choisie en fonction de la variabilité climatique, que la méthode peut faire apparaître des erreurs temporelles, ou des discontinuités spatiales, mais pas les deux à la fois. J. COLOMBANI s'inquiète pour sa part du risque qu'il y aurait à reconstituer des années manquantes par produit simple, risque d'écraser la variance du poste considéré. N'a-t-on pas envisagé d'utiliser un coefficient multiplicateur aléatoire ? G. HIEZ, qui ne paraît convaincu ni du risque, ni de son remède éventuel, concède que cela pourrait se faire éventuellement.

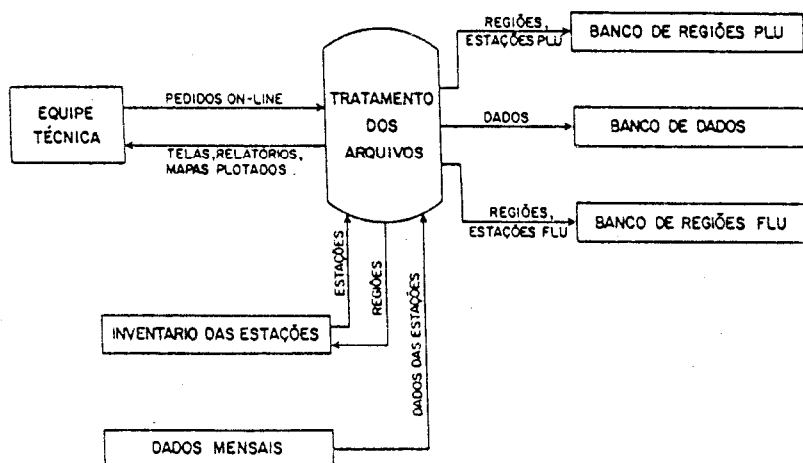
Pour OBLED, la méthode présentée s'apparente à l'analyse des données (analyse de variance etc.), mais comporte l'inconvénient à ses yeux de négliger l'aspect "échantillonnage", inconvénient certes pallié par l'introduction d'une distribution sous-jacente. Il faut donc faire attention aux artefacts sur la définition des modes. Pour une distribution unimodale, combien de modes pourrait-on faire apparaître selon la durée de l'échantillon. Autrement dit, comment sélectionner la période de référence ? Pour G. HIEZ la question de l'échantillonnage est délicate, compte tenu de l'existence de lacunes. On ne peut donc qu'espérer que la représentation rationnelle qui est faite sous la forme d'une fonction de distribution soit effectivement "objective". A OBLED qui veut une "certitude" sur la bimodalité, G. HIEZ concède que cela dépend bien sûr de la nature des données et qu'en tout état de cause, le seul critère de choix du mode et de la période de référence associée est bien sûr subjectif. M. ROCHE signale enfin que la méthode peut détecter les erreurs d'appareillage, ainsi que la non stationnarité des séries.

L'IMPLANTATION INFORMATIQUE DU VECTEUR REGIONAL

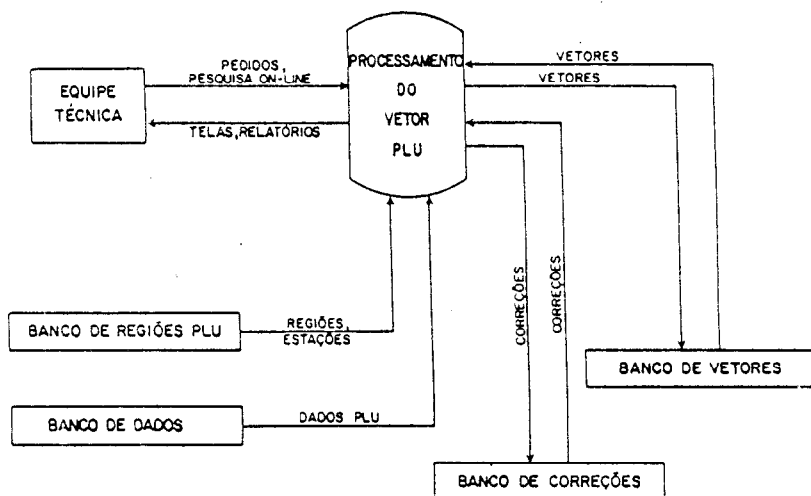
(3ème communication)

G. HIEZ a rassemblé sur les 2 tableaux suivants l'essentiel de l'organigramme de traitement des données par le Vecteur Régional.

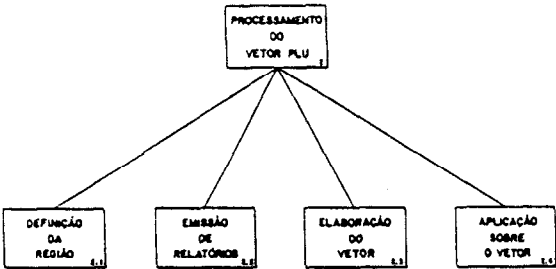
TRATAMENTO DOS ARQUIVOS



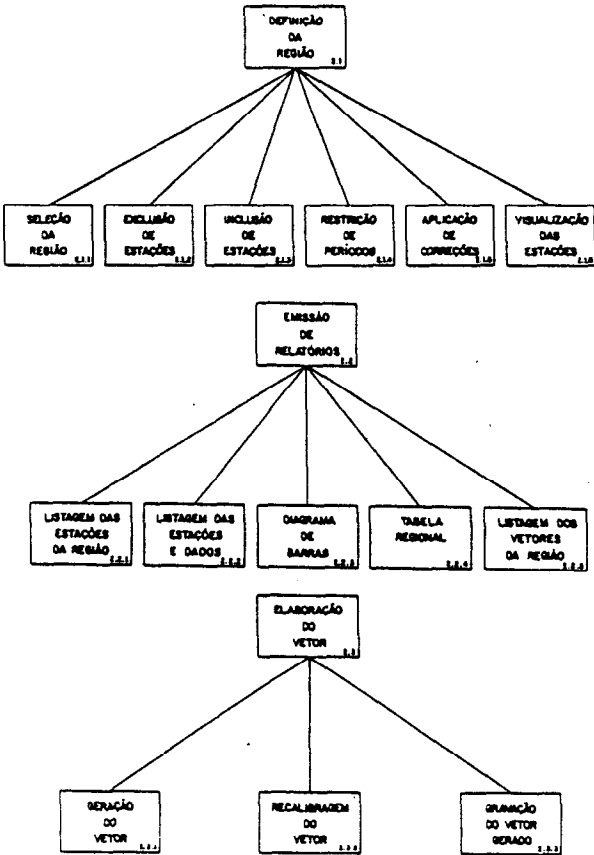
PROCESSAMENTO DO VETOR PLU



Les diverses étapes du procédé en ce qui concerne le vecteur pluie sont rassemblées ci-dessous :



Et les quatre étapes détaillées ci-après :



Puis les divers choix possibles concernant le type de traitement.

DNAEE/DCRM
TELA: RV231

METODO DO VETOR REGIONAL
TRANSMACAO: DECAACAO DO VETOR

-----> PERIODO DO VETOR E-->

ANO INICIAL < > ANO FINAL < >

-----> HOMOGENEIZACAO PORT

1 - TOTALIS ANUAIS < >

2 - TOTALIS ANUAIS POR MES INDEPENDENTE < >

3 - TOTALIS ANUAIS < >

RESUMIDO < >, ANO HIDROLOGICO < >, CRITERIO DE SECA < >

-----> PROXIMA TRANSMACAO < >

-----> PF1=HELP PF2=FIN PF3=VOLTA TELA

DNAEE/DCRM
TELA: RV243

METODO DO VETOR REGIONAL
TRANSMACAO: CRITICA DAS ESTACOES

-----> PERIODO ESPECIFICO DE ESTUDO < > A < >

-----> CON TODAS AS ESTACOES DA AREA < >

CON SELECCAO DE ESTACOES < >

CON DEFINICAO DE OUTRA AREA < >

CON UMA ESTACAO ISOLADA < >

-----> CON OUTRO PERIODO DE REFERENCIA < >

-----> PROXIMA TRANSMACAO < >

-----> PF1=HELP PF2=FIN PF3=VOLTA TELA

DNAEE/DCRM
TELA: RV232

METODO DO VETOR REGIONAL
TRANSMACAO: RECALIBRAMENTO DO VETOR

-----> VISUALIZACAO DA DISTRIBUICAO < >

-----> RECALIBRAMENTO DO VETOR COM:

RENOVO INDICE DE RESOLUCAO < >

OUTRO INDICE DE RESOLUCAO < >

-----> PROXIMA TRANSMACAO < >

-----> PF1=HELP PF2=FIN PF3=VOLTA TELA

G. HIEZ illustre ainsi la grande souplesse d'utilisation du Vecteur Régional, permise par l'implantation réalisée sur l'équipement informatique de la DNAEE au Brésil.

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA 3ème COMMUNICATION DE G. HIEZ
16.09.86 matin

A J. COLOMBANI, intervenant pour dire que l'application de la méthode à l'échelle mensuelle nécessite une hypothèse supplémentaire portant sur la stationnarité du régime annuel, G. HIEZ répond qu'effectivement c'est une condition nécessaire, mais que les coefficients mensuels par station sont bien conçus pour y satisfaire.

CONTROLE DE LA QUALITE ET DE L'HOMOGENEITE DES DONNEES PLUVIOMETRIQUES
PAR LA METHODE DU VECTEUR DES INDICES ANNUELS DE PRECIPITATION

YANN L'HOTE
Laboratoire d'Hydrologie - ORSTOM - MONTPELLIER

Texte complété en septembre 1986, d'un article présenté en langue anglaise, lors de : ETH*/IAHS/WMO Workshop on the Correction of Precipitation Measurements - ZURICH 1-3 April 1985. Publié dans Zürcher Geographische Schriften (comptes rendus géographiques zurichoïses) n° 23 - 1986 - ZURICH, 288 pages.*

RESUME :

Dans cet article, on met en évidence les phases les plus importantes de la méthode du vecteur des indices annuels de précipitation (HIEZ, 1977 puis BRUNET-MORET, 1979). Cette méthode ressemble à la classique méthode des doubles cumuls (double mass analysis), cependant, ici, les cumuls annuels ne sont pas comparés un à un aux autres stations, mais à un seul indice moyen calculé à partir de toutes les observations annuelles disponibles à toutes les stations d'une région homogène. La série des indices annuels est appelée "vecteur régional".

On fournit les résultats synthétiques relatifs à sept études, effectuées ces six dernières années, sur des zones plus ou moins vastes sous des climats variés : méditerranéen, tropical et intertropical africain, insulaire à régime cyclonique.

Puis nous présentons quelques avantages de la méthode accessibles grâce au calcul automatique, en particulier l'extension de la moyenne interannuelle sur une période unique et l'estimation des données annuelles manquantes.

Enfin, nous montrons sur un exemple (bassin du Lac Tchad) que le vecteur des indices annuels est un bon instrument synthétique de représentation des variations en périodes sèches et humides. Les vecteurs obtenus sous différents climats pourront permettre des comparaisons fructueuses.

*ETH : Eidgenössische Technische Hochschule - Geographisches Institut - Winterthurerstrasse 190 - CH - 8057 - ZURICH.

I - NECESSITE D'UN CONTROLE - HOMOGENEISATIONS DU 1er ET 2ème DEGRE :

Avant tout travail statistique, même simple (calcul de la moyenne) sur une longue chronique de relevés pluviométriques, obtenus souvent avec des pluviomètres manuels, il convient de repérer pour éventuellement corriger ou supprimer :

- a) les erreurs grossières faites lors de l'observation (perte d'eau, absence de l'observateur, incompétence, etc...) ou à la recopie des données (oubli, mauvaise interprétation, etc...),
- b) les erreurs systématiques dues par exemple au déplacement du site d'observation au cours du temps, ou à des défauts d'appareillage (éprouvette et diamètre du seau ne correspondant pas), etc...

Pour ne pas avoir effectué ces vérifications, on risque de travailler sur une série non homogène, comportant des éléments de plusieurs populations statistiques, et les conclusions seront erronées.

Sur une même zone climatique, on montre que les totaux annuels sont pseudo-proportionnels, et on vérifie classiquement l'homogénéité des séries en les comparant entre elles par la méthode des totaux annuels cumulés (KINCEY et MERRIAM, 1938 ; KOHLER, 1949, in V.T. CHOW - 1964).

Lorsque l'étude est entreprise à une vaste échelle (pluviométrie d'un Etat complet, grands bassins fluviaux ...), on considère l'homogénéisation comme définitive et on réalise alors plusieurs activités successives dont nous donnons ci-dessous les définitions, acceptées par les francophones :

- homogénéisation du 1er ordre (first degree homogenization) :
Vérification que la série correspond bien à une seule population mère. On admet en général que les compléments, les corrections et les suppressions résultant de ce travail, et celles détectées par d'autres comparaisons interpostes, font partie de l'homogénéisation du 1er ordre.
- homogénéisation du 2ème ordre (second degree homogenization) :
Grâce à différents procédés de calcul, détermination sur une même période commune (la plus longue possible) des caractéristiques statistiques de chaque station, en particulier : moyenne interannuelle, écart-type, estimation de données manquantes, etc...

II - LA METHODE DU VECTEUR DES INDICES ANNUELS DE PRECIPITATION :

Lorsqu'elle est appliquée à une région assez vaste comprenant de nombreuses stations, la méthode des totaux annuels cumulés devient rapidement fastidieuse, même avec les possibilités du calcul automatique.

Pour pallier cet inconvénient, il a été proposé de comparer chaque station avec une seule série chronologique d'indices pluviométriques (dite VECTEUR REGIONAL) créée avec l'ensemble des observations aux stations (HIEZ, 1977).

Nous présentons ici succinctement les points essentiels d'une méthode voisine programmée par BRUNET-MORET (1979) :

L'indice z_i d'une année i est calculé avec les observations aux n stations (n pouvant varier d'une année à l'autre) :

$$z_i = \sum_{a=1}^{a=n} (P_{ai} / \bar{P}_a) / n$$

où P_{ai} est la pluie de l'année i à la station a

et $\bar{P}_a$ l'espérance mathématique de la population-mère des pluies annuelles au poste a .

Le tableau 1 (page TROIS du listing) donne les valeurs des indices z_i (1.0481, 0.7774 ...), pour les années successives (1964, 65, 66, 67...), indices calculés avec 5, 6, 7, 5 stations.

On notera que la moyenne des z_i est 1. Pour les années à précipitations proches de la moyenne, z_i est proche de 1 (ex. 1964, 1977 ...). Les années très pluvieuses ont des z_i forts (ex. 1970 ...), et les années sèches des z_i faibles (ex. 1971, 1980 ...).

Le tableau 2 (page CINQ du listing) donne les écarts à z_i , pour chaque station a , et année i :

$$E_{ai} = (P_{ai} / \bar{P}_a) - z_i$$

Les 118 écarts (ici) forment une série normale, de moyenne 0 et d'écart-type $\sqrt{MT2}$ (encadré). Ce tableau permet de repérer :

- des totaux pluviométriques exagérément forts ou faibles, dépassant par exemple 2.5 (3.0 ...) fois l'écart-type, soit théoriquement 1 % (0.1 % .) des observations. C'est le cas par exemple de l'année 1966, station 1020.
- des suites d'années exagérément fortes ou faibles, indices d'erreurs systématiques possibles. Par exemple années 1975 à 1981, station 1640 et années 1980-1981, station 1050.

Deux pages successives du listing reproduites ici permettent d'analyser les courbes de double cumul entre le vecteur et chacune des stations, courbes tracées soit à la main (figure 1), soit par traceur automatique. Pour effectuer le tracé manuel et l'analyse, on dispose :

- des pages SEPT du listing (tableau 3) qui fournissent le cumul du vecteur (première ligne) et les cumuls des pluies à chaque station - divisés par 1000, les valeurs négatives étant les années manquantes estimées grossièrement par $P_{ai} = z_i \times \bar{P}_a$.

VECTEUR Z	APRES 3 ITERATIONS					E-ECARTS A Z	PAGE	TROIS	1
NBRE STATIONS	ANNEE	VECTEUR	CUMUL	O.00	MOYENNE	MOMENT 2			
5	1964	1.0481		0.05	0.0000	0.000754		1964	
6	1965	0.7774		-0.17	0.0000	0.005633		1965	
7	1966	1.4021		0.23	-0.0469	0.025969		1966	
5	1967	0.8826		0.11	0.0000	0.008305		1967	
7	1968	0.8681		-0.02	0.0000	0.003229		1968	
7	1969	1.0629		0.04	0.0000	0.002280		1969	
7	1970	1.5967		0.64	0.0000	0.002430		1970	
7	1971	0.6159		0.25	0.0000	0.003138		1971	
7	1972	1.0672		0.32	0.0000	0.002691		1972	
7	1973	0.7619		0.08	0.0000	0.005208		1973	
7	1974	1.0205		0.10	0.0000	0.002789		1974	
7	1975	0.7653		-0.13	0.0000	0.003760		1975	
7	1976	0.8346		-0.30	0.0000	0.003482		1976	
7	1977	1.0000		-0.30	-0.0275	0.010487		1977	
7	1978	0.9127		-0.38	-0.0252	0.007130		1978	
6	1979	1.3994		0.02	-0.0457	0.022095		1979	
6	1980	0.6818		-0.30	0.0000	0.005326		1980	
6	1981	1.3028		-0.00	0.0000	0.025647		1981	

POUR LES Z DU VECTEUR NBRE D ANNEES 18 MOYENNE 1.
 VARIANCE 0.0698038 COEF ASY 0.706 COEF VAR 0.2642
 PROB AU DEPT TEST HOMOGENEITE 0.793 STRICT COEF AUTOCORRELATION -0.501

Tableau 1 - Sortie d'imprimante page TROIS

MATRICE DES	118 E-ECARTS A Z:PRECIPITATION/MOYENNE-VECTEUR	PAGE	CINQ	1
*1720*1020*1040*1640*1050*1740*1750*				
1964	**** -.05 0.02 **** 0.01 0.01 0.01 ****	1964		
1965	**** -.02 -.11 0.14 0.02 -.05 0.02 ****	1965		
1966	0.03 -.39 0.12 0.00 -.04 -.10 0.05 ****	1966		
1967	-.06 -.13 **** 0.10 -.01 **** 0.10 ****	1967		
1968	-.09 -.05 -.03 0.08 0.02 0.07 0.01 ****	1968		
1969	0.03 -.07 -.00 0.07 -.02 0.04 -.05 ****	1969		
1970	-.04 0.10 -.01 0.02 0.00 -.08 -.00 ****	1970		
1971	-.08 0.04 0.01 0.10 -.03 0.01 -.06 ****	1971		
1972	-.03 -.04 0.00 0.11 -.00 0.03 -.07 ****	1972		
1973	-.06 0.05 -.08 0.00 0.14 0.02 -.07 ****	1973		
1974	-.04 -.08 -.05 0.06 0.05 0.04 0.02 ****	1974		
1975	-.05 0.02 -.04 -.09 0.11 0.05 -.00 ****	1975		
1976	0.00 -.04 -.03 -.10 0.09 0.03 0.05 ****	1976		
1977	-.06 0.10 -.04 -.23 0.05 -.03 0.02 ****	1977		
1978	0.02 -.01 -.03 -.21 0.04 0.02 -.00 ****	1978		
1979	0.06 0.06 0.01 -.35 -.03 -.02 ****	1979		
1980	0.11 0.01 0.06 -.07 -.11 -.00 ****	1980		
1981	0.17 0.11 0.09 -.25 -.20 0.09 ****	1981		
*1720*1020*1040*1640*1050*1740*1750*				

MOMENTS DES E MT1 -.823650-02 MT2 0.767500-02 MT3 -.114600-02 MT4 0.450510-03

$$\sigma = \sqrt{MT2} = 0,888$$

Tableau 2 - Sortie d'imprimante page CINQ

CUMULS VECTEUR ET STATIONS											PAGE	SEPT	1
VECT	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972			
1720	-0.00	-1.30	-2.26	4.03	5.04	6.01	7.37	9.30	9.96	11.25	NO	1720	REP 1
1020	0.00	1.33	2.34	3.70	4.71	5.80	7.13	9.40	10.28	11.66	NO	1020	REP 2
1040	0.00	1.43	2.33	4.38	-5.57	6.69	8.12	10.25	11.08	12.52	NO	1040	REP 3
1640	-0.00	-1.43	2.68	4.60	5.95	7.24	8.78	11.00	11.98	13.58	NO	1640	REP 4
1050	0.00	1.34	2.35	4.08	5.19	6.31	7.63	9.66	10.40	11.75	NO	1050	REP 5
1740	0.00	1.33	2.25	3.89	-5.00	6.19	7.58	9.50	10.28	11.68	NO	1740	REP 6
1750	0.00	1.38	2.41	4.29	5.56	6.70	8.01	10.08	10.80	12.10	NO	1750	REP 7
VECT	0.00	1.05	1.83	3.23	4.11	4.98	6.04	7.64	8.25	9.32	VECTEUR		

CUMULS VECTEUR ET STATIONS											PAGE	SEPT	2
VECT	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981				
1720	12.12	13.33	14.21	15.25	16.41	17.57	19.38	20.38	22.18	*****	NO	1720	REP 1
1020	12.75	14.01	15.06	16.13	17.60	18.80	20.75	21.89	23.87	*****	NO	1020	REP 2
1040	13.44	14.74	15.72	16.79	18.08	19.26	21.16	22.15	24.02	*****	NO	1040	REP 3
1640	14.63	16.10	17.03	18.03	19.08	20.03	21.46	22.30	23.74	*****	NO	1640	REP 4
1050	12.89	14.24	15.35	16.52	17.86	19.07	20.80	21.52	22.92	*****	NO	1050	REP 5
1740	12.64	13.99	15.01	16.10	17.32	18.50	20.24	21.09	22.84	*****	NO	1740	REP 6
1750	12.99	14.35	15.33	16.48	17.81	18.98	20.80	21.68	23.37	*****	NO	1750	REP 7
VECT	10.08	11.10	11.87	12.70	13.70	14.62	16.02	16.70	18.00	*****	VECTEUR		

Tableau 3 - Sortie d'imprimante page SEPT

RAILS DES DOUBLES CUMULS ENTRE VECTEUR ET STATIONS				19 POINTS	PAGE	HUIT	1
1720	LA GUADELOUPE	FERME MAY	16 ANNEES OBSERVEES	NO 1720 REP	1		
TGTE INF	ANNEES 1966;1981	PENTE 1228.4	DISTANCE 0.39 UNITE VECT	ESP 0.20			
TGTE SUP	ANNEES 1975;1977	PENTE 1199.2	DISTANCE 0.51 UNITE VECT	//XM 0.47			
1020	LA GUADELOUPE	GARDEL USINE STE MARIE	18 ANNEES OBSERVEES	NO 1020 REP	2		
TGTE INF	ANNEES 1963;1981	PENTE 1309.7	DISTANCE 0.60 UNITE VECT	ESP 0.38			
TGTE SUP	ANNEES 1969;1976	PENTE 1350.3	DISTANCE 0.76 UNITE VECT	//XM 0.72			
1040	LA GUADELOUPE	LABARTHE	17 ANNEES OBSERVEES	NO 1040 REP	3		
TGTE INF	ANNEES 1972;1981	PENTE 1325.0	DISTANCE 0.20 UNITE VECT	ESP 0.15			
TGTE SUP	ANNEES 1965;1978	PENTE 1323.6	DISTANCE 0.21 UNITE VECT	//XM 0.30			
1640	LA GUADELOUPE	MARLY	17 ANNEES OBSERVEES	NO 1640 REP	4		
TGTE INF	ANNEES 1972;1974	PENTE 1411.0	DISTANCE 1.48 UNITE VECT	ESP 0.49			
TGTE SUP	ANNEES 1963;1981	PENTE 1319.1	DISTANCE 1.10 UNITE VECT	//XM 1.30			
1050	LA GUADELOUPE	MONPLAISIR	18 ANNEES OBSERVEES	NO 1050 REP	5		
TGTE INF	ANNEES 1963;1978	PENTE 1304.5	DISTANCE 0.43 UNITE VECT	ESP 0.27			
TGTE SUP	ANNEES 1972;1981	PENTE 1287.2	DISTANCE 0.39 UNITE VECT	//XM 0.48			
1740	LA GUADELOUPE	POMBIRAY	17 ANNEES OBSERVEES	NO 1740 REP	6		
TGTE INF	ANNEES 1964;1981	PENTE 1268.7	DISTANCE 0.17 UNITE VECT	ESP 0.16			
TGTE SUP	ANNEES 1967;1971	PENTE 1273.3	DISTANCE 0.18 UNITE VECT	//XM 0.26			
1750	LA GUADELOUPE	RENEVILLE	15 ANNEES OBSERVEES	NO 1750 REP	7		
TGTE INF	ANNEES 1968;1981	PENTE 1280.5	DISTANCE 0.25 UNITE VECT	ESP 0.16			
TGTE SUP	ANNEES 1963;1973	PENTE 1288.7	DISTANCE 0.22 UNITE VECT	//XM 0.25			

Tableau 4 - Sortie d'imprimante page HUIT

- de la page HUIT (tableau 4) qui donne entre autre par station les millésimes des points sur lesquels s'appuient les rails englobant toutes les valeurs, y compris les années non observées mais reconstituées. On donne en outre la distance des deux droites parallèles les plus proches de pente 1/moyenne étendue, entre lesquelles se trouvent les seuls points observés, distance écrite après // XM, ainsi que l'espérance mathématique optimum ESP de // XM, compte-tenu du nombre d'années observées et du coefficient de corrélation de la station avec Z.

Muni de ces outils, ou plutôt de ces indices, on peut confirmer ou infirmer les anomalies repérées puis les corriger par approches successives ; dans le cas présent on a confirmé :

- des erreurs d'appareillage aux stations 1640 et 1050. Ces erreurs ont été constatées sur le terrain en mars 1981 ;
- des erreurs de recopie pour l'année 1966 à la station 1020.

N.B. Il est nécessaire de dire qu'il ne faut pas vouloir corriger à tout prix ce qui semble déranger. En effet, en fin de travail, il doit rester par exemple 5 % de valeurs extérieures (mais proches) de 2 écarts-types, soit 6 stations-années sur le tableau 2 (où 2 écarts-types = 0.18, avant corrections).

III - APPLICATIONS SOUS CLIMATS INTERTROPICAUX ET MEDITERRANEENS :

Le tableau 5 donne les caractéristiques quantitatives de sept études faites sur des régions de tailles très variées.

On voit que le nombre de régions homogènes qui ont été identifiées ne dépend pas de la superficie de la zone étudiée, mais plutôt :

- de la densité des postes d'observation,
- de la variabilité (saisonnière et interannuelle), de préférence à l'abondance annuelle. Ainsi, en Basse-Terre de Guadeloupe (Ile montagneuse), on a pu rassembler dans une même région des pluviomètres dont les totaux annuels varient entre 1 000 et 10 000 mm, mais situés d'un même côté des lignes de crête-au vent ou sous le vent. (CHAPERON et al. 1985).

D'autre part, G. HIEZ, G. JACCON et L. RANCAN (1983) ont appliqué la méthode dans le Nordeste, puis à l'ensemble du territoire du Brésil, sur un réseau de mailles hexagonales de 12 500 km² qui peuvent être groupées ou divisées à volonté.

Tableau 5 - Caractéristiques quantitatives de sept études

	Superficie étudiée (km ²)	Nombre d'années (fin d'étude)	Nombre de stations retenues	Nombre de régions
Bassin du LAC TCHAD (aménagement)	1 000 000	31	101	16
République du BENIN (monographie)	112 600	60	57	6
République du TOGO (atlas)	56 000	49	72	9
Centre de la TUNISIE (monographie)	9 700	55	83	6
LAC ALAOTRA-MADAGASCAR (modèle)	7 000	35	30	2
Iles de GUADELOUPE (monographie)	1 520	50	105	5
Ile de TAHITI (monographie)	1 000	15	78	10

Tableau 6 - Caractéristiques statistiques de quatre études

ETUDE	NOMBRE DE STATIONS				OBSERVATIONS
	en début d'étude	supprimées pour fautes nombreuses	avec erreurs d'appareil	avec correc. de périodes hétérogènes	
BENIN	69	12	25	27	60 ans
ALAOTRA	45	15	11	9	35 ans
GUADELOUPE	131	26	21	71	50 ans
TAHITI	80	2	1	0	15 ans, pluvio. totalisateurs

Concernant les performances de la méthode, le tableau 6 établi pour quatre études récentes, montre que celle-ci permet des corrections assez nombreuses lorsqu'il y a nécessité, en particulier si l'étude porte sur une longue période.

IV - AVANTAGES COMPLEMENTAIRES DE LA METHODE :

La méthode du vecteur, et surtout le programme mis en oeuvre permettent d'effectuer les opérations suivantes :

- a) prendre en compte toutes les stations, y compris celles de courte durée (5, 6 ans) et celles dont la période n'est pas continue (lacunes sur plusieurs années).
- b) obtenir immédiatement une valeur étendue de la moyenne, sur la période du vecteur régional.
- c) éventuellement améliorer cette extension sur une période plus longue, en tenant compte de tous les vecteurs de l'étude (Vecteur des Vecteurs).
- d) effectuer, si nécessaire, le complément des totaux annuels manquants, et ceci en ne créant pas de biais dans la série reconstituée (conservation de l'écart-type de la chronique observée) :

Le tableau 7 donne les résultats de reconstitution des données non observées, en ajoutant à z_i une valeur EP (epsilon) obtenue après tirage au hasard d'une probabilité (comprise entre 0.02 et 0.98) dans une loi de Gauss de moyenne zéro et de variance MT2 (variance des écarts à Z, page CINQ). La méthode de tirage au hasard est celle fournie par le constructeur IBM, valable pour les ordinateurs type 360 (BRUNET-MORET, 1969).

Ces valeurs reconstituées peuvent être utilisées :

- dans le cadre d'une modélisation hydrologique,
 - pour améliorer l'étude statistique des pluies annuelles d'une station, de courte durée en particulier.
- e) enfin, le vecteur des indices annuels est un bon instrument synthétique pour représenter la persistance d'années sèches ou humides, au cours de la période étudiée.

Comme exemple, nous prendrons l'étude du Bassin du Lac Tchad (BRUNET-MORET et al. 1979), qui couvre une superficie d'environ 1 000 000 de km^2 , et pour laquelle nous donnons -figure 2- la pluviométrie annuelle sur 31 ans (1946-1976), et le découpage en 16 régions d'homogénéisation.

La figure 3 représente pour deux régions septentrionales n° 1 et 5, et pour la région sud n° 9, la variation dans le temps du cumul des différences des z_i à leur moyenne 1.0 (cf. tableau 1, colonne 4) :

CALCULS INTERMEDIAIRES RECONSTITUTIONS DES ANNEES

PKU=PKORA TIREL AU HASARD ENTRE 0.02 & 0.98
 EP =ECART A ZI CORRESPONDANT A PRO
 PLU BESSIF = PMOY *ZI (C.A.D SANS TIRAGE AU HASARD)
 PLU RECO = PMOY *(ZI + EP)

IX = premiere valeur pour tirer au hasard = 8539387

ANN.STATIO=	1925	25	PMOY STA	1209.2=1.1442	PRO=0.61334	EP=0.027	PLU BESSIF=	1383.	PLU RECO=	1415.
ANN.STATIO=	1925	34	PMOY STA	1262.2=1.1442	PRO=0.64425	EP=0.034	PLU BESSIF=	1444.	PLU RECO=	1487.
ANN.STATIO=	1925	73	PMOY STA	1121.2=1.1442	PRO=0.34543	EP=-.037	PLU BESSIF=	1283.	PLU RECO=	1241.
ANN.STATIO=	1925	79	PMOY STA	1249.2=1.1442	PRO=0.27436	EP=-.055	PLU BESSIF=	1430.	PLU RECO=	1360.
ANN.STATIO=	1925	133	PMOY STA	1092.2=1.1442	PRO=0.53729	EP=0.009	PLU BESSIF=	1249.	PLU RECO=	1259.
ANN.STATIO=	1926	25	PMOY STA	1209.2=0.9337	PRO=0.75449	EP=0.064	PLU BESSIF=	1129.	PLU RECO=	1206.
ANN.STATIO=	1926	34	PMOY STA	1262.2=0.9337	PRO=0.69130	EP=0.046	PLU BESSIF=	1178.	PLU RECO=	1237.
ANN.STATIO=	1926	73	PMOY STA	1121.2=0.9337	PRO=0.35739	EP=-.034	PLU BESSIF=	1047.	PLU RECO=	1069.
ANN.STATIO=	1926	79	PMOY STA	1249.2=0.9337	PRO=0.92260	EP=0.131	PLU BESSIF=	1167.	PLU RECO=	1331.
ANN.STATIO=	1926	133	PMOY STA	1092.2=0.9337	PRO=0.31910	EP=-.043	PLU BESSIF=	1019.	PLU RECO=	972.
ANN.STATIO=	1927	25	PMOY STA	1209.2=1.0890	PRO=0.61121	EP=0.026	PLU BESSIF=	1316.	PLU RECO=	1348.
ANN.STATIO=	1927	34	PMOY STA	1262.2=1.0890	PRO=0.79532	EP=0.076	PLU BESSIF=	1374.	PLU RECO=	1470.
ANN.STATIO=	1927	73	PMOY STA	1121.2=1.0890	PRO=0.27105	EP=-.056	PLU BESSIF=	1221.	PLU RECO=	1158.
ANN.STATIO=	1927	79	PMOY STA	1249.2=1.0890	PRO=0.46846	EP=-.007	PLU BESSIF=	1361.	PLU RECO=	1352.
ANN.STATIO=	1927	133	PMOY STA	1092.2=1.0890	PRO=0.37129	EP=-.030	PLU BESSIF=	1189.	PLU RECO=	1156.
ANN.STATIO=	1928	25	PMOY STA	1209.2=1.1676	PRO=0.72803	EP=0.056	PLU BESSIF=	1411.	PLU RECO=	1479.
ANN.STATIO=	1928	34	PMOY STA	1262.2=1.1676	PRO=0.26371	EP=-.058	PLU BESSIF=	1473.	PLU RECO=	1400.
ANN.STATIO=	1928	73	PMOY STA	1121.2=1.1676	PRO=0.02998	EP=-.174	PLU BESSIF=	1309.	PLU RECO=	1114.
ANN.STATIO=	1928	79	PMOY STA	1249.2=1.1676	PRO=0.80652	EP=0.080	PLU BESSIF=	1459.	PLU RECO=	1559.
ANN.STATIO=	1928	133	PMOY STA	1092.2=1.1676	PRO=0.56931	EP=0.016	PLU BESSIF=	1275.	PLU RECO=	1292.
ANN.STATIO=	1929	25	PMOY STA	1209.2=1.0422	PRO=0.15719	EP=-.093	PLU BESSIF=	1260.	PLU RECO=	1148.
ANN.STATIO=	1929	34	PMOY STA	1262.2=1.0422	PRO=0.81931	EP=0.084	PLU BESSIF=	1315.	PLU RECO=	1422.
ANN.STATIO=	1929	73	PMOY STA	1121.2=1.0422	PRO=0.50116	EP=0.000	PLU BESSIF=	1168.	PLU RECO=	1169.
ANN.STATIO=	1929	79	PMOY STA	1249.2=1.0422	PRO=0.63322	EP=0.031	PLU BESSIF=	1302.	PLU RECO=	1342.
ANN.STATIO=	1929	133	PMOY STA	1092.2=1.0422	PRO=0.28684	EP=-.051	PLU BESSIF=	1138.	PLU RECO=	1082.
ANN.STATIO=	1930	25	PMOY STA	1209.2=0.9844	PRO=0.03408	EP=-.169	PLU BESSIF=	1190.	PLU RECO=	986.
ANN.STATIO=	1930	34	PMOY STA	1262.2=0.9844	PRO=0.60496	EP=0.025	PLU BESSIF=	1242.	PLU RECO=	1273.
ANN.STATIO=	1930	73	PMOY STA	1121.2=0.9844	PRO=0.32382	EP=-.042	PLU BESSIF=	1104.	PLU RECO=	1056.
ANN.STATIO=	1930	79	PMOY STA	1249.2=0.9844	PRO=0.49351	EP=-.002	PLU BESSIF=	1230.	PLU RECO=	1228.
ANN.STATIO=	1930	133	PMOY STA	1092.2=0.9844	PRO=0.05386	EP=-.149	PLU BESSIF=	1075.	PLU RECO=	913.
ANN.STATIO=	1931	25	PMOY STA	1209.2=1.2518	PRO=0.88158	EP=0.109	PLU BESSIF=	1513.	PLU RECO=	1645.
ANN.STATIO=	1931	34	PMOY STA	1262.2=1.2518	PRO=0.80474	EP=0.079	PLU BESSIF=	1580.	PLU RECO=	1680.
ANN.STATIO=	1931	73	PMOY STA	1121.2=1.2518	PRO=0.89423	EP=0.115	PLU BESSIF=	1403.	PLU RECO=	1533.
ANN.STATIO=	1931	79	PMOY STA	1249.2=1.2518	PRO=0.12273	EP=-.107	PLU BESSIF=	1564.	PLU RECO=	1430.
ANN.STATIO=	1931	133	PMOY STA	1092.2=1.2518	PRO=0.68829	EP=0.045	PLU BESSIF=	1367.	PLU RECO=	1416.
ANN.STATIO=	1932	25	PMOY STA	1209.2=0.9045	PRO=0.02518	EP=-.181	PLU BESSIF=	1093.	PLU RECO=	875.
ANN.STATIO=	1932	34	PMOY STA	1262.2=0.9045	PRO=0.95642	EP=0.158	PLU BESSIF=	1141.	PLU RECO=	1341.
ANN.STATIO=	1932	73	PMOY STA	1121.2=0.9045	PRO=0.51192	EP=0.003	PLU BESSIF=	1014.	PLU RECO=	1017.
ANN.STATIO=	1932	133	PMOY STA	1092.2=0.9045	PRO=0.46376	EP=-.008	PLU BESSIF=	987.	PLU RECO=	978.
ANN.STATIO=	1933	25	PMOY STA	1209.2=1.0313	PRO=0.17530	EP=-.086	PLU BESSIF=	1247.	PLU RECO=	1142.
ANN.STATIO=	1933	34	PMOY STA	1262.2=1.0313	PRO=0.87798	EP=0.108	PLU BESSIF=	1361.	PLU RECO=	1437.
ANN.STATIO=	1933	73	PMOY STA	1121.2=1.0313	PRO=0.69017	EP=0.046	PLU BESSIF=	1156.	PLU RECO=	1207.
ANN.STATIO=	1933	133	PMOY STA	1092.2=1.0313	PRO=0.23925	EP=-.065	PLU BESSIF=	1126.	PLU RECO=	1055.
ANN.STATIO=	1934	25	PMOY STA	1209.2=1.1274	PRO=0.22395	EP=-.070	PLU BESSIF=	1363.	PLU RECO=	1278.
ANN.STATIO=	1934	34	PMOY STA	1262.2=1.1274	PRO=0.19042	EP=-.081	PLU BESSIF=	1423.	PLU RECO=	1320.
ANN.STATIO=	1934	73	PMOY STA	1121.2=1.1274	PRO=0.12702	EP=-.105	PLU BESSIF=	1264.	PLU RECO=	1146.
ANN.STATIO=	1934	133	PMOY STA	1092.2=1.1274	PRO=0.04834	EP=-.153	PLU BESSIF=	1231.	PLU RECO=	1063.
ANN.STATIO=	1935	25	PMOY STA	1209.2=1.3005	PRO=0.14682	EP=-.097	PLU BESSIF=	1572.	PLU RECO=	1455.
ANN.STATIO=	1935	34	PMOY STA	1262.2=1.3005	PRO=0.44586	EP=-.013	PLU BESSIF=	1641.	PLU RECO=	1625.
ANN.STATIO=	1935	55	PMOY STA	1336.2=1.3005	PRO=0.35379	EP=-.035	PLU BESSIF=	1737.	PLU RECO=	1691.
ANN.STATIO=	1935	73	PMOY STA	1121.2=1.3005	PRO=0.10999	EP=-.113	PLU BESSIF=	1458.	PLU RECO=	1331.

Tableau 7 - Calculs intermédiaires de reconstitution des années manquantes

$$C_i = \sum_{i=1}^{i=n} (z_i - 1)$$

où i est le numéro d'ordre de la série des z_i
et n le nombre d'années du vecteur.

Pour la zone 5, par exemple, on interprète comme suit les variations de C_i

- une succession d'années relativement humides de 1949 à 1959, pendant lesquelles C_i reste croissant.
- une série d'années sensiblement moyennes de 1960 à 1967 (C_i constant dans son ensemble).
- une séquence d'années sèches de 1968 à 1976 (C_i décroît).

Les petites différences observées entre les deux régions 1 et 5 (années 1951, puis de 1962 à 1967, etc.), mais surtout la forte atténuation des amplitudes des séquences sèches et humides sur la région 9 (plus arrosée en moyenne) sont bien mises en évidence par ce graphique.

Avec de tels outils synthétiques, on peut espérer pouvoir comparer entre elles, les tendances climatiques sur des régions assez vastes, à l'échelle du continent par exemple.

V - CONCLUSION :

Malgré les avantages intéressants mis en évidence ci-dessus, il ne faut pas cacher qu'à l'instar de la méthode des totaux cumulés, la mise en oeuvre des vecteurs est un travail fastidieux et long ; chacune des sept études citées ci-dessus a demandé de 3 à 8 mois de travail d'ingénieur, toute préparation des données terminée.

Le défaut de la quasi-totalité des données que nous traitons, est le manque d'historique circonstancié des stations (déplacement du poste, changement d'appareillage, avec date, etc ...).

Toutefois, avec des observations "pas trop mauvaises", la méthode du vecteur permet, tout d'abord de déceler, puis de corriger avec prudence :

- les erreurs grossières et les erreurs d'appareillage nettes,
- les changements d'environnement ou d'emplacements confirmés par l'historique de préférence. En l'absence de confirmation, on ne retiendra qu'un nombre réduit de ces corrections pour une station : au maximum 2 à 3 périodes sur une trentaine d'années, pour fixer les idées.

VI - BIBLIOGRAPHIE :

- BRUNET-MORET (Y.), 1969. Etude de quelques lois statistiques utilisées en hydrologie.
Cah. ORSTOM, sér. hydro., vol. VI n° 3.
- BRUNET-MORET (Y.), 1979. Homogénéisation des précipitations.
Cah. ORSTOM, sér. hydro., vol. XVI n° 3-4,
pp. 147-170.
- BRUNET-MORET (Y.), COLOMBANI (J.), VUILLAUME (G.), 1979.
Etude des potentialités du bassin conventionnel du
Lac Tchad, ORSTOM Paris.
- CHAPERON (P.), L'HOTE (Y.), VUILLAUME (G.), 1985.
Les ressources en eau de surface de la Guadeloupe.
Monographie hydrologique de l'ORSTOM n° 7.
2 tomes, 847 pages - Paris.
- CHOW (V.T.), 1964. Handbook of applied hydrology. Mc Graw Hill Book
Company. New York, San Francisco, Toronto, London.
- HIEZ (G.L.G.), 1977. L'homogénéité des données pluviométriques.
Cah. ORSTOM, sér. hydro., vol. XIV, n° 2,
pp. 129-172.
- HIEZ (G.L.G.), RANCAN (L.), 1983.
Aplicacao do método do vetor regional no Brasil.
4ème Symposium brésilien des ressources hydriques,
Nov. 1983, Blumenau (Brésil).

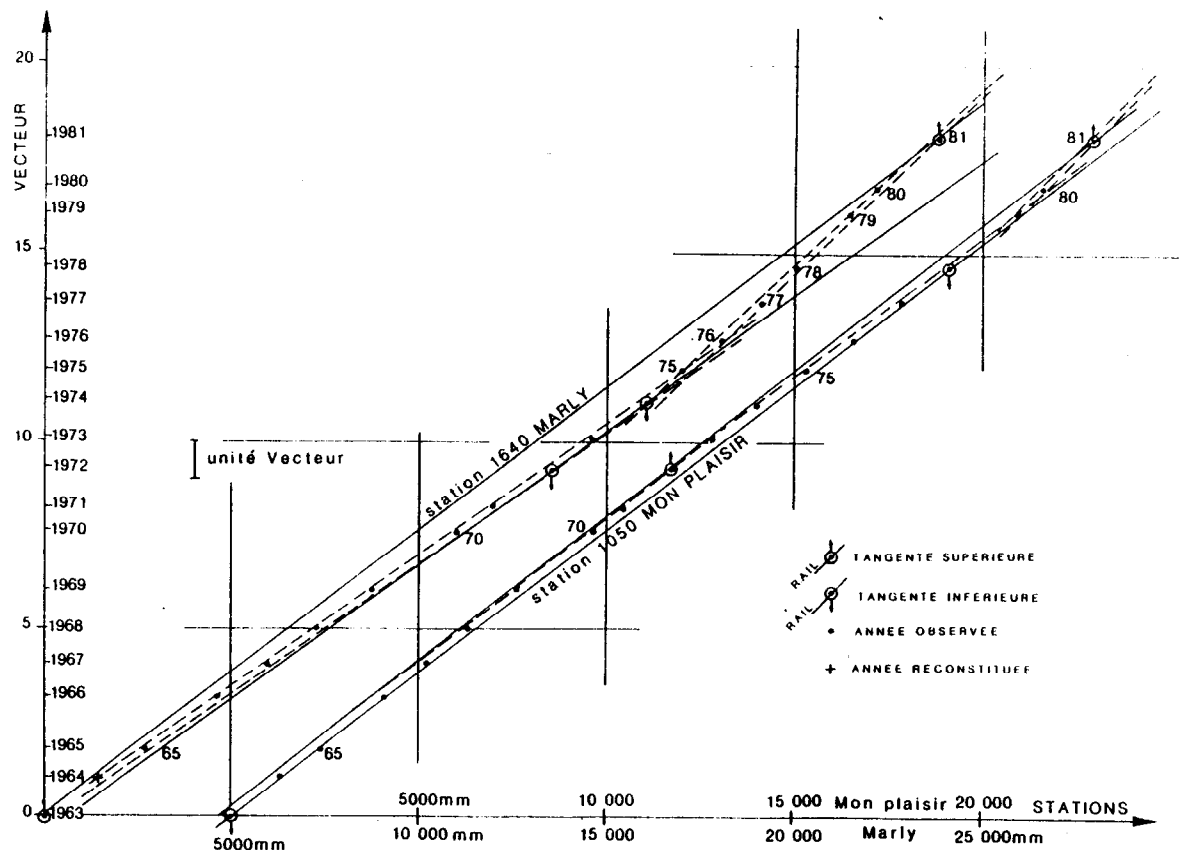


Fig-1- DOUBLE CUMUL ENTRE VECTEUR ET STATIONS

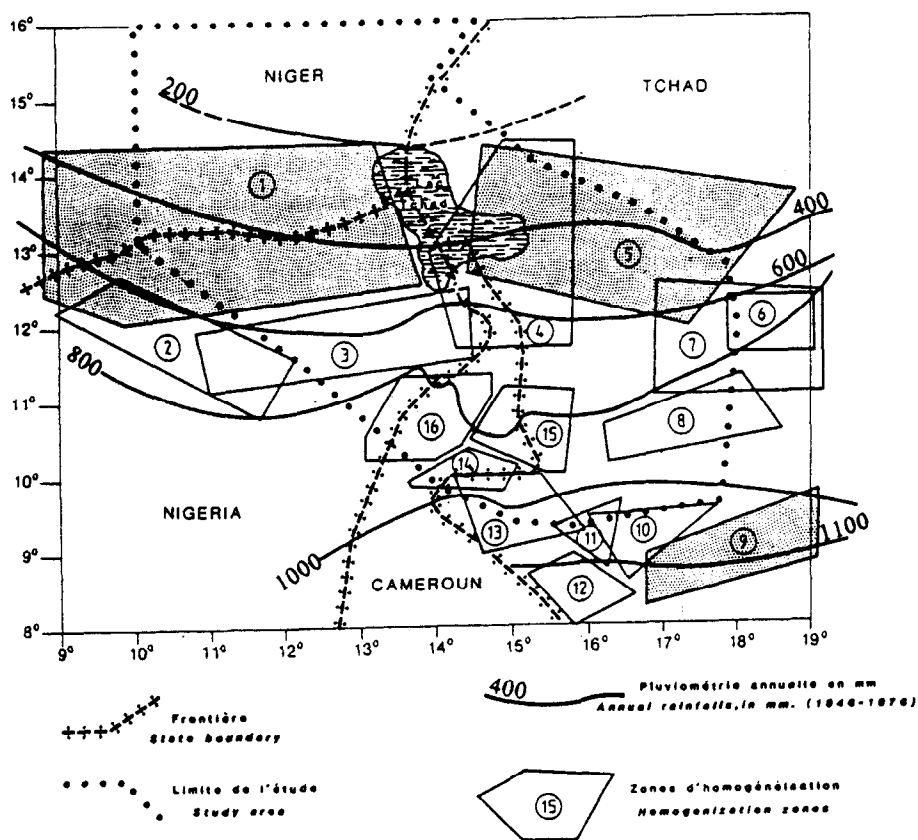


Fig-2 ETUDE DU BASSIN CONVENTIONNEL DU LAC TCHAD
STUDY OF THE CONVENTIONAL CHAD LAKE BASIN

BV CONVENTIONNEL DU LAC TCHAD
CONVENTIONAL CHAD LAKE BASIN

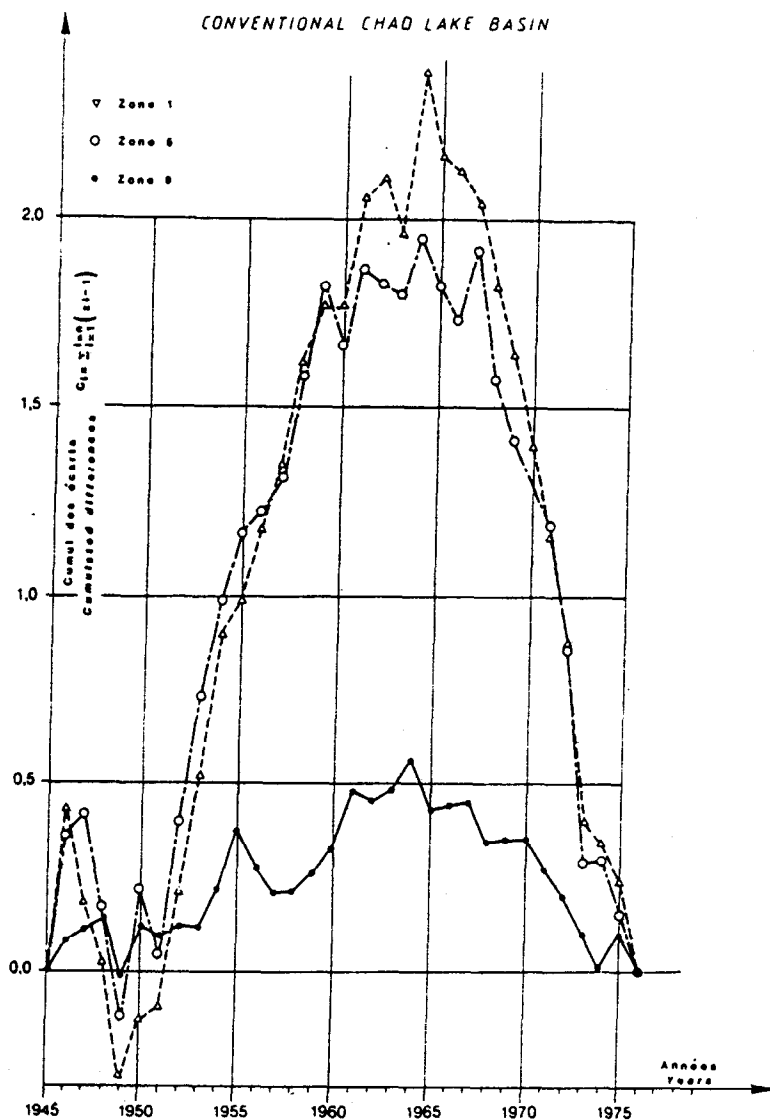


Fig-3 VARIATION DU CUMUL DES ECARTS DU VECTEUR A SA MOYENNE (1.000)
VARIATION OF THE CUMULATED DIFFERENCES BETWEEN VECTOR AND ITS MEAN (1.000)

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION DE Y. L'HOTE
16.09.86 matin

J. COLOMBANI estime que la méthode de HIEZ va plus loin dans l'analyse des données, mais que la méthode de BRUNET-MORET est plus simple et plus facilement opérationnelle. Il rappelle que cette dernière méthode nécessite une distribution normale des pluies annuelles. L'HOTE a visiblement des doutes sur le caractère opérationnel de cette dernière méthode, puisqu'il passa 9 mois à traiter les seules données Guadeloupe.

G. HIEZ préfère insister sur la différence fondamentale qui existe d'après lui entre ces deux méthodes : le processus de minimisation par moindres carrés des erreurs s'appuie dans le cas de sa méthode sur une norme dérivée du mode, et dans celle de BRUNET-MORET sur une norme euclidienne, dérivée de la moyenne.

HOEPPFNER indique alors que des travaux visant à simplifier la programmation informatique de la méthode BRUNET-MORET sont terminés en GUADELOUPE et rendent la méthode disponible sur micro-ordinateur. VAUCHEL, en son temps avait aussi travaillé à une adaptation sur micro de ces programmes. Pour GUISCAFRE, la méthode HIEZ aboutit à un vecteur des indices plutôt stable, tandis que celle de BRUNET-MORET suppose que le vecteur des indices sont contrôlés en calculant le vecteur des vecteurs.

A. ROCHE demande si cette étape n'est pas aussi sous-entendue dans sa méthode, G. HIEZ répond négativement : seul le nombre d'itérations varie en fonction de la qualité initiale des données. COLOMBANI s'interroge alors sur la possibilité, en cas d'erreur systématique décelée, d'itérer sur le vecteur en réinjectant les valeurs corrigées résultant du calcul du vecteur. G. HIEZ confirme que c'est possible et a été fait avec pour conséquence une convergence plus rapide, mais attention alors au coût de calcul ! G. HIEZ rappelle enfin, au plan historique, que P. DUBREUIL avait déjà fait une tentative de vecteur régional à l'époque de l'étude du JAGUARIBE.

NOTE SUR LES ECARTS DE MESURE OBSERVES ENTRE LES PLUVIOMETRES
STANDARDS ET LES PLUVIOMETRES AU SOL
EN AFRIQUE DE L'OUEST

Pierre CHEVALLIER

Jean-Marc LAPETITE

Unité de Recherche B 12
Centre ORSTOM d'Adiopodoumé, B.P. V 51, ABIDJAN, Côte d'Ivoire

Résumé

En Afrique de l'Ouest, huit sites de mesures étagés de la forêt équatoriale au domaine subsaharien ont permis d'étudier l'écart que l'on observe entre les hauteurs de précipitations interceptées par les pluviomètres standards (bague réceptrice à 1 m au dessus du sol) et celles arrivant à la surface du sol mesurées à l'aide d'un dispositif éliminant l'influence du vent. Le rapport entre les deux mesures passe de 1 à 2, lorsque l'on se déplace de la forêt dense vers les zones désertiques. Une analyse plus fine de ce phénomène tente d'expliquer cet écart pour chaque événement pluvieux. Comme dans le cas de précédentes études réalisées en Europe, aucun facteur explicatif statistiquement satisfaisant n'a pu être dégagé.

Abstract

Rainfall measurements may differ depending upon the raingage which is used, either the standard type with the intercepting ring located 1 m above ground level, or other devices at ground level excluding wind influence. Such discrepancy was studied on 8 West African sites ranging from the Rain Forest to the subdesert region. The ratio between the two measurements varied from 1 to 2 when shifting from the Rain Forest to the desert. For each rainfall event a detailed analysis of the phenomenon was attempted. But, as for previous similar studies in Europe, no statistically satisfactory explanation could be drawn out.

Sommaire

Avant-propos
Introduction
Matériel de mesure
Localisation des mesures
Résultats
Discussion
Critique
Etude fine
Conclusion
Références bibliographiques

Avant-propos

Certains des résultats présentés dans cette note ont déjà été publiés, d'autres sont inédits. Ils proviennent non seulement de mesures que nous avons effectuées nous-mêmes, mais aussi d'observations faites sur différents bassins représentatifs de l'ORSTOM sous la responsabilité d'autres hydrologues. Nous voulons les remercier ici pour l'aide qu'ils nous ont apportée.

Alain GIODA et Jacky ETIENNE nous ont communiqué les résultats du bassin de Waraniéné-Korhogo (Côte d'Ivoire) ; le Centre de Recherche Hydrologique de Yaoundé, ceux de Mouda (Cameroun), obtenus dans le cadre d'un programme commun avec l'ORSTOM (Paul CARRE et Bernard THEBE) ; Jean ALBERGEL, Alain BERNARD, Jean-Marie LAMACHERE et André MAHIEUX, ceux de Binnde et d'Oursi (Burkina Faso) ; Bernard POUYAUD, ceux de la station de Saint-Paul au bord du Lac de Bam (Burkina Faso) ; Bernard BILLON et Robert GALLAIRE, ceux d'Azel (Niger).

Introduction

On sait depuis fort longtemps que c'est le vent qui est la principale cause d'erreur dans la mesure de la pluviométrie (TOEBES, OURYVAEV et coll., 1970). Et NEFF (1977) indique que dès 1769, HEBERDEN pensait que le volume intercepté par un pluviomètre était fonction de sa hauteur au dessus de la surface du sol. Le même NEFF précise encore qu'un certain nombre d'auteurs ont signalé vers le milieu du siècle dernier que le volume intercepté par un pluviomètre diminuait avec l'augmentation de la vitesse du vent.

De nombreuses études ont été réalisées pour essayer de réduire l'erreur commise en utilisant les pluviomètres exposés au vent. Diverses propositions ont été faites, mais il semble que deux types de solutions seulement aient été retenues : d'une part l'utilisation d'écrans pour détourner le vent ; d'autre part l'installation des pluviomètres dans des fosses de telle sorte que la surface réceptrice soit au niveau du sol, un dispositif spécial limitant le rejaillissement des gouttes de pluie à l'intérieur du seau. Tous les auteurs sont d'accord pour dire que ces dispositifs sont peu efficaces pour les précipitations neigeuses dont la sensibilité au vent est particulièrement aiguë.

WEISS et WILSON (1958) ont réalisé une étude bibliographique très complète sur les pluviomètres à écrans et donnent des résultats comparatifs ainsi qu'un certain nombre de facteurs correctifs. Ces dispositifs sont surtout utilisés pour les précipitations neigeuses et ne semblent guère commodes pour une exploitation systématique en Afrique.

RODDA (1968) et NEFF (1977) préconisent plutôt l'utilisation de pluviomètres au sol enterrés avec une grille anti-rebond et encouragent l'implantation de tels appareils pour toutes les études de bassin versant.

Un certain nombre d'observations ont pu être réalisées dans l'Ouest Africain ces dernières années et il nous a paru utile de présenter quelques résultats qui peuvent remettre en cause certaines idées sur les volumes réels de précipitation, en particulier dans les régions soumises à une sécheresse persistante depuis 1970.

Deux approches sont possibles :

- une analyse "a posteriori" à partir des données existantes qui se limitent généralement à des observations de pluies journalières et parfois de vitesses moyennes de vent ;
- une analyse "a priori" nécessitant un dispositif de mesure précis décrivant parfaitement les paramètres explicatifs dans l'espace et dans le temps.

Nous nous intéresserons plus particulièrement à la première analyse et présenterons des résultats généraux. Ce sont en effet ces informations qui sont accessibles et souhaitées par les utilisateurs (projeteurs, analystes, experts, économistes...). La deuxième approche (analyse fine) sera abordée succinctement à la fin de cette note.

Matériel de mesure

Le "pluviomètre standard" utilisé presque uniformément en Afrique de l'Ouest francophone est le pluviomètre de type "Association" ou plus récemment le pluviomètre dit "à lecture directe", tout deux diffusés à l'origine par le Service de la Météorologie Nationale Française et acceptés par les normes de l'Organisation Météorologique Mondiale. La bague de réception couvre une surface de 400 cm² et elle est placée à exactement 1 m au dessus de la surface du sol (on trouve encore parfois des bagues à 1,50 m, ce qui correspond à une norme abandonnée).

On appellera de la même façon "pluviomètre standard", le pluviographe journalier que l'on trouve communément dans les stations climatologiques d'Afrique de l'Ouest. Il s'agit d'appareils à augets basculeurs installés dans des guérites avec une bague de 400 cm² à 1 m au dessus du sol. Il existe plusieurs formes de guérites qui s'apparentent plus ou moins à un cylindre. Plus récemment sont apparues des guérites tronc-coniques, mais elles sont encore peu répandues et ont le désavantage de ne pas permettre le contrôle au seau de la précipitation.

Pour la mesure de la pluie au sol, le pluviomètre est du type "Snowdon" légèrement modifié par l'ORSTOM. Le seau est un "Association" installé dans une fosse carrée de telle sorte que la bague soit exactement au niveau de la surface du sol. Une grille faite de lames métalliques entrecroisées affleure également au niveau du sol en encadrant le seau (fig. n° 1). La fosse est en général bétonnée sur les côtés pour éviter les effondrements et son fond est garni de matériau filtrant permettant une évacuation rapide des eaux de pluie et de ruissellement (il faut éviter que le seau ne "flotte").

Ce pluviomètre au sol est toujours associé à un pluviomètre standard situé à proximité immédiate. Dans certains cas on dispose également d'un anémographe pour contrôler vitesse et direction du vent.

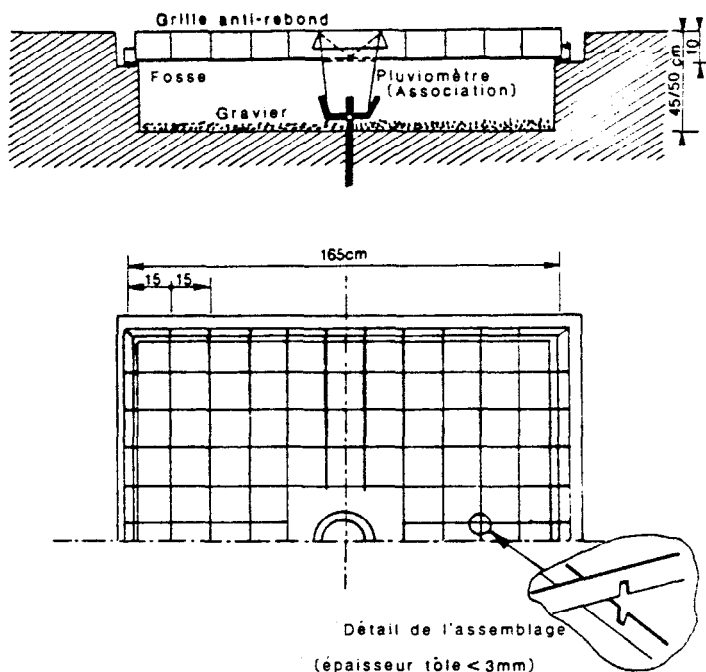
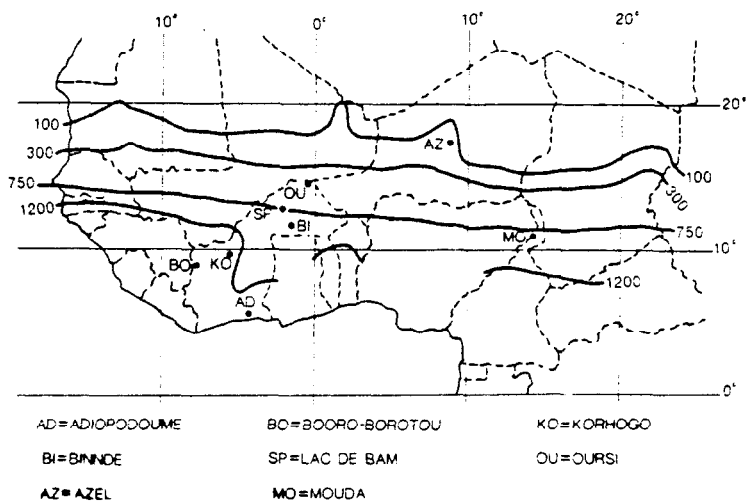


Fig-1 PLUVIOMETRE AU SOL UTILISE PAR L'ORSTOM EN AFRIQUE DE L'OUEST

Fig-2 LOCALISATION DES POINTS DE MESURE ET COURBES ISOHYETES INTERANNUELLES (SIRCOULON.1976)



Localisation des sites de mesure

Les mesures dont nous présentons les résultats ont été faites sur des sites correspondant à des études de bassins versants représentatifs menées par l'ORSTOM depuis 1974 dans différents pays d'Afrique de l'Ouest. Ces sites s'étagent entre le domaine climatique tropical humide du sud de la Côte d'Ivoire et le domaine subaride du nord du Niger. Les durées d'observations ne sont pas identiques et l'équipement varie d'un site à l'autre, mais nous verrons que les résultats sont suffisamment significatifs pour que ces différences n'interviennent pas dans l'analyse finale.

La carte de la figure n° 2 situe les points d'observation dont les caractéristiques sont rassemblées dans le tableau n° 1.

Tableau n°1 : Localisation des sites de mesure

nom	code	coordonnées	pér. obs.	P1	PG	an
Adiopodoumé (Côte d'Ivoire)	AD	5°19' N 4°03' W	1983-1986	*	*	*
Booro Borotou (Côte d'Ivoire)	P01 BC P12 BB P24 BM P26 BH	8°29' N 7°33' W	1984-1986	*	*	*
Korhogo (Côte d'Ivoire)	KO	9°25' N 5°39' W	1983-1984		*	
Mouda (Cameroun)	MO	10°23' N 14°14' E	1985	*		
Binnde (Burkina Faso)	BI	11°44' N 1°05' W	1982-1983	*		
Lac de Bam (Burkina Faso)	SP	13°20' N 1°30' W	1974-1976	*	*	*
Oursi (B.F.)	Jalafanka OJ Kolel OK Gountoure OG Outardes UO Tchalol OT	14°40' N 0°30' W	1976-1985 1980 1980 1980 1980	*	*	*
Azel (Niger)	AZ	17°03' N 8°02' E	1983-1985	*	*	

P1 : pluviomètre à 1 m PG : pluviographe an : anémographe

Résultats

En première analyse l'étude porte sur les pluies journalières relevées par les observateurs des postes. C'est en effet la seule donnée que l'on trouve systématiquement en Afrique, les réseaux pluviométriques étant en général

relativement denses. Si des corrections systématiques doivent être opérées, elles ne peuvent porter que sur ces valeurs.

Le tableau n° 2 présente les résultats des observations faites aux différents postes étudiés et donne les coefficients de la régression :

$$P_{sol} = A \times P_{standard} + B$$

Seules les précipitations dont le cumul journalier est supérieur à 1 mm au pluviomètre standard ont été retenues.

Un certain nombre de paramètres caractéristiques ont été rajoutés :

- PA : pluviométrie moyenne interannuelle ;
- PJ : hauteur de précipitation journalière de période de retour annuelle ;
- VA : vitesse moyenne annuelle du vent à 2 m ;
- VP : vitesse moyenne du vent à 2 m pendant les quatre mois les plus arrosés.

Tableau n°2 : Résultat des observations sur les pluies journalières

nom	nbre obs.	régression		coef. régr.	PA mm	PJ mm	VA m/s	VP m/s	
AD	337	0.99	0	1.00	2059	138	1.37	1.30	
BC	198	1.01	0	1.00	1359	73.4	1.05	0.95	*1
BB	167	0.98	+0.7	1.00					
BM	178	1.02	-0.1	1.00					
BH	178	0.99	0	1.00					
KO	174	1.03	+0.3	0.99	1326	72.7	2.68	2.58	*2
MO	45	1.04	+0.6	1.00	877	65.0	2.61	2.01	*3
BI	109	1.23	0	0.99	909	52.6	2.05	1.50	*4
SP	210	1.23	+0.2	0.98	691	54.6	1.58	1.81	
OJ	229	1.48	-2.0	0.98	462	47.2	2.99	3.40	*5
OK	41	1.25	+1.0	0.99					
OG	45	1.18	+0.3	0.99					
OO	50	1.38	+1.0	0.96					
OT	46	1.36	+1.1	0.99					
AZ	15	1.97	0	0.96	146	26.0	3.79	3.23	*6

Remarques:

- *1 : pluviométrie calculée au poste de Touba (25 km).
- *2 : vent relevé au sommet d'un pylone de 12 m (aéroport de Korhogo).
- *3 : pluviométrie calculée au poste de Maroua-Salak (9 km) et vent relevé à l'aéroport de Maroua-Salak.
- *4 : pluviométrie calculée au poste de Manga (20 km) et vent relevé à la station synoptique de Po (40 km).
- *5 : pluviométrie calculée au poste de Gorom-Gorom (40 km).
- *6 : pluviométrie calculée au poste d'Agadez (10 km) et vent relevé à l'aéroport d'Agadez.

Discussion

Dans un premier temps nous ne prendrons en compte que les huit postes principaux laissant de côté les postes secondaires des bassins versants de Booro-Borotou et d'Oursi.

Pour comparer les valeurs observées aux différents postes indépendamment du nombre d'observations et de leur situation géographique nous avons proposé dans un travail antérieur (CHEVALLIER et al., 1985) d'utiliser une variable X calculée selon :

$$X = (A + PJ + B) / PJ$$

où PJ est la hauteur de pluviométrie journalière de fréquence annuelle ; A et B les valeurs des constantes de la régression au poste considéré.

Cette nouvelle variable X sera baptisée "écart" entre la pluie au sol et la pluie à 1 m pour la précipitation PJ.

Le tableau suivant présente les valeurs obtenues, en rappelant les principales variables explicatives (LAT correspond à la latitude ramenée à une valeur décimale) :

Tableau n°3 : Ecart et variables explicatives

nom	X	LAT	PA	PJ	VA	VP
AD	0.99	5.32	2059	138	1.37	1.30
BC	1.01	8.48	1359	73.4	1.05	0.95
KO	1.03	9.42	1326	72.7	2.68	2.58
MO	1.05	10.38	877	65.0	2.61	2.01
BI	1.23	11.73	909	52.6	2.05	1.50
SP	1.23	13.33	691	54.6	1.58	1.81
OJ	1.44	14.67	462	47.2	2.99	3.40
AZ	1.97	17.05	146	26.0	3.79	3.23

La première constatation est qu'il n'existe pas de liaison directe entre l'écart X et les vitesses moyennes de vent qu'elles soient calculées sur l'ensemble de l'année ou sur l'ensemble plus restreint des mois de saison des pluies. Cela est du sans doute à une absence de corrélation entre la vitesse instantanée du vent qui intervient sur le pluviomètre au cours de l'averse et la vitesse moyenne calculée sur une période plus longue.

Par contre, les figures n°3 et 4 présentent les relations entre X et la latitude et entre X et la précipitation journalière de fréquence annuelle PJ.

L'ajustement entre X et LAT sur une loi polynomiale est excellent :

$$X = 10,7 \cdot 10^{-6} \text{ LAT}^4 + 0,95 \quad \text{avec } R = 0,99$$

Mais il faut bien sûr se garder d'extrapoler ce genre de formule au delà du début de la zone désertique (18-20° Nord) et considérer qu'en deçà de 6-8° Nord, X est sensiblement égal à 1.

Plus intéressant est l'ajustement entre X et la pluie de fréquence annuelle qui tient un peu mieux compte des particularités régionales et dont l'extension à l'ensemble ouest-africain est sûrement plus significatif. La figure n°4 présente cet ajustement sous forme de deux droites avec une cassure qui se place pour une pluie journalière de fréquence annuelle de 62 mm :

$$\begin{aligned} \text{PJ} < 62 \text{ mm} \quad X &= -0,026 \text{ PJ} + 2,63 \\ \text{PJ} > 62 \text{ mm} \quad X &= -0,0007 \text{ PJ} + 1,08 \end{aligned}$$

Cette limite de 62 mm correspond assez généralement au passage de régions dites "humides" (forêt ou savane) à des régions "sèches" (savane ou steppe aride à désertique).

Les mesures secondaires réalisées à Booro-Borotou et Oursi montrent cependant qu'il faut nuancer ces coefficients. En effet il apparaît que l'environnement immédiat de l'appareillage influence de façon très significative l'écart entre la pluviométrie "standard" et la pluviométrie au sol.

Si l'on admet généralement que les stations climatologiques doivent être installées dans des zones très dégagées avec une exposition maximale (ce qui correspond aux postes principaux analysés jusqu'ici), il n'en est pas de même des postes pluviométriques de couverture des bassins versants représentatifs où seuls les alentours immédiats du pluviomètre sont dégagés.

A Oursi, en plus du poste de la station de Jalafanka, quatre autres postes associant un pluviomètre au sol et un pluviomètre à 1 mètre ont été suivis pendant une année. Les écarts varient selon le tableau n°4 en fonction de l'environnement.

Tableau n°4

nom	X	Description de l'environnement
OK	1.27	plateforme encaissée entre versants pentus
OG	1.19	bas-fond avec proximité végétation assez dense
OO	1.40	glacis découvert, arbres voisins
OT	1.38	glacis découvert, relief proche

La station de Jalafanka qui présente l'écart maximal est installée sur un plateau dénué de végétation qui offre une exposition optimale. On note par comparaison avec les postes plus ou moins protégés l'influence prépondérante de la végétation ou du relief.

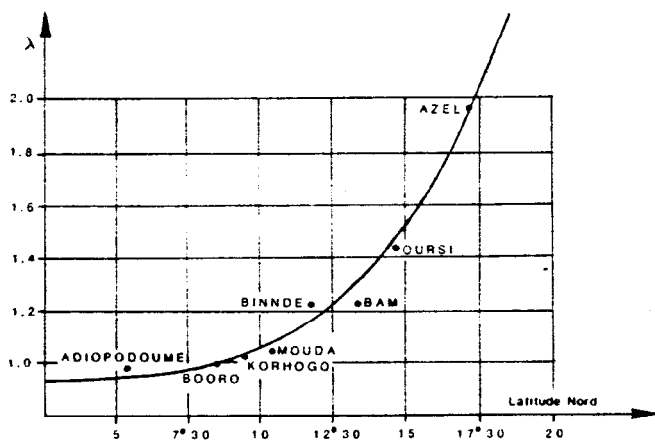


Fig-3 ECART λ EN FONCTION DE LA LATITUDE

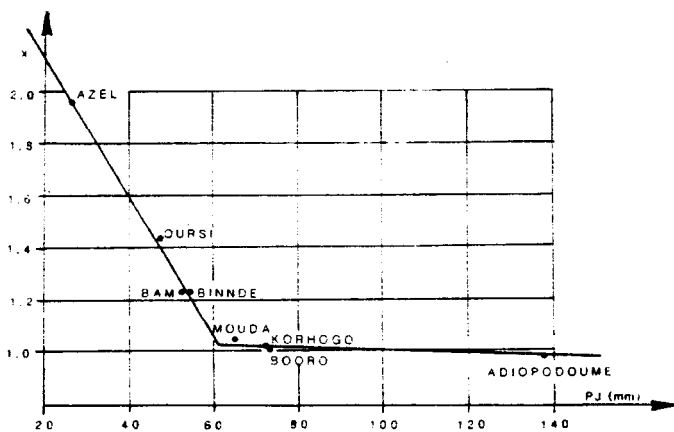


Fig-4 ECART x EN FONCTION DE LA PLUIE JOURNALIÈRE DE FRÉQUENCE ANNUELLE

A Booro-Borotou les écarts entre pluies au sol et pluies à 1 mètre sont pratiquement insignifiants. Mais forts de l'expérience d'Oursi, nous avons installé trois ensembles de mesures sur une toposéquence avec un poste en haut de pente (BH), un poste en milieu de pente (BM) et un poste proche du bas fond (BB). Ce dispositif correspond à une organisation de la végétation très générale dans l'environnement de savane humide du nord-ouest de la Côte d'Ivoire : galerie forestière de bas-fond, savane éclaircie ou jachères de mi-pente, forêt claire sur les interfluvies.

On trouve respectivement du bas vers le haut les valeurs suivantes de X : 0,99, 1,02 et 0,99. Là encore l'environnement plus clair du milieu de pente se distingue par un écart sensiblement plus important.

Critique

L'ajustement de l'écart X à la latitude d'une part et à la pluie journalière de récurrence annuelle d'autre part, ainsi que les observations secondaires de la variabilité de X en fonction de la végétation pour une situation géographique donnée ne mettent en évidence qu'un seul paramètre explicatif de l'écart entre pluie au sol et pluie standard. Mais ce paramètre est la notion très qualitative de "rugosité" de paysage. En effet les zones situées en deçà de 8° nord correspondent à des zones de couvert végétal dense, couvert induit lui-même par une pluviométrie abondante. Et l'effet contraire se produit si l'on se place dans les régions semi-désertiques situées vers 18° nord et au delà.

Cette "rugosité" est difficile à appréhender de façon simple sur le terrain dans des zones très bien connues et décrites, à plus forte raison pour un utilisateur de la donnée "pluviométrie" en Afrique dont la connaissance du terrain est très imprécise, voire nulle.

Cependant la latitude ou la pluie journalière de fréquence annuelle représentant de bons indicateurs de cette "rugosité" et permettant à partir de données facilement accessibles d'avoir une information plausible sur l'écart à prendre en compte entre la pluviométrie au sol et la pluviométrie donnée par les services météorologiques locaux. C'est pourquoi, même si cela paraît choquant d'utiliser de tels paramètres explicatifs, ils peuvent rester des paramètres de référence.

Analyse fine

RODDA (1968) présente des résultats obtenus à Wallingford (Royaume-Uni) et tente une analyse plus fine en essayant de lier les écarts entre pluie au sol et pluie au pluviomètre étalon aux vitesses du vent enregistrées pendant les pluies à proximité de cet étalon. Il ne parvient pas à définir de liaison significative. NEFF (1977) aboutit à des résultats semblables. ALBERGEL (1982) sur un échantillon très réduit (28 valeurs, année 1982) obtenu au poste de Jalafanka-Mare d'Oursi (Burkina Faso) dégage une double régression entre l'écart pluie au sol / pluie à 1 m, l'intensité maximale de l'averse et la vitesse du vent pendant l'averse :

$$E = -1,79 + 0,26 V + 0,70 I \quad (R=0,708)$$

avec E, écart entre les deux mesures (en %)

V, vitesse du vent (en km/h)

I, intensité moyenne de l'averse (en mm/h)

On note tout de même que le coefficient de corrélation est assez mauvais.

A Booro-Borotou et à Adiopodoumé, nous avons également tenté de trouver une explication aux écarts observés à l'échelle de l'averse en les liant, d'une part aux intensités maximales en 5 minutes pendant les averses, et d'autre part à la vitesse moyenne du vent pendant l'averse.

A Booro-Borotou, sur un échantillon de 61 averses supérieures à 1 mm (année 1984), le rapport pluie au sol sur pluie à 1 m varie entre 0,910 et 1,100 pour une valeur moyenne de 1,009. La régression multiple avec l'intensité et le vent donne un coefficient de corrélation de 0,161, significatif de l'indépendance totale des variables.

Un essai d'analyse en composantes principales des trois variables auxquelles on a rajouté la pluie à 1 m ne dégage qu'une conclusion : la liaison entre la pluie à 1 m et l'intensité de l'averse !

A Adiopodoumé la fourchette des écarts sur un échantillon de 115 valeurs supérieures à 1 mm est plus large (de 0,700 à 1,272). Mais si l'on prend les valeurs supérieures à 5 mm, cet écart est fortement réduit (de 0,920 à 1,083). En considérant que l'erreur due à la mesure est nettement plus sensible sur les faibles averses (de 2 à 10% pour les averses comprises entre 1 et 5 mm, si l'on admet une erreur absolue de 0,1 mm), il est difficile d'expliquer les variations des écarts par autre chose qu'un simple "bruit".

Reconnaissons cependant que les deux exemples présentés ici sont peu démonstratifs puisque situés dans des zones où l'écart n'est pas significativement différent de 1. Il est souhaitable qu'une étude approfondie puisse être entreprise sur des données par exemple de savane sèche ou de steppe sahélienne et sur une durée la plus longue possible.

Conclusion

Cette étude, si elle ne propose pas de recette, ni ne présente de résultats définitifs, attire cependant l'attention sur un phénomène connu depuis longtemps mais dont l'ampleur n'avait pas été nettement mise en évidence dans le contexte ouest-africain.

Les écarts moyens varient du simple au double et cet écart croît rapidement dans les zones sèches où le problème des ressources en eau se pose de façon particulièrement aiguë. Les valeurs utilisées par les projeteurs pour la pluviométrie en zone sèche sous-estiment dans des proportions qui peuvent être très larges les volumes réels d'eau disponibles lors des précipitations.

Faute d'une étude plus détaillée permettant d'extrapoler de façon précise la valeur de l'écart à utiliser dans une application particulière, il nous paraît indispensable d'associer à la mesure de pluviométrie standard un dispositif de mesure au sol durant une période (même courte) qui permettra de confirmer une valeur moyenne estimée à partir de la pluie journalière de fréquence annuelle et de la figure n°4 de cette note.

Références bibliographiques

ALBERGEL J., BERNARD A., 1982. Observations climatologiques à la station de Jalafanka et observations hydrologiques à Kolé, Jalafanka et Mare d'Oursi. ORSTOM, Ouagadougou, multigr.

CHEVALLIER P., CLAUDE J., POUYAUD B., BERNARD A., 1985. Pluies et crues au Sahel. Hydrologie de la Mare d'Oursi (Burkina Faso). 1976-1981. Travaux et Documents de l'ORSTOM n°190. ORSTOM, Paris.

NEFF, E.L., 1977. How much rain does a rain gage gage?. J. Hydrol., 35: 213-220.

RODDA J.C., 1968. The rainfall measurement problem. AIHS/IASH n°78, Ass. Gén. de Berne (25 sept.- 7 oct. 1967), 215-231.

SIRCOULON J., 1976. Les données hydropluviométriques de la sécheresse récente en Afrique intertropicale. Comparaison avec les sécheresses "1913" et "1940". Numéro spécial sécheresse. Cah. ORSTOM, sér. Hydrol., vol XIII, n°2, 1976.

TOEBES C., OURYVAEV V. et coll., 1970. Les bassins représentatifs et expérimentaux. 4.2.1.3.3. Erreurs affectant les mesures pluviométriques. UNESCO. Etudes et rapports d'hydrologie n°4, 88-89.

WEISS L.L., WILSON W.T., 1958. Precipitation gage shields. AIHS/IASH, Ass. Gén. de Toronto (3-14 sept. 1957), vol.1, 462-484.

ORSTOM

INSTITUT FRANCAIS DE RECHERCHE SCIENTIFIQUE
POUR LE DEVELOPPEMENT EN COOPERATION

Influence de la topographie
et de l'exposition aux vents dominants
sur les mesures de précipitation

par

Marc MORELL

U.R. 102 , Centre ORSTOM de Guadeloupe

Journées hydrologiques de Montpellier

16 et 17 septembre 1986

<u>SOMMAIRE</u>	Pages
Résumé	67
Introduction	68
Constat	72
Analyse théorique	76
L'incidographe	81
Conclusion	86

RESUME

Le vent apparait comme une des principales causes d'erreur dans la mesure des précipitations .

En Guadeloupe, il a été observé que la distorsion des mesures sur une zone de pluviométrie supposée homogène à l'échelle de la région, pouvait atteindre, d'un site à un autre, 200% au niveau journalier et 50% au niveau mensuel ou annuel.

Ainsi le choix du site d'implantation d'un pluviomètre, par rapport à une irrégularité topographique ou par son exposition aux vents dominants, déterminera la qualité des mesures et leur représentativité de la pluviosité locale.

Une analyse de l'effet associé du vent et de la topographie sur la distribution des précipitations a été abordée par M.Poreh et E.Mechrez, de l'Institut Israélien de Technologie.

La mise au point en Guadeloupe d'une methodology de mesures simultanées de l'angle d'incidence de la pluie et de la vitesse du vent, autorisée par l'utilisation d'enregistreurs électroniques sur mémoire statique, permet d'analyser le phénomène à l'échelle de l'averse.

Ce document constitue une approche de cette problématique, et n'apporte pas encore de conclusion, les observations et analyses étant en cours.

ABSTRACT

The wind speed seems to be one of the main sources of error of rainfall measurements.

In Guadeloupe, the discrepancies between measurements, on an area which can be considered as homogeneous from a rainfall point of view, reach 200% for daily rainfall, and 50% for an monthly or annual rainfall.

Therefore the choice of a measurement site is very crucial. The quality of the data is determined by such factors as its position with respect to surrounding hills and its exposure to the prevailing winds.

M.Poreh and E.Mechrez (Technion Institute of Technology, Haifa) have already studied the effect of wind and topography on rainfall distribution.

In Guadeloupe, we have design an instrument to record the angle of rainfalls and the associated wind speed, using the static memory recorders. This allows us to study the effect of wind at the time of the rainfall event.

This article deals only the way to analyse this effect, but does not brings any conclusions, since the measurement campaign is not yet acheived and the data collected not yet processed.

INTRODUCTION

Les motivations de l'analyse de la distorsion des mesures de précipitations due à l'effet conjugué du vent et de la topographie, entreprise en Guadeloupe, sont de deux ordres :

- il n'y a qu'un intérêt relatif à mesurer les précipitations en un site, si on ne peut en tirer des conclusions au niveau de la zone sur laquelle il est censé fournir des informations significatives et représentatives. L'hydrologue jugera notamment la qualité d'un poste pluviométrique par la validité du transfert de la mesure de la précipitation météorologique ponctuelle à l'estimation de la précipitation hydrologique sur le bassin versant ou la région avoisinante ;

- dans le cadre de l'étude de l'influence du relief sur les précipitations, engagée par l'UR 102, il convient de caractériser les effets de l'environnement sur les mesures des précipitations, afin de mettre en évidence et d'isoler le rôle du phénomène orographique sur la distribution des pluies.

Définitions

De multiples notions sont contenues dans les termes 'pluviométrie', ou 'mesure de précipitation'. Afin de lever toute ambiguïté, et pour permettre de cerner le cadre exact de cette étude, certaines définitions doivent être précisées.

La mesure de précipitation par un pluviomètre standard (400cm², 1m sol), n'est qu'un indice de la lame d'eau précipitée atteignant le sol.

Les écarts constatés entre les mesures de précipitation à différents niveaux du sol sont importants, et sont expliqués par la déformation du champ du vent à proximité du sol (cf P.Chevallier Journées Hydrologiques de Montpellier - septembre 1986).

La lame d'eau précipitée au travers d'une bague horizontale de 400 cm² à 1m du sol, appelée simplement 'mesure de précipitation' ou 'précipitation météorologique ponctuelle', sera représentée par P_m .

Soit θ l'angle de plus grande pente que fait le sol avec l'horizontale, et ϕ l'angle d'inclinaison des filets d'eau par rapport à la verticale.

La précipitation à travers un capteur incliné dont la bague est parallèle au sol sera appelée 'précipitation hydrologique ponctuelle', et sera représentée par P_h :

$$P_h = P_m (\cos \theta + \sin \theta \tan \phi \cos(z_a - z_b)) \quad (\text{figure 1})$$

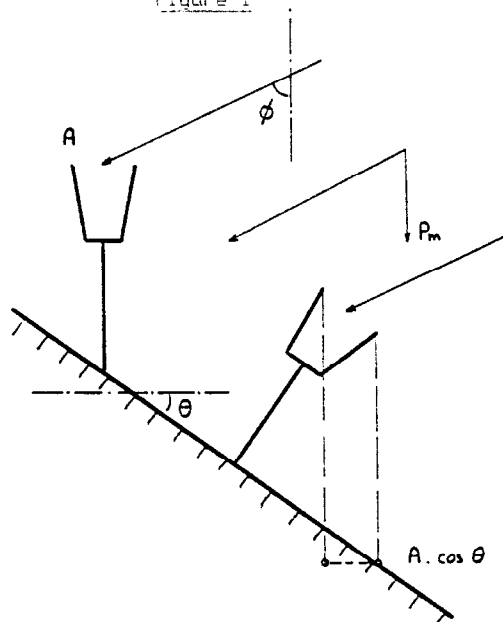
avec z_a : azimut de la pente du terrain
et z_b : azimut d'inclinaison de la pluie

La 'précipitation hydrologique projetée', soit P_p , est définie par le rapport du volume d'eau recueilli par le pluviomètre incliné à la surface projetée de la bague sur un plan horizontal. Elle est liée à P_h par :

$$P_p = P_h / \cos \theta$$

Le terme 'intensité' ou 'intensité de précipitation' sera la précipitation météorologique ponctuelle par unité de temps.

Figure 1



Influence de la pente du terrain et de l'angle d'incidence sur les mesures de précipitations

L'effet vent topographie

Le choix du site d'implantation d'un pluviomètre est déterminant, notamment par son exposition aux vents dominants, et par sa localisation par rapport aux configurations topographiques environnantes :

'L'effet vent' :

Il est communément admis que la principale cause d'erreur dans la mesure des précipitations est le vent :

- l'environnement immédiat du site par la présence d'écrans (arbres, maisons ...) modifie le champ du vent à proximité du pluviomètre.

- la présence du capteur, lui même, induit des turbulences aérodynamiques qui se traduisent par un déficit de captation parfois important.

Il s'agit là de causes d'erreur qui interviennent directement sur la mesure de la précipitation météorologique ponctuelle P_m .

De nombreuses études traitent de ce sujet. Des solutions telles que l'utilisation d'écrans, ou de pluviomètres en fosse sont proposées pour améliorer la détermination de P_m .

Mais la connaissance de la précipitation météorologique, aussi précise soit-elle, n'est pas suffisante pour estimer dans tous les cas la précipitation hydrologique, même ponctuelle :

Dans un champ de vent homogène d'écoulement laminaire, non perturbé par un relief, par des irrégularités de terrain, ou par des obstacles, les trajectoires des gouttes de pluie sont déviées de la verticale d'un angle d'inclinaison ϕ que l'on peut supposer invariable d'une certaine hauteur au dessus du sol, jusqu'au capteur horizontal.

Dans ces conditions idéales, et bien que la mesure de précipitation météorologique P_m soit supposée exacte, la précipitation hydrologique ponctuelle ne peut être déterminée que dans 2 cas :

- soit la pente du sol θ est nulle
- soit le terrain étant pentu, l'angle d'incidence ϕ de la pluie est connu.

Cela prouve les difficultés que l'on rencontre, en région montagneuse, pour déterminer les lames d'eau réellement précipitées au sol sur les bassins versants à forte pente à partir des seules mesures de P_m .

Dans ce cas, la théorie et l'expérience montrent que les pluviomètres à ouverture inclinée parallèle au sol fournissent une meilleure estimation de la pluviométrie hydrologique.

'L'effet topographie' :

La présence d'une configuration topographique même de petite échelle perturbe le champ du vent, et peut modifier considérablement la distribution des précipitations, de sorte que la localisation d'un pluviomètre par rapport à cette configuration déterminera l'échantillon des précipitations mesurées.

Objectif :

Finalement, l'effet du vent modifié par la topographie, l'environnement immédiat, et l'appareil lui même, fait qu'un pluviomètre standard ne fournit, qu'une mesure biaisée de la composante verticale de la précipitation à 1m du sol. Elle ne constitue, souvent, qu'un indice plus ou moins représentatif de la quantité d'eau réellement tombée au sol dans les environs.

CONSTAT

La Guadeloupe par l'effet de convection qu'entraîne la présence de ses terres, et le phénomène orographique créé par l'obstacle qu'offre sa chaîne montagneuse aux alizés, recoit en année normale environ 3 à 4 milliards de m³ d'eau ; ce qui correspond à une lame d'eau moyenne de l'ordre de 2 à 3 fois la pluviométrie sur l'océan qui l'entoure, estimée à environ 900mm.

Cette lame d'eau est très inégalement répartie puisqu'elle évolue entre 1m sur la bordure atlantique de la Grande Terre, et 10m sur les sommets de la Basse Terre, pour atteindre à nouveau 1m dans le Sud de la Cote sous le vent.

Les vents de secteur Est sont dominants, et représentent 90% des observations de la station Météorologique du Raizet.

Le réseau pluviométrique est assez dense (1 poste/10km²), par le passé, essentiellement développé en plaine, mais de nombreux postes ont été installés en altitude par l'ORSTOM, au cours de ces dernières années.

Lors d'une analyse pluviométrique, une solution simple pourrait être apportée en écartant les postes trop exposés, ou tout poste qui semblerait présenter une localisation trop particulière, pour ne retenir que les postes jugés représentatifs ; mais sur quels critères ? .

De plus, cela reviendrait à nous priver d'une quantité d'informations non négligeable, et à éluder le problème pour les postes retenus, qui sont, tout de même, eux aussi, concernés par 'l'effet vent-topographie'.

En fait, deux cas particuliers ont eu le mérite de nous amener à prendre en considération ce phénomène, et vont constituer un matériel privilégié dans l'étude de celui-ci.

Le pluviographe de Port Blanc

Le poste pluviographique de Port Blanc, situé en Grande Terre, à 100m d'altitude, dans la région très vallonnée des Grands fonds a été implanté par l'ORSTOM en 1968 .

Il devrait constituer un poste de référence par sa localisation sur le bassin de la Grande Ravine, dont il a été l'unique indicateur pluviométrique, et par 18 années de relevés de bonne qualité.

La représentativité de ses données n'est cependant pas la principale de ses qualités, car ce poste accuse des déficits évidents soulignés par :

- les résultats de la Synthèse des ressources en eau
- l'analyse hydro-pluviométrique tentée sur le bassin de la Grande Ravine

et expliqués par sa situation sur une crête exposée aux vents dominants.

Afin de quantifier les différences que l'on pourrait constater entre Port Blanc et un poste très voisin, mais situé dans un lieu abrité des vents, le poste de Masselin a été implanté en avril 1984, dans un bas fond, à 40m d'altitude 40m, à 500 m environ au sud-est de Port Blanc.

La comparaison des données de ces 2 postes en 1984, 1985, et 1986 est instructive :

Pluviométrie mensuelle en mm

	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
<u>1984</u>												
P.B.					(72)	125	111	61	233	318	375	53
Mas.					(81)	164	153	94	314	375	458	70
<u>1985</u>												
P.B.	38	66	112	113	60	33	89	111	334	324	281	87
Mas.	56	100	145	143	85	46	133	128	392	410	311	111
<u>1986</u>												
P.B.	84	63	45	147	137	101						
Mas.	-	-	-	138	130	106						

Sur la période de mai 1984 à décembre 1985, soit 20 mois, Masselin accuse une pluviométrie supérieure globalement de 26% à celle de Port blanc.

Les excédents mensuels sont systématiques, et varient entre 11% et 54% . Au cours d'averses accompagnées de fortes rafales de vent, Masselin fournit des relevés supérieurs de plus de 50% à ceux de Port Blanc.

Au cours des 3 premiers mois de l'année 1986, l'appareil de Masselin a subi des dégradations qui ont interrompu son fonctionnement.

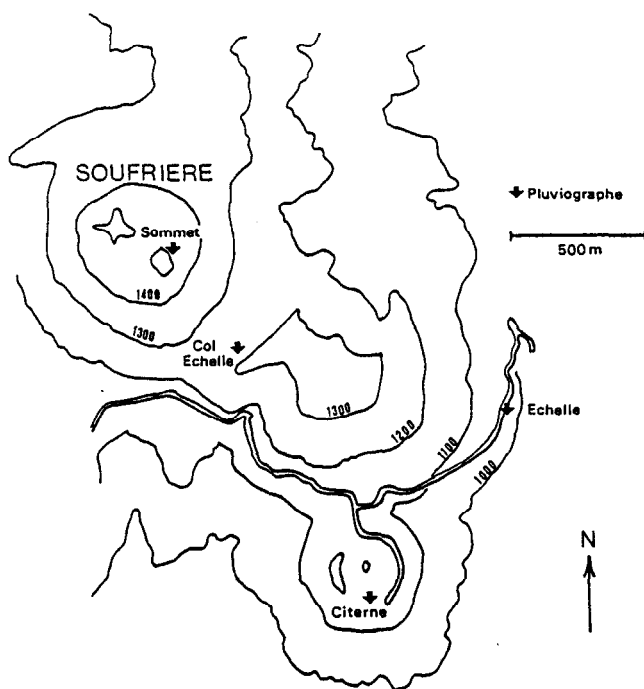
En avril mai et juin 1986, les totaux aux 2 pluviographes étaient semblables. Ceci s'explique par une distribution spatiale relativement homogène des précipitations, au cours d'averses accompagnées de peu de vent.

Il apparait donc que le cas de Port Blanc, auquel ne correspond pourtant pas des conditions extrêmes d'exposition, prouve que le choix du site, à quelques centaines de mètres près, est déterminant.

Le pluviographe de l'Echelle

Le poste pluviographique de l'Echelle est situé au vent du massif de la Soufrière à 1040m d'altitude, sur un versant particulièrement pentu et exposé aux vents d'Est.

Figure 2



Localisation des postes de la Soufrière

Le poste de l'Echelle met en évidence un déficit de 50% par rapport au poste de la Citerne situé à 1150m d'altitude, en un lieu moins exposé.

Lors du passage du cyclone David le 29 août 1979, accompagné de forts vents d'Est, 103mm étaient mesurés à l'Echelle, alors que 300mm à 400mm étaient enregistrés à la plupart des postes de la Basse Terre, situés à une altitude inférieure.

Ce faible total enregistré à l'Echelle s'explique aisément par la présence de vents ascendants sur le site même.

Le pluviographe de l'Echelle, dont les données ne sont pas significatives, est un exemple flagrant du type d'implantation à éviter.

Recommandations

Ainsi, le poste de Port Blanc n'est certainement pas représentatif de la région des Grands Fonds ; encore moins le poste de l'Echelle des versants au vent de la Soufrière.

Les effets de l'exposition des pluviomètres aux vents dominants, de l'environnement des sites, ou ceux induits par la topographie sont connus des météorologues et des hydrologues.

Ces facteurs sont pris en compte lorsqu'il s'agit d'attribuer à tel ou tel poste un critère de qualité ; mais il est rare qu'un auteur écarte les relevés d'un poste trop exposé, insiste sur le manque de fiabilité de l'information recueillie, ou à fortiori, s'efforce de la corriger.

Le plus souvent, les données brutes d'une station, même peu représentative, sont critiquées, analysées, ajustées avec beaucoup de soin, et le nombre de chiffres significatifs attribué aux résultats semble attester de la précision de l'information.

Cela peut être regrettable pour de nombreux lecteurs peu avertis qui prendraient au 'pied du chiffre' les valeurs présentées.

Ces 2 exemples de postes exposés aux vents dominants montrent, si besoin s'en fait, l'importance du biais introduit par la topographie, tant en région vallonnée qu'en zone montagneuse.

Ce constat impose les précautions qui doivent accompagner toute analyse pluviométrique.

Quoiqu'il en soit, en période fortement ventilée, lors de passage de dépressions ou de cyclones, la mesure de la précipitation météorologique Pm n'est pas représentative de la quantité d'eau transportée dans l'atmosphère. Ceci peut aussi expliquer, en partie, les difficultés que posent l'étalonnage des radars, ou la mise au point de certains modèles de simulation de nuages.

ANALYSE THEORIQUE

De nombreux chercheurs se sont intéressés à l'effet du vent sur la mesure des précipitations .

Il s'agit d'études diverses telles que :

- des analyses théoriques de déviation des trajectoires des gouttes dans un flux d'air
- des comparaisons entre différents types de pluviomètres, ou entre des capteurs implantés à différentes hauteurs au dessus du sol
- des études prenant en considération l'effet du vent à des pas de temps allant de la durée de l'averse au mois
- ou d'autres, conduisant à une évaluation globale de la distorsion due à la topographie, etc...

A l'ORSTOM, l'effet de distorsion des mesures pluviométriques associé à la topographie et au vent a déjà été mis en évidence par plusieurs chercheurs.

- Y. Brunet-Moret dans l'Etude générale des averses exceptionnelles en Afrique occidentale, soulignait 'l'influence du relief local ou de la grande forêt sur la valeur de γ , paramètre de distribution de la loi de Pearson III, appliquée aux précipitations journalières.

- J. Guiscafé dans l'Etude des ressources en eau de surface de la Martinique ainsi que Y. L'Hôte et Vuillaume dans celle de la Guadeloupe soulignent l'effet de crête qui affecte certains postes.

- D. Ibiza, sur des bassins du Nord Tunisien, note que le phénomène de 'distorsion sous l'action combinée du relief et du vent', déjà rencontré à Madagascar, concerne des 'bassins de petite dimension', et que ses effets doivent être soulignés 'avec vigueur'. D. Ibiza met en évidence des déficits de pluviométrie des versants exposés par rapport aux versants abrités, de 20% sur l'année, pouvant atteindre 50% en période de pluie fine et de fort vent.

L'étude la plus complète, réalisée à ce jour sur le sujet, semble être l'analyse faite par Michael Poreh et Ehud Mechrez, de l'Institut Israélien de Technologie d'Haifa : "L'effet associé du vent et de la topographie sur la distribution des précipitations", parue en 1983.

M. Poreh et E. Mechrez étudient ce phénomène par l'analyse théorique du mouvement des gouttes de pluie dans un champ de vent non homogène.

Ils définissent, par T , le temps de réponse caractéristique d'une goutte, qui est le temps qu'elle met, entrant dans un nouveau champ de vent pour atteindre sa nouvelle vitesse d'équilibre, et par S la distance parcourue dans le temps T .

Les temps et distances de réponse sont 2 fois plus importants pour les modifications de vitesse horizontale que pour les changements de vitesse verticale .

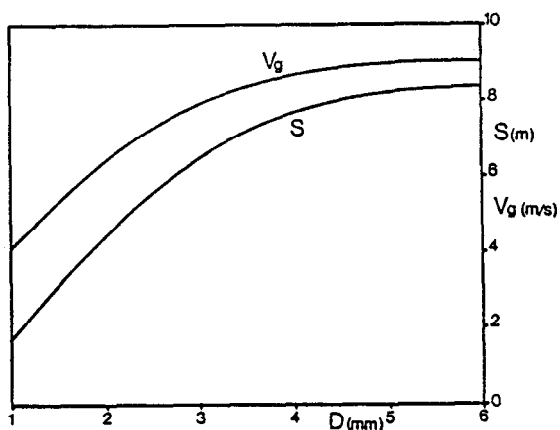
La réponse d'une goutte de pluie de diamètre D donné sera finalement caractérisée par sa réaction aux changements de vitesse horizontale :

$$T = V_g / G \quad S = V_g^2 / G$$

où V_g est la vitesse de chute libre en air calme en m/s, et G l'accélération de la pesanteur en m^2/s .

La figure 3 présente la liaison entre V_g, S et D , en air calme :

Figure 3



Vitesse de chute et distance de réponse d'une goutte
en fonction de son diamètre

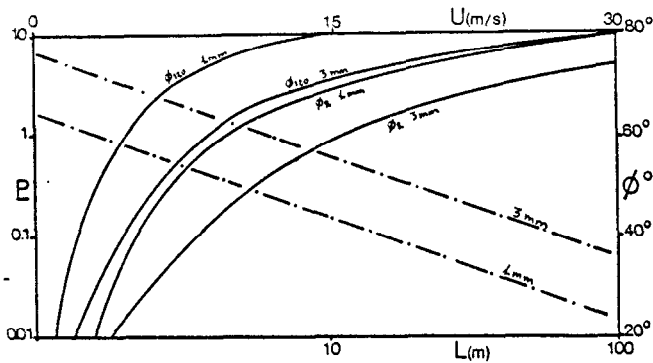
L est la distance caractéristique de la topographie, relative à la dimension de l'espace à l'intérieur duquel le champ d'écoulement du vent est altéré. En dehors de cet espace, le vent dont la vitesse U est supposée horizontale et constante, dévie les gouttes d'eau d'un angle ϕ .

Soit P le nombre sans dimension défini par :

$$P = S/L = V_g^2 / GL$$

M.Poreh et E.Mechrez ont dressé des abaques établissant la liaison entre le nombre P , le diamètre de la goutte D , la vitesse du vent U , et l'angle d'inclinaison à 2m et 120m d'altitude.

Figure 4



Liaison entre P, ϕ, D et U

Deux régimes asymptotiques du mouvement des gouttes d'eau dans l'espace perturbé sont différenciés selon la valeur de P .

$P > 1$:

Le régime $P > 1$ décrit les cas où l'on rencontre :

- de grosses gouttes de pluie
- de faibles perturbations topographiques (petite colline, maison, etc...).

Le temps mis par la goutte de pluie pour traverser la région perturbée sera très court comparé à son temps de réponse T . Son mouvement sera peu altéré par les variations du champ des vitesses du vent, et la goutte poursuivra sa trajectoire originale jusqu'à toucher terre.

'Le mouvement à dominante d'inertie' définit ce régime où $P > 1$.

Soit K 'le facteur de distribution de précipitation' défini par :

$$K = P_p / P_{ref}$$

où P_p est la précipitation hydrologique projetée, et P_{ref} la précipitation supposée homogène en dehors de la zone perturbée.

Dans le régime à dominante d'inertie, le facteur K est donné en fonction de la pente du terrain $f'(x)$ et de l'angle d'incidence ϕ par :

$$K_{P>1} = 1 + f'(x) \cdot \tan \phi$$

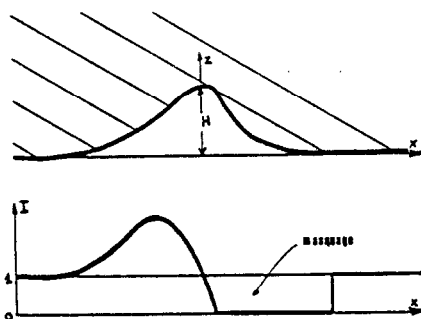
Cette équation n'est valable que lorsque $f'(x) \cdot \tan \phi > -1$; dans le cas contraire il apparaît un phénomène de masquage de la pluie (cf figure 5).

L'excédent de la pluie au vent est égal à

$$\int_{-\infty}^0 (K-1) dx = H \cdot U / V_g$$

où H est la hauteur de la colline.

Figure 5



Phénomène de masquage $P > 1$

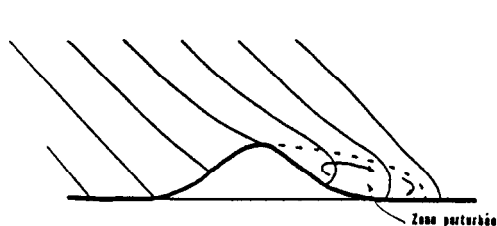
$P \rightarrow 0$:

Pour les petites valeurs de P , les gouttes d'eau réagissent rapidement aux faibles variations du champ des vitesses du vent.

M.Poreh et E.Mechrez considèrent que dans ce cas la vitesse de la goutte est la somme vectorielle de la vitesse du vent local U et de la vitesse de chute de la goutte V_g .

'Le mouvement d'équilibre' définit le régime où $P \rightarrow 0$.

Figure 6



Trajectoire des gouttes $P < 1$

M.Poreh et E.Mechrez calculent les trajectoires d'équilibre des gouttes (cf figure 6), et démontrent qu'en régime d'équilibre, la précipitation hydrologique par unité de surface projetée est également répartie, et est indépendante de la topographie et de la pente locale du sol.

Cette conclusion est importante, car elle implique qu'un pluviomètre incliné permettra le calcul de la précipitation hydrologique projetée sur la zone environnante, et quelque soit le site, par la relation:

$$P_p = P_h / \cos \theta$$

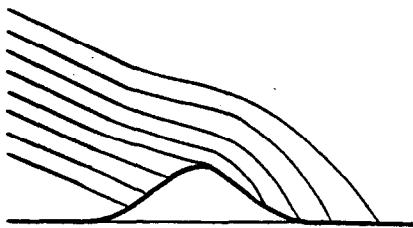
Distribution des précipitations sur une petite colline

M.Poreh et E.Mechrez se sont inspirés des études de Jackson (1979), et de Bowen et Pearse (1981) pour évaluer numériquement la distribution des précipitations sur des collines de caractéristiques différentes, avec ou sans masquage de pluie.

Il apparaît que la surface masquée de la pluie diminue avec P.

En fait les gouttes de pluie qui heurteraient les pentes au vent de la colline pour de fortes valeurs de P, sont pour de faibles valeurs de P déviées, transportées sous le vent, et décrivent une courbe interceptant le sol sur la partie supérieure du versant sous le vent (cf figure 7).

Figure 7



Trajectoire des gouttes sans séparation de flux

En réalité, l'application du modèle de M.Poreh et E.Mechrez est rendue difficile par la méconnaissance :

- du champ du vent aux abords de la configuration topographique
- et du spectre des gouttes de pluie.

L'étude de M.Poreh et E.Mechrez a cependant le mérite de :

- présenter le phénomène sous son aspect théorique
- démontrer formellement la nécessité d'utiliser des pluviomètres inclinés en région vallonnée ou montagneuse.

L'INCIDOGRAPHE

Comme il a été vu en introduction, la connaissance de la précipitation hydrologique, à partir de la précipitation météorologique, passe par la détermination de la composante horizontale de la précipitation, lorsque le terrain est pentu.

Afin de répondre à ces préoccupations, de nombreux pluviomètres spéciaux ont été imaginés (vectopluviomètres, orthopluviomètres, spectropluviomètres etc..., cf bibliographie).

Ils permettent d'intercepter la quantité maximale d'eau (capteur perpendiculaire aux filets d'eau), d'évaluer la direction des pluies, de mesurer des angles d'incidence sur de grands pas de temps, etc...

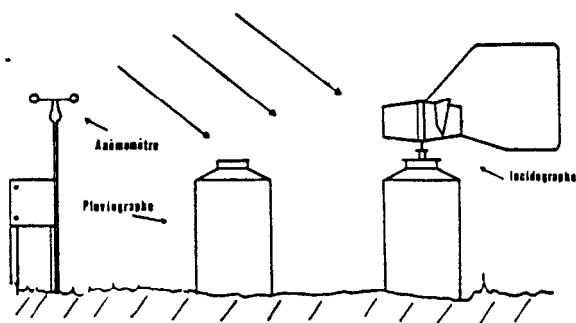
L'appareil mis au point en Guadeloupe permet à tout instant, au cours d'une averse, de connaître la valeur de l'angle d'incidence de la pluie.

Le dispositif de mesure se compose en fait de 2 appareils :

- un capteur, dit 'horizontal', constitué d'un ensemble en acier inoxydable, muni d'une dérive qui l'oriente et le maintient dans le lit du vent. Ce capteur est relié à un enregistreur à mémoire statique de marque ELSYDE. Il sera dénommé 'incidographe'.

- un capteur 'vertical' constitué d'un pluviographe OEDIPE classique.

Figure 8



Représentation schématique de l'incidographe

Le capteur horizontal est représenté par la figure 8. La bague de 400 cm² située dans un plan vertical perpendiculaire à la direction du vent, intercepte la composante horizontale de la pluie. L'eau prélevée parvient aux augets en transitant par l'axe de rotation de l'appareil. Il a été conçu pour limiter les perturbations aérodynamiques du flux de pluie, par un jeu d'ouïes permettant à l'air de s'évacuer, et la présence de chicanes retenant l'eau.

L'association de ces capteurs reliés à des enregistreurs à mémoire statique permet de déterminer, les composantes horizontale et verticale du 'vecteur intensité' de précipitation, et d'en déduire les variations de l'angle d'incidence des filets d'eau en cours d'averse.

La précision des mesures dépend du principe des augets basculant pour 0.5 mm de pluie ; les temps étant mesurés à la seconde près, la simultanéité des mesures est pratiquement parfaite.

Le fonctionnement en parallèle d'un anémomètre, relié lui aussi à un ELSYDE, permet une mesure précise et continue de la vitesse du vent sur le site d'expérimentation. En fait, cet anémographe mesure la composante horizontale de la vitesse du vent qui, seule, à priori, intervient sur l'angle d'incidence des filets de pluie. La composante verticale modifiant l'intensité de précipitation, il sera sans doute nécessaire de la mesurer ultérieurement, ainsi que la direction du vent.

Ce dispositif de mesures de pluie a été implanté à Port Blanc en septembre 1985, l'anémographe en novembre 1985.

Le tableau suivant récapitule les lames d'eau mensuelles recueillies entre le 22 septembre 1985 et le 30 juin 1986 :

Port Blanc - Totaux mensuels en mm

	S	O	N	D	J	F	M	A	M	J
Pi	63	334	140	50	51	21	15	8	35	13
Pm	133	324	281	87	84	63	45	147	137	101
Vv	3.3	3.3	3.1	3.7	3.7	2.7	4.3	4.1	3.7	4.8

Pi : précipitations horizontales

Pm : précipitations verticales (météorologiques)

Vv : vitesse moyenne du vent au Raizet en m/s

Ces premiers résultats conduisent aux constatations suivantes :

- les quantités d'eau recueillies par l'incidographe, sont très fortes en septembre, octobre et novembre, et faibles en avril, mai et juin.

- la vitesse moyenne mensuelle du vent n'est pas un facteur explicatif du phénomène.

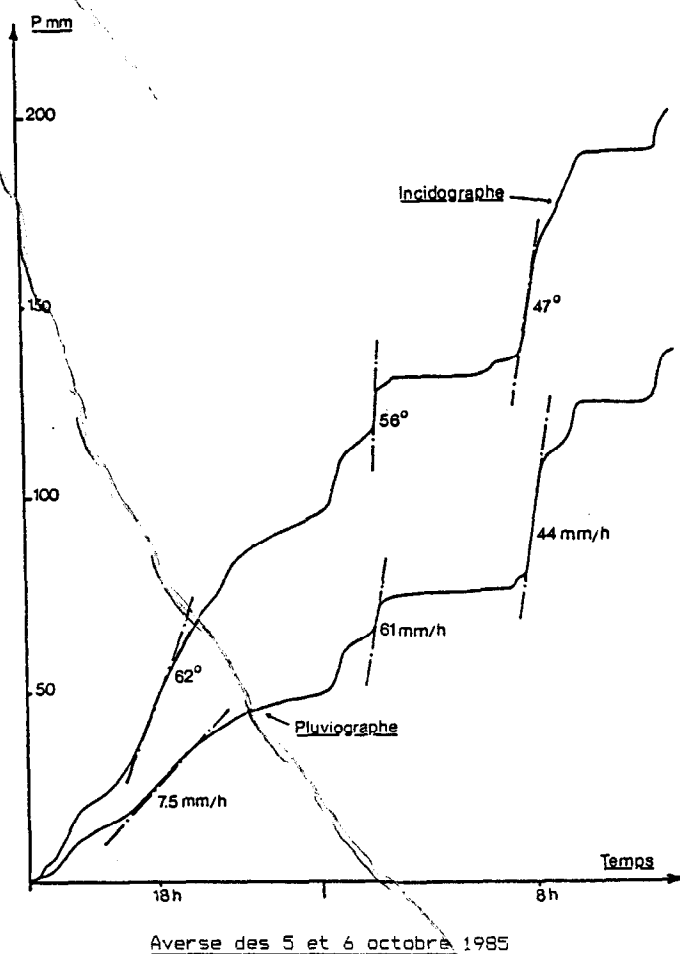
En fait, au pas de temps de l'averse, les précipitations des 3 premiers mois d'expérimentation, ont été accompagnées de forts vents (régime de 'grains'), ce qui n'était pas le cas des averses des 3 derniers mois.

Cela apparaît dans les vitesses maximales journalières enregistrées au Raizet (respectivement de l'ordre de 15m/s et 10 m/s pendant ces deux périodes).

Le total de 334mm mesuré en octobre 1985 à l'incidographe, alors que 324mm étaient enregistrés au pluviographe, est la conséquence des fortes averses des 4, 5, et 6. L'épisode pluvieux des 5 et 6 octobre 1985, donne en 24 heures un total de 203 mm à l'incidographe, et seulement 140 mm au pluviographe.

La figure 9 représente les pluviogrammes de cet épisode en pluie cumulée.

Figure 9



L'anémographe ne se trouvait pas sur le site en octobre 1985, mais les vitesses moyenne et maximale du vent mesurées le 5 au Raizet, ont été, de 7.6 et 21 m/s. Une pointe de 25 m/s était même enregistrée à la Désirade, soit près de 100 km/h.

Une première analyse de ces diagrammes montre que le vent est resté soutenu. On relève 3 laps de temps pendant lesquels les valeurs de l'intensité de pluie et de l'angle d'incidence sont resté élevées et pratiquement constantes :

Averse des 5 et 6 octobre 1985			
	I mm/h	T mn	ϕ°
le 5 à 18h	7.5	60	62
le 6 à 8h	44	15	47
le 6 à 2h	61	4	56

Le tableau suivant donne les résultats des calculs des intensités de précipitation hydrologique, qui auraient intéressé, lors de cette averse, des sols de 10°, 20°, 30° de pente vers le vent.

ϕ/θ	0°	10°	20°	30°
62°	7.5	9.8	11.9	13.5
47°	44	52	58	62
56°	61	76	88	98

Ainsi au cours de cette averse, l'intensité de précipitation météorologique mesurée de 61mm/h en 4mn représente seulement 70% de l'intensité hydrologique sur des sols de 20° d'inclinaison.

Les premiers résultats d'une analyse fine et systématique des enregistrements permettent de mettre en évidence des angles d'incidence de plus de 80° pour de faibles intensités de précipitation.

Il faut rappeler, que pendant les mois durant lesquels les données de l'incidographe ont été faibles (avril, mai, juin 1986), les totaux du pluviographe de Port Blanc et de celui de Masselin diffèrent très peu.

Il est important de le noter car cela laisse supposer que l'effet vent-topographie doit expliquer :

- la distorsion de la distribution spatiale des précipitations dans la zone d'étude, en septembre, octobre, et novembre 1985, période très ventilée
- l'homogénéité de la répartition en avril, mai, et juin 1986, en l'absence de forts vents.

Afin de parfaire notre expérimentation il serait souhaitable de compléter le dispositif de mesure de Port Blanc par :

- un anémographe tridimensionnel pour évaluer la composante verticale du vent
- une girouette pour préciser la direction du vent
- et un pluviographe au niveau du sol pour suivre la variation entre 1m et le sol

Il conviendrait aussi d'envisager d'implanter à Masselin un incidographe associé à un anémographe, et à l'Échelle un pluviographe incliné à environ 30° , ce qui correspond à la pente du terrain.

L'intensité de la précipitation météorologique, associée aux paramètres 'angle d'incidence' et 'vitesse du vent' pourrait être un bon indicateur du spectre des gouttes de pluie. Aussi une analyse simultanée du spectre des gouttes est prévue en association avec des chercheurs de l'Université Antilles Guyanne, et on étudiera la relation entre les différents paramètres et le spectre des gouttes.

CONCLUSION

Il a été démontré qu'en région vallonnée ou montagneuse, la mesure de la précipitation météorologique ponctuelle P_m n'était qu'un indice plus ou moins représentatif de la précipitation hydrologique P_h .

La mesure en continu des angles d'incidence et de la vitesse du vent sur le site de Port Blanc se poursuit, et les données acquises sont en cours d'exploitation.

Les enseignements que l'on peut tirer d'expérimentations sur l'effet 'vent-topographie' impliquant la mesure 'incidence-vent-intensité', et l'analyse de la distribution spatiale des précipitations aux alentours d'un site correspondant à une topographie donnée, devraient permettre :

1 - la formulation de la liaison entre l'angle d'incidence, la vitesse du vent, et l'intensité de précipitation

2 - d'évaluer l'influence des variations de l'angle d'incidence sur la structure des averses

3 - de dégager certains critères concernant le choix des sites

4 - de tenter de valoriser les données d'un poste, par la définition d'une fonction de transfert faisant intervenir ses caractéristiques d'exposition.

BIBLIOGRAPHIE

- POREH Michael et MECHREZ Ehud - 'The combined effect of wind and topography on rainfall distribution', Technion-Israel Institute of Technology, Haifa, 1983.

- MORELL Marc - 'Note sur la représentativité des mesures de pluie - Influence du vent - Incidographe et mesure de la composante horizontale', ORSTOM, Pointe à Pitre 1985.

- 'Les ressources en eau de surface de la Guadeloupe', ORSTOM, Paris, 1985.

- 'Les ressources en eau de surface de la Martinique', ORSTOM, Paris, 1976.

- IBIZA Daniel - 'Analyse et modélisation des écoulements sur des bassins dans le Nord Tunisien', ORSTOM, TUNIS.

- CHEVALLIER Pierre et LAPETITE Jean Marc - 'Note sur les écarts de mesure observés entre les pluviomètres standards et les pluviomètres au sol en Afrique de l'Ouest', ORSTOM, 1986.

- BRUNET-MORET Yves - 'Etude des averses exceptionnelles en Afrique occidentale - Rapport de synthèse', ORSTOM/CIEH, 1969.

- HARRANG C. - 'La mesure des précipitations', EERM, Magny les hameaux, 1970.

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LES COMMUNICATIONS
DE P. CHEVALLIER ET MORELL.

P. DUBREUIL demande des explications sur les conditions de mesure des vitesses, que fournit P. CHEVALLIER : en Côte d'Ivoire, à ADIOPODOUME et BOORO-BOROTOU, au BURKINA, à SAINT PAUL et à la mare d'OURSI, les mesures étaient faites à 2 m au-dessus du sol. Dans les autres cas, les vitesses de vent sont celles enregistrées par les stations des aéroports, c'est à dire souvent à 10 m.

COLOMBANI évoque alors une expérience comparable réalisée dans le sud Tunisien (Oued ZITA) lors d'une précipitation exceptionnelle qui vit 300 mm mesurés en 17 heures et deux corps d'averse successifs. L'écoulement mesuré représentait 105 % de la lame précipitée ! par contre la mesure de la précipitation au sol (+ 11 %) permettait de réévaluer la hauteur de pluie et de revenir à un écoulement vraisemblable. Il s'agissait là bien sûr d'une averse, et d'une crue, exceptionnelles.

RODIER rappelle l'opération d'ensemble lancée par l'OMM. Ces écarts constatés entre pluie au sol et pluie à un mètre n'étaient pas considérables, et n'engendraient donc pas de conséquence graves, mais toutes les stations citées en AFRIQUE étaient entourées d'arbres ou autres brise-vents ! ROCHE indique que le rapport de synthèse de l'OMM est bien paru. PIEYNS indique lui aussi qu'à NOUMEA les écarts mesurés furent insignifiants, pour les mêmes raisons dues aux sites retenues. B. POUYAUD intervient alors pour apporter quelques précisions complémentaires : JALAFANKA est bien représentatif de la plupart des situations dégagées d'aéroport où sont bien des stations météo. L'importance du vent peut se lier directement à celle de la rugosité. Il y aurait lieu enfin d'étudier les différents types d'averse séparément.

Contrôle de séries chronologiques corrélées par étude du cumul des résidus de la corrélation

par Philippe Bois Professeur à l'Ecole Nationale Supérieure d'Hydraulique et de Mécanique de Grenoble (ENSHMG), chercheur à l'Institut de Mécanique de Grenoble (IMG) .

Résumé : Le nombre d'observations hydrométéorologiques indispensables aux études et aux projets d'aménagement devient considérable ; pour utiliser de façon valable cette masse d'informations , il convient d'examiner attentivement la validité des données recueillies à la fin des chaînes de mesures et d'acquisition .

La méthode du cumul des résidus de variables chronologiques corrélées permet d'infirmer ou de confirmer de façon précise l'homogénéité des séries , ceci dans le but de déceler des erreurs éventuelles .

Cette méthode présente deux intérêts :

- + un aspect graphique permet à l'utilisateur une interprétation visuelle
- + des seuils de probabilité le renseignent sur les hypothèses de stationnarité ou de non stationnarité

Elle permet donc de déceler des points aberrants ainsi que des périodes hétérogènes provenant , par exemple en hydrologie , soit d'erreurs de mesure , soit de changement d'appareillage ou de phénomènes naturels .

Après des rappels théoriques , on présente des exemples générés stochastiquement dans lesquels on a introduit des erreurs . Enfin , comme il paraissait difficile sinon impossible , d'obtenir analytiquement certaines probabilités , on a évalué les probabilités de dépassement des seuils en générant un grand nombre de séries réputées parfaites , ce qui a permis d'effectuer une certaine synthèse probabiliste .

Cette méthode remplace avantageusement la méthode des doubles cumuls ou double masse puisqu'elle la contient , est plus performante et donne des seuils de probabilité de cohérence des données .

II Rappels théoriques :

I-1) Définitions :

Nous reprendrons l'article de J. Bernier (1977) en ce qui concerne les notations .

Considérons 2 séries chronologiques corrélées , dont les caractéristiques, calculées sur l'échantillon observé sont les suivantes :

x_i de $i = 1$ à n Variable de référence de moyenne m_x et d'écart type S_x

y_i de $i = 1$ à n Variable à tester de moyenne m_y et d'écart type S_y

Soit r le coefficient de corrélation entre ces deux séries observées .

On appellera e_i le résidu de l'observation i :

$$e_i = y_i - m_y - r * S_y / S_x * (x_i - m_x)$$

e_i est l'écart entre la valeur vraie de y_i et son estimée par la corrélation établie sur la série .

Soit $Z_k = e_1 + e_2 + e_3 + \dots + e_k$ pour $k < n+1$;

Z_k est le cumul des k premiers résidus .

On sait que : Moyenne des $e = 0$ d'où : $Z_n = 0$
Variance (e) = Variance (y) * ($1 - r^2$)
 $S^2_e = S^2_y * (1 - r^2)$

Si on trace Z_k en fonction de k , on obtient le tracé du cumul des résidus ; c'est une courbe partant de (0 , 0) aboutissant à (n , 0) où chaque incrément de Z correspond au résidu de l'observation correspondante :

$$Z_k = Z_{k-1} + e_k$$

Si les séries sont homogènes et si les observations sont indépendantes , le tracé de Z_k en fonction de k va donner une courbe oscillant autour de l'axe des abscisses .

Mais , prenons le cas où la série y a été sous estimée pendant une période , par exemple au début de la série , les résidus seront alors plutôt négatifs au début de la série et plutôt positifs vers la fin , dès que l'on aura quitté cette période de sous estimation ; le tracé des Z va mettre en valeur , par effet de cumul , cette hétérogénéité .

La courbe va au début s'éloigner de plus en plus de l'axe des k puis lorsque l'on commencera à retrouver la deuxième période , elle va regagner petit à petit l'axe . Le tracé va avoir alors l'aspect d'un triangle et non d'une oscillation , comme le montrent les figures 1 et 2 .

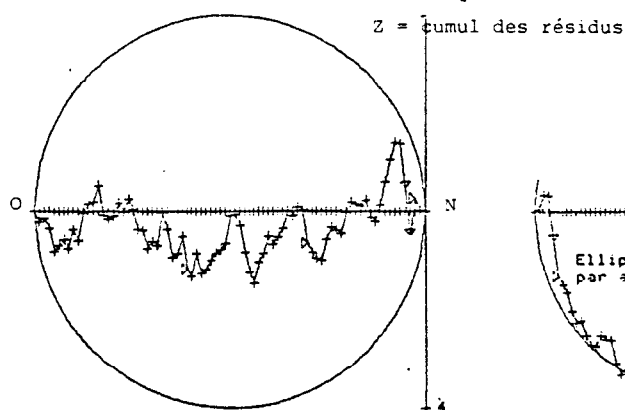


Figure 1 :
Cumul de résidus
de série correcte

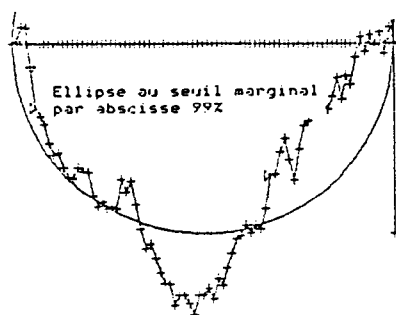


Figure 2 :
Cumul de résidus
de série erronée

1-2) Estimation de la loi de probabilité du cumul des résidus :

Nous venons de voir l'aspect graphique de cette méthode ; une comparaison avec la méthode traditionnelle des doubles cumuls la place nettement en tête d'un point de vue purement qualitatif , c'est à dire au niveau de l'appréciation visuelle . En effet , on remplace un cumul de valeurs par un cumul de résidus .

Mais il est important de savoir à partir de quel écart de Z_k à l'axe des abscisses, indépendamment des échelles choisies, il convient de s'inquiéter sur les données.

Pour cela, on peut, pour une valeur donnée de k , chercher la loi de probabilité de Z_k , dans l'hypothèse où les couples (x_i, y_i) sont binormaux, avec des observations indépendantes et des séries homogènes.

On montre (Bois Ph., 1976) :

Espérance Mathématique (Z_k) = $E(Z_k) = 0$

Variance (Z_k) = $S_y^2 * (1 - r^2) * (k(n - k)/n - k^2 * (m_{xk} - m_x)^2 / (n S_x^2))$
avec m_{xk} = Moyenne des k premiers x_i

Une approximation assez bonne de la variance de Z_k est fournie par :

$$\text{Variance}(Z_k) = S_y^2 (1 - r^2) * k(n - k)(n - 1)/n^2$$

c'est à dire que cette variance est une fonction quadratique elliptique de k .

I-3) Détermination de la courbe de contrôle :

Au vu des estimations précédentes, il est aisé de déterminer une limite de contrôle telle que, si pour une abscisse donnée correspondant à une valeur de k , le cumul sort de cette limite, on soit amené à infirmer les hypothèses précédentes, notamment celle d'homogénéité.

On définit ainsi la limite au seuil de confiance C , définie pour chaque valeur de k par les extrémités du segment centré sur l'axe des abscisses et de demi longueur :

$$\text{Demi-Longueur} = t * \text{Variance}^{1/2}(Z_k)$$

où t est la valeur de la variable centrée réduite de Gauss de probabilité au dépassement $1 - C/2$. Par exemple, pour $C = 80\%$, $(1 - C)/2 = 10\%$; soit, à partir d'une table de la Loi Normale $t = 1.28$ pour une probabilité de 10% au non dépassement. On démontre facilement à partir des équations précédentes que les extrémités des segments décrivent une ellipse de grand axe n .

Cela signifie que dans les hypothèses précédentes, pour une valeur donnée de k , il y a une probabilité C pour que le point représentatif de Z_k soit à l'intérieur de ce segment. Mais cela ne veut pas dire que, pour l'ensemble du tracé la probabilité qu'aucun point ne sorte soit C .

Nous avons vérifié nos hypothèses et nos calculs en générant stochastiquement des séries pour diverses tailles d'échantillons et en comptant pour chaque série le nombre de points à l'intérieur de l'ellipse de contrôle au seuil C.

Le tableau suivant montre que les résultats obtenus sont très voisins des résultats attendus malgré quelques hypothèses simplificatrices. Pour chaque classe d'effectifs, 5000 échantillons ont été générés stochastiquement et analysés; la fréquence de non sortie fournie par le tableau concerne l'ensemble des 5000 échantillons pour chaque classe d'effectifs.

Effectif des Echantillons	Seuils C de probabilité d'être à l'intérieur de l'ellipse				
	80.0	90.0	98.0	99.0	99.8
10	81.9	91.2	98.3	99.1	99.82
20	81.0	90.6	98.1	99.1	99.84
30	81.1	90.7	98.1	99.0	99.80
50	80.7	90.3	98.0	99.0	99.80
70	80.1	90.2	98.2	99.1	99.82
100	79.9	90.0	98.2	99.1	99.86
150	80.1	89.7	98.0	99.1	99.80
200	80.0	89.7	98.0	99.1	99.80
500	80.0	90.5	98.2	99.1	99.90
750	82.0	91.1	98.4	99.3	99.90

Pourcentage de points à l'intérieur des ellipses pour 5 seuils C.

Note : pour chaque classe d'effectifs, 5000 échantillons ont été générés et analysés.

Dans les graphiques que nous présentons, nous prendrons, sauf contre indication $C = .99$ et nous choisirons les échelles de telle sorte que l'ellipse à ce seuil soit représentée par un cercle.

II) Exemples d'hétérogénéités rencontrées classiquement et tracés correspondants :

En Hydrologie, les erreurs assez classiques sont les suivantes :

- + Erreur multiplicative
- + Erreur additive
- + Dérive dans le temps

+ Changement de corrélation

L'erreur multiplicative existe en pluviométrie , c'est , par exemple , l'utilisation d'une éprouvette mal adaptée à la surface réceptrice d'un pluviomètre. Dans ce cas , on montre que l'espérance mathématique de Z_k n'est pas nulle mais décrit en quelque sorte un triangle (cf Figure 3) .

L'erreur additive (cf Figure 4) se rencontre en mesures de température lors d'un déplacement d'une station de mesure . Le tracé présente les mêmes caractères que précédemment .

La dérive dans le temps existe parfois en mesure d'énergie (vieillessement de corps noir) ou peut être provoquée par la dérive d'appareils électroniques ou par d'autres causes (par exemple , le grandissement d'obstacles , type végétation en mesure de durée d'insolation ou même de pluie). Le point représentant l'espérance mathématique de Z_k décrit une sorte d'ellipse (cf Figure 5) .

Quant au changement de corrélation , nous l'avons déjà observé lorsque l'observation est de qualité très différente d'une période à l'autre . L'espérance mathématique de Z_k est nulle quelque soit k , mais la variance de Z_k n'a pas la même expression d'une période à l'autre (cf Figure 6) .

Les figures suivantes obtenues par simulation d'erreurs dans des séries générées stochastiquement illustrent ces divers cas de figure .

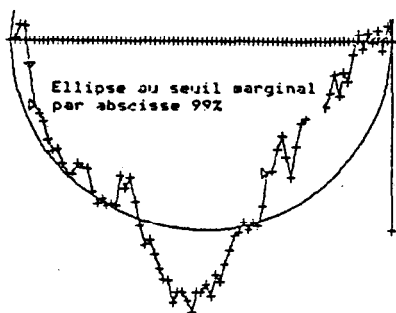


Figure 3 :
Erreur Multiplicative

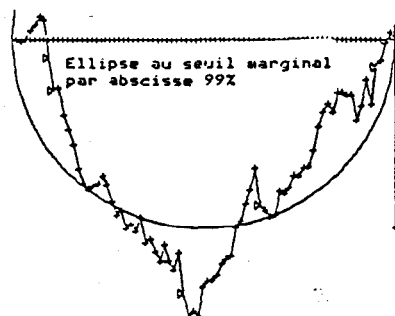


Figure 4 :
Erreur Additive

DÉRIVE DANS LE TEMPS :

$$E(X(t)) = at + b$$

Au bout de 80 ans augmentation de 800 soit 1.0 Ecart Type .

$$R = .2$$

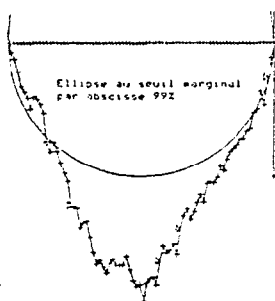


Figure 5 :
Dérive dans le temps

CHANGEMENT DE CORRELATION :

$$R1 = .8 \quad ; \quad R2 = .1 \quad R = .45$$

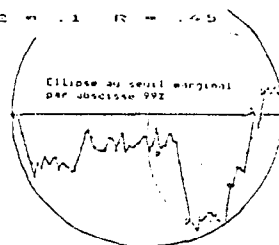


Figure 6 :
Changement de
corrélation

III) Evaluation par simulation stochastique des probabilités de sortie globale pour des séries réputées bonnes :

Le calcul permettant de définir l'ellipse de contrôle est fondé sur la probabilité C de ne pas sortir du segment pour une valeur donnée de k ; il est donc intéressant d'avoir un renseignement plus global , à savoir , **quelle est la probabilité , pour un seuil donné C qu'aucun point ne sorte de cette ellipse , toutes valeurs de k confondues .**

Si les cumuls étaient indépendants , le calcul serait aisé , puisque ce serait le produit des probabilités , mais ils ne le sont pas puisque l'on passe d'un cumul au suivant en ajoutant une valeur petite par rapport au cumul dès que l'on se trouve un peu éloigné des extrémités .

Le calcul fait appel à des probabilités conditionnelles et nous n'avons pu le résoudre de façon satisfaisante ; J. Bernier (1978) dans son article fournit des bornes .

Comme nous désirions des ordres de grandeur pour des cas rencontrés en Hydrologie , nous avons procédé par une méthode de Monte Carlo . Nous avons pris comme variables de calcul :

- + la taille N de l'échantillon
- + la valeur C du seuil de probabilité

Puis, pour chaque valeur de N , de $N=10$ à $N=750$, nous avons simulé par tirage aléatoire et construction de séries binormales corrélées et réputées bonnes, 5000 échantillons de taille N . Nous avons ensuite compté le nombre de séries où tous les points du cumul restent à l'intérieur de l'ellipse de contrôle au seuil C , avec 5 valeurs différentes de C .

Les résultats de cette simulation sont fournis par la figure 7. On constate évidemment que cette probabilité est bien inférieure à C , ce qui est d'ailleurs évident puisqu'il y a déjà une probabilité $1 - C$ que le premier point sorte de l'ellipse.

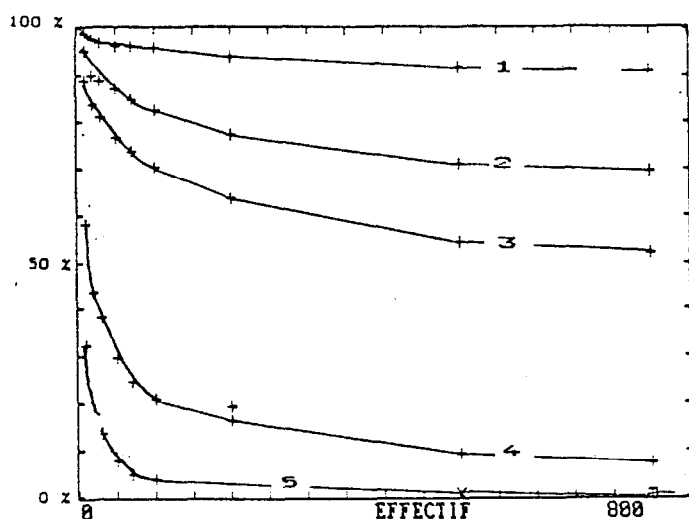


Figure 7 : Récapitulatif des Pourcentages de traçés sans sortie pour 5 seuils C :

- 1 : Seuil $C = 99.8 \%$
- 2 : Seuil $C = 99.0 \%$
- 3 : Seuil $C = 98.0 \%$
- 4 : Seuil $C = 90 \%$
- 5 : Seuil $C = 80 \%$

Par exemple, pour une série de 100 valeurs, il y a 82 chances sur 100 qu'il n'y ait pas plus d'un point à l'extérieur de l'ellipse de contrôle à 99% .

C'est pourquoi nous avons également compté le nombre d'échantillons où au maximum deux points étaient sortis. La figure 8 donne les résultats pour la valeur de $C = 99 \%$.

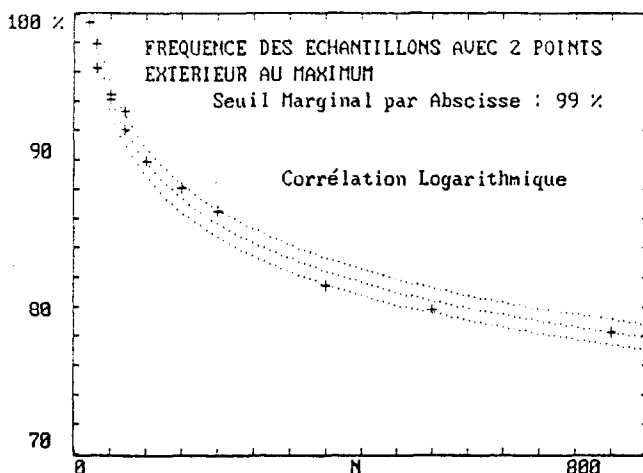


Figure 8 : Fréquence des échantillons avec au maximum 2 points à l'extérieur de l'ellipse de contrôle $C = 99\%$.

Par exemple, pour une série de 100 valeurs, il y a 82 chances sur 100 qu'il n'y ait pas plus de deux points à l'extérieur de l'ellipse de contrôle à 99% .

Application pratique :

Dans la pratique, quelques problèmes importants sont à résoudre :

+ Choix de la variable témoin :

C'est évidemment un choix important ; on peut avoir des idées à partir de critiques historiques, de contrôle sur le terrain et dans les archives. Sinon, si l'on n'a aucune certitude de posséder une station de référence, on peut prendre comme variable de référence, non plus une station, mais une combinaison linéaire de stations, ne comprenant évidemment pas la station à tester. Cette combinaison peut être définie, par exemple, par les premières composantes d'une analyse en composantes principales, ce qui aura pour effet d'éliminer en quelque sorte les stations hétérogènes, plutôt moins bien corrélées avec les autres. Le résidu analysé pourra être alors le résidu de la corrélation multiple entre la station à tester et quelques composantes principales.

+ Exploitation des résultats :

Supposons que le tracé mette en évidence une anomalie . On pourra ensuite découper la série en sous-séries , vérifier que ces sous-séries sont homogènes et comparer alors les équations de régression entre la variable à tester et la variable témoin . Cet examen pourra permettre dans certains cas de déceler le type d'erreur :

Si seul le terme constant varie significativement d'une sous série à l'autre , il s'agit plutôt d'une erreur de type additif (décalage de l'origine des mesures , déplacement d'une mesure thermométrique etc ...) .

Si le coefficient de régression est significativement différent , on peut avoir décelé une erreur de type multiplicatif (changement de réceptacle d'un pluviomètre , par exemple) .

Il est alors possible , avec une certaine prudence , d'envisager des corrections .

Conclusions :

L'utilisation de la méthode du cumul des résidus pour le contrôle des séries chronologiques est un outil puissant et particulièrement bien adapté aux moyens actuels de microinformatique : calculs rapides , tracés aisés et aspect conversationnel .

Cette méthode est sensible ; elle utilise en effet l'information chronologique (comme la méthode des doubles cumuls) , l'information tirée de la corrélation (ce qui n'est pas le cas de la méthode des doubles cumuls) et fournit de plus une appréciation probabiliste sur l'hypothèse de stationnarité .

Bibliographie :

Bernier J. - 1977 - Etude de la stationnarité des séries hydrométéorologiques . La Houille Blanche N° 4 - 1977 pp 313-319

Bois Ph. - 1971 - .Une méthode de contrôle de séries chronologiques utilisées en climatologie et en hydrologie . Publication du Laboratoire de Mécanique des Fluides , Université de Grenoble (Mai 1971) . 30 pages .

Bois Ph. - 1976 - . Contribution à l'analyse et à la prévision de variables hydrométéorologiques Applications à la prévision des débits du Niger et des avalanches à Davos . Thèse de Doctorat ès-Sciences . Institut National Polytechnique de Grenoble . Septembre 1976 . 218 pages .

Hinkley D. V. - 1971 - . Inference about the change-point from cumulative sum tests. *Biometrika* N° 58-3 .

Karlin S. - 1966 - . A first course in stochastic processes . Academic Press . p. 281 Problème 1 .

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION DE BOIS
16.09.86 après-midi

A la suite d'une remarque de KLEIN, s'interrogeant sur la puissance des tests cités pour détecter les erreurs, BOIS assure que la technique de l'ellipse démontre un grand intérêt dans la détection des phénomènes de stationnarité ou de non-stationnarité. Il précise néanmoins qu'une courte sortie de l'ellipse ne veut pas dire pour autant que le phénomène ne serait pas stationnaire. Pour cela il faut aussi procéder aux vérifications nécessaires. Pour lui un tracé entièrement dans un cadre probabilité est incontestable, puisqu'auparavant le moindre décrochement passait pour une preuve d'hétérogénéité. A la suite d'une remarque de B. POUYAUD concernant les travaux sur les pluies annuelles en Afrique de l'Ouest qui feraient état d'une rupture en 1970 et conclueraient à une stationnarité du phénomène, BOIS indique qu'il conviendrait d'appliquer aussi sa méthode et qu'un décalage dans la série, ne sortant pas de l'ellipse, ne serait pas significatif d'une discontinuité.

LE VECTEUR REGIONAL
ET
LES FLUCTUATIONS CLIMATIQUES
PAR

GERARD HIEZ (*), LUIZ RANCAN (**),
MARCOS COSTA BARROS (**) ET OLAVO PEDROLLO (**)

Les dimensions du BRESIL - 8.500.000 km², 4.500 km du Nord au Sud et de l'Est à l'Ouest; l'importance de son parc de 17.500 stations d'observations hydroclimatologiques dont près de 11.700 postes pluviométriques; le volume de la banque de données de la Division du Contrôle des Ressources Hydriques (DCRH) - 180.000.000 de données de base hydro-métriques et pluviométriques; ce sont autant de considérations qui ont motivé et justifié la conception et le développement de la "Méthode du Vecteur Régional".

LE VECTEUR

La finalité première de cet outil nouveau était de rendre possible l'analyse ponctuelle objective et systématique des données pluviométriques, avec un minimum d'intervention manuelle.

Défini comme "une série chronologique d'indices pluviométriques, hydrométriques (ou autres), issus de l'extraction de l'information la plus 'probable' - au sens de la plus

* Directeur de Recherches de l'ORSTOM

** Ingenieur de la DIVISION DU CONTROLE DES RESSOURCES HYDRIQUES (DCRH) DU DEPARTEMENT NATIONAL DE L'EAU ET DE L'ENERGIE ELECTRIQUE (DNAEE) - BRASILIA.

fréquente -, contenue dans les données d'un ensemble de stations d'observation groupées par région", le Vecteur Régional, utilisé comme valeur de référence, remplit au mieux le rôle qui lui a été attribué.

En outre, comme le laisse entrevoir sa propre définition, il s'est vite révélé d'un intérêt considérable pour la description des fluctuations climatiques, à niveau régional: à l'encontre d'un poste d'observation isolé, le Vecteur fournit la "signature" des événements hydroclimatologiques, débarrassée du "bruit" inhérent aux procédés d'acquisition de l'information ou provoqué par une anomalie localisée au point de mesure. De ce fait, le Vecteur Régional possède un potentiel informatif élevé.

C'est ce dernier attribut que l'on a cherché à exploiter ici, en vue de dégager les grands traits des régimes des précipitations au BRESIL et leurs variations sous l'aspect spatial mais aussi et surtout sous l'aspect temporel.

LES VARIATIONS CLIMATIQUES

Dans une première étape, en vue d'une application systématique de la méthode à la totalité du territoire, on a cherché à garantir un échantillonnage objectif de l'espace, en découpant celui-ci en régions isomorphes, par un réseau d'hexagones réguliers de 12.500 km² de superficie (fig. 1).

Toutefois, la répartition hétérogène des points d'observations, liée au caractère progressif du développement du pays et aux difficultés d'accès, a nécessité certains re-

groupements en "macro-régions", comme dans la partie amazonienne. Quelques autres régions du réseau de base possédant, au contraire, une densité élevée de stations (plus de 60) ont exigé une subdivision en "microrégions".

Pour la mise en place de cette structure et pour son organisation, on a largement fait appel aux ressources de l'informatique, aussi bien pour la localisation géographique des hexagones que pour l'inventaire du contenu de chacun d'eux; un fichier "Régions", interrogé par un système conversationnel dynamique, permet d'accéder facilement à la banque des données proprement dites de la DCRH.

La zone d'étude a été limitée à une bande de 500 à 900 kms de large, jouxtant le littoral Est du BRESIL sur une extension de 30° en latitude, complétée par une transversale rejoignant la frontière de BOLIVIE (fig. 2).

Sur cette zone ont été formées 34 macro-régions par le groupement de 7 hexagones du réseau de base; et sur chacune d'elles, d'une superficie de 87.500 km², on a sélectionné, par le seul critère de la durée d'observation, un maximum de 60 stations. La masse d'information traitée, pour élaborer les 34 vecteurs régionaux correspondants, représente l'équivalent d'environ 100.000 stations/années.

De cet ensemble, seuls ont été retenus les vecteurs relatifs à l'axe central Nord-Sud, à une distance moyenne de 500 kms du littoral, allant de la région Nord-Est de Fortaleza jusqu'aux confins de Rio Grande do Sul, ainsi qu'à l'axe Est-Ouest, sensiblement dans la direction Salvador-

Brasilia-Corumbá. Sur ces axes, les vecteurs sont séparés par une distance fictive de 320 km.

Les figures 3 et 4 regroupent, en profil, les graphiques des écarts cumulés à la normale des valeurs de chaque vecteur (un déplacement vers la droite du graphique représente une année ou une période excédentaire et vice versa).

On y observe, en premier lieu, la propagation sur de grandes distances (plus de 1200 km) des mêmes traits caractéristiques: ainsi peut-on vérifier sur l'ensemble du Nordeste, des vecteurs 71.916 à 73.420 - qui s'étendent des latitudes 3° à 13° Sud -, la forte pluviosité des années 1924, 1935, 1947, 1964, 1974 ou, au contraire les pluies déficitaires des années 1915, 1932 ou 1951.

De même dans le Sud, des vecteurs 75.635 à 76.638, on note les années sèches 1933, 1945, 1949, 1952, 1968 et 1978 ou les années abondantes 1941, 1954, 1972 et surtout 1983, mémorable par ses inondations, pendant que dans le même temps sévissait la sécheresse dans le Nordeste.

On doit également souligner la permanence sur des périodes relativement étendues des situations d'étiage ou d'abondance: ainsi dans le Nordeste, la période de recession 1927-1932 ou plus remarquable encore celle de 1949-1959, suivie peu après d'une grande période globalement excédentaire jusqu'en 1980.

On observe encore sur la figure 3 la forte atténuation de l'irrégularité des régimes quand on se déplace du Nord au Sud, irrégularité qui se manifeste avec le maximum

d'intensité dans l'extrême Nordeste (Etat du Rio Grande do Norte); la région centrale (73.922 à 75.029), quant à elle, constitue une zone de transition affectée par l'une ou l'autre des tendances Nord ou Sud.

Sur l'axe Est-Ouest (fig. 4), on remarque la même atténuation de l'irrégularité des régimes dans le sens Est-Ouest, ainsi qu'une discontinuité à la hauteur du "Planalto Central" (régions 73.525 et 73.831). A noter l'importance de la sécheresse 1959 ainsi que l'extension considérable atteinte par les pluies exceptionnelles de 1924 et 1964.

La comparaison (fig. 5) des graphiques des écarts cumulés de deux vecteurs situés sensiblement à la même latitude (6° Sud), mais l'un au coeur du Polygone des sécheresses par 37° de longitude, l'autre en pleine Amazonie par 67°, rehausse cette irrégularité élevée des régimes du Nordeste déjà citée; par contraste, ceux de l'Amazonie Centrale apparaissent d'une exceptionnelle stabilité.

La nature du Vecteur Régional - support de l'information la plus probable -, suggère qu'on en utilise directement les valeurs dans toute étude de variabilité, en substitution à l'information fournie par un quelconque poste d'observation isolé, a priori entachée d'erreurs, souvent parsemée de lacunes et comportant un "bruit propre" parfois non négligeable.

Ainsi, l'analyse statistique appliquée aux valeurs du Vecteur du Nord Ceará (fig. 6) met clairement en évidence l'existence de plusieurs types de populations de précipitations (fig. 7).

De même, dans une tentative de description des tendances climatiques de l'Etat du Ceará, par une analyse en composantes principales, on a utilisé la série des 23 Vecteurs Régionaux qui synthétisent l'information pluviométrique sur les 150.000 km² de sa superficie; le tracé des isocoefficients factoriels a permis de confirmer l'influence prépondérante de l'éloignement du littoral.

Enfin, la figure 8 visualise les résultats d'une recherche préliminaire de périodicités, basée sur un procédé de régression des valeurs du même Vecteur du Nord du Ceará, sur une variable cyclique de période ajustable (procédé sensiblement différent de l'analyse harmonique de Fourier). Bien que provisoires, les résultats tendent à confirmer l'existence d'une périodicité de 13 ans des séries de précipitations annuelles, ainsi que de tendances secondaires de période 4, 10, 25 et 45 ans.

L'expérience acquise dans l'emploi du Vecteur Régional, comme témoin des variations hydroclimatologiques, et les résultats positifs déjà obtenus sur le territoire national brésilien, incitent à souhaiter et recommander son application à l'ensemble du continent Sud-Américain, mais aussi à l'Afrique de l'Ouest, dans toute son extension; il serait en effet utile de pouvoir confirmer les étroites corrélations, déjà détectées en 1970, entre les précipitations des deux côtés de l'Atlantique. Peut être aussi ne serait-il pas sans intérêt de mettre en rapport par la Méthode du Vecteur Régional les précipitations et d'autres paramètres associés à la climatologie de l'hémisphère Sud, comme, par exemple, la température de l'Océan ?

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES SUR LE VECTEUR REGIONAL:

1. HIEZ, G. Homogénéisation des données pluviométriques. Séminaire "Sécheresses et crues du Nordeste du Brésil", SUDENE/OMM, RECIFE, 1971.
2. HIEZ, G. L'homogeneité des données pluviométriques, ORSTOM, PARIS, CAHIERS HYDROLOGIE VOL. XIV-2-1977.
3. HIEZ, G. Processamento dos dados pluviométricos do Nordeste, homogeneização dos dados - método do Vetor Regional. SUDENE, RECIFE, 1978, 2ª parte A.
4. JACCON, G. Processamento dos dados pluviométricos do Nordeste; o arquivo mensal operacional. SUDENE/ ORSTOM, RECIFE, 1980, 2ª parte B.
5. JACCON, G. As precipitações anuais da Região Paraibana; homogeneização e análise regional. SUDENE/ORSTOM, RECIFE, 1982.
6. HIEZ, G. et RANCAN, L. Aplicação do método do Vetor Regional no Brasil. DNAEE/CNPq/ORSTOM, Brasília, 1983.
7. HIEZ, G., RANCAN, L., BARROS, M.C. Vetor Regional; Informativo técnico nº 3. DNAEE/CNPq/ORSTOM, Brasília, 1983.

G. HIEZ - SÉMINAIRE CLIMAT ET DÉVELOPPEMENT - 15/16 OCTOBRE 1989

[illegible]

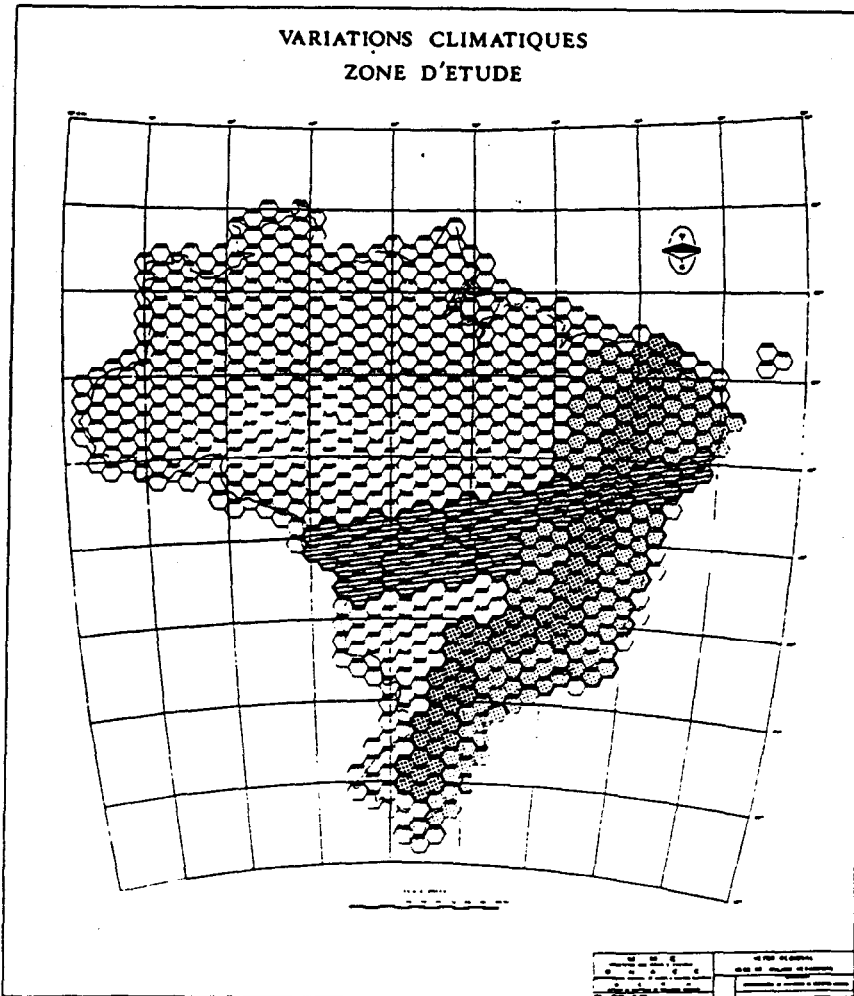
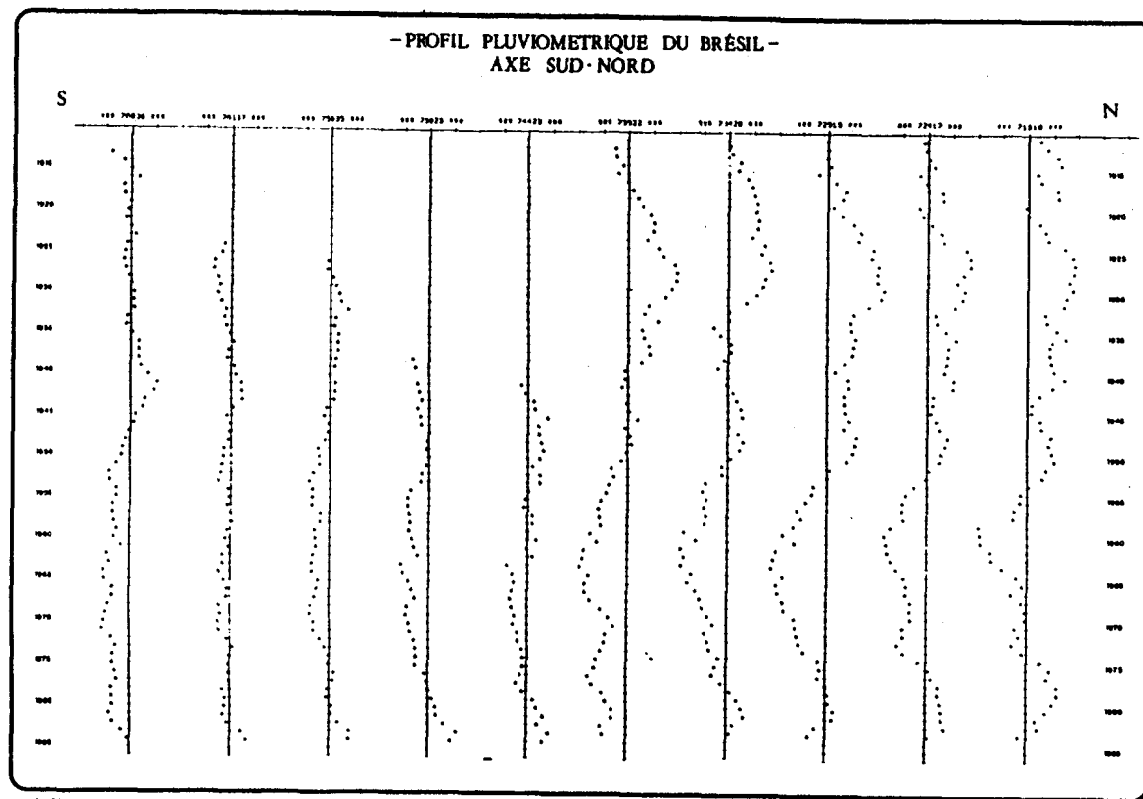


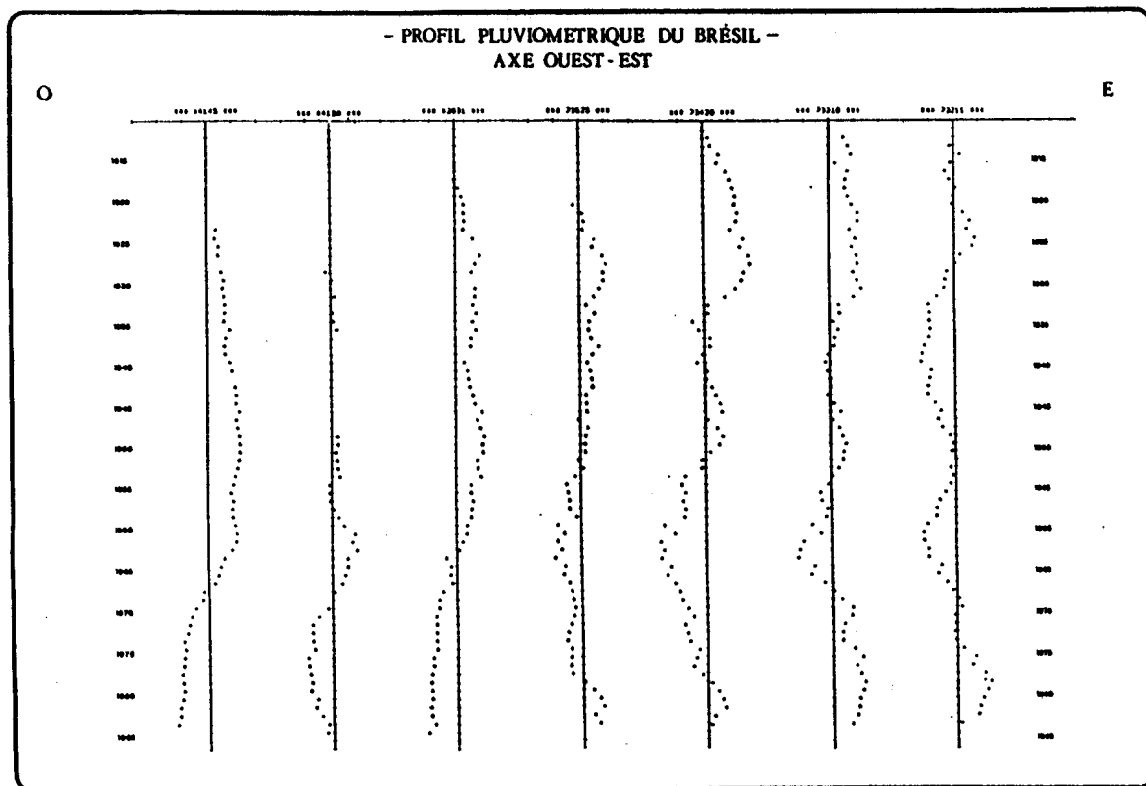
Fig. 2



6 ME 2 (Service Climat et Développement) - 15/16 Octobre 1969

Fig. 3

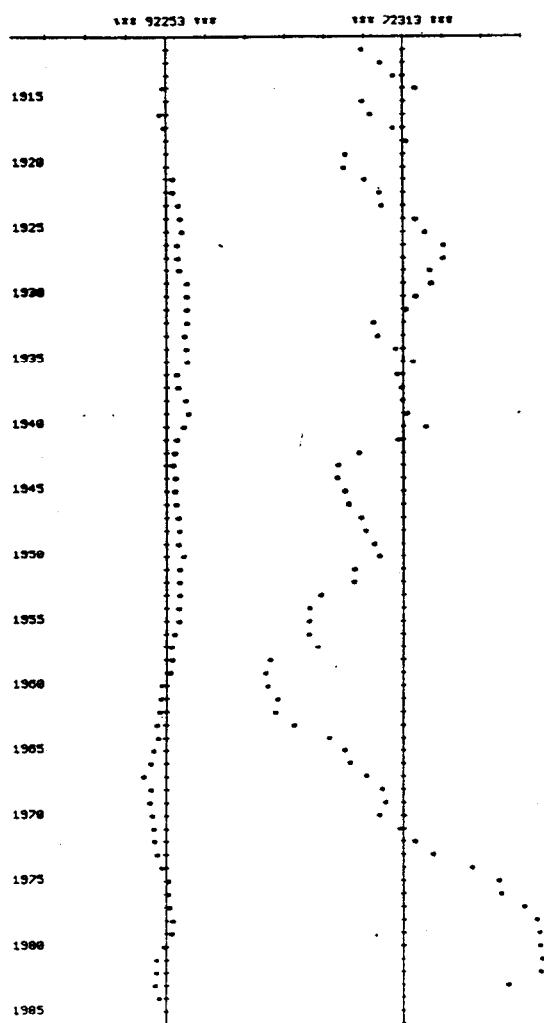
Données Fournies A. (20)



© ICI - Simulacra Chart in Development - 10/10 October 1988

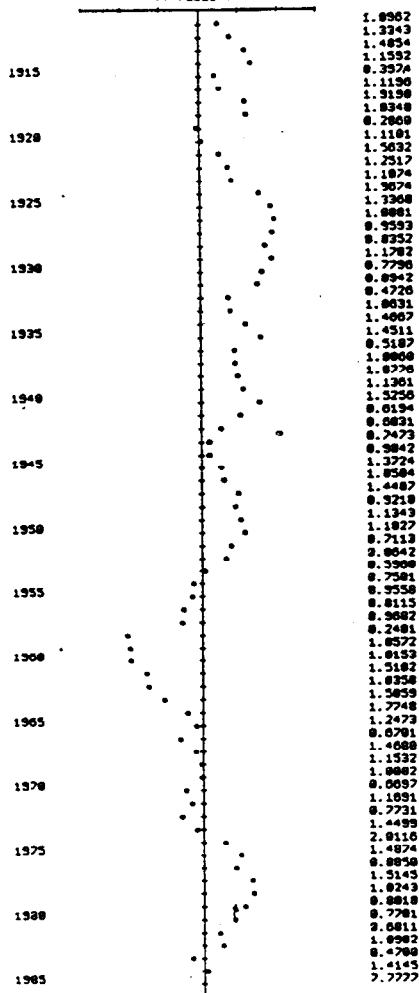
South Province A. Box

PLUVIOMETRIE COMPAREE Amazonic Nordeste

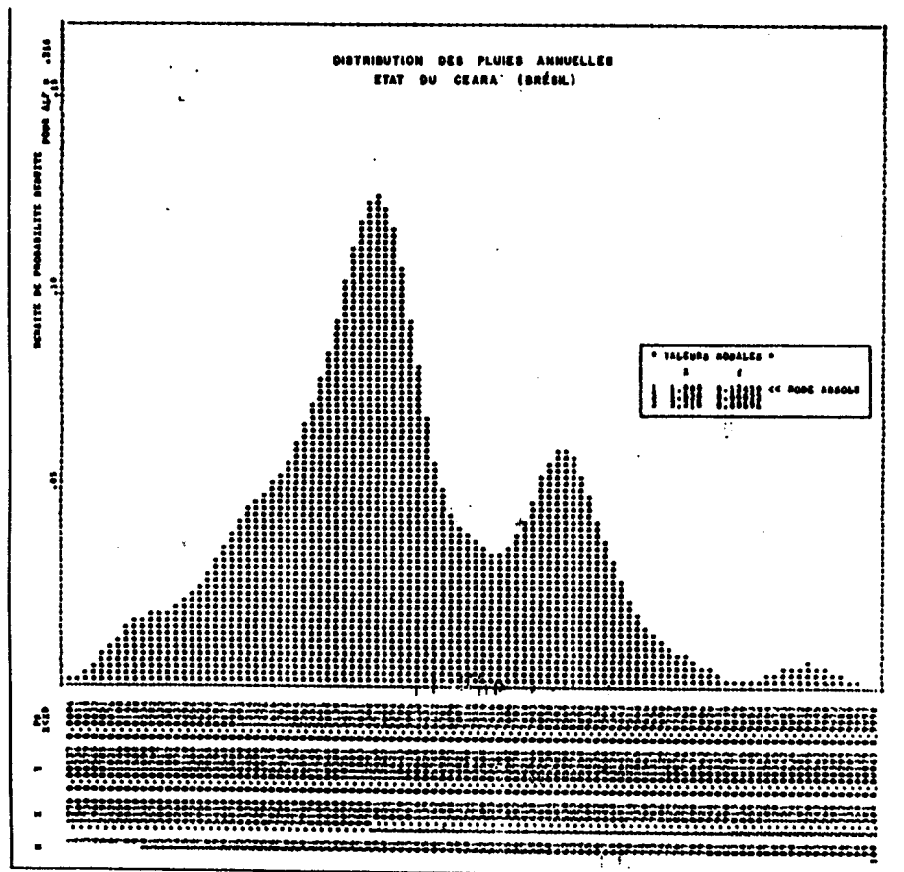


VECTEUR RÉGIONAL DU NORD-CEARÁ

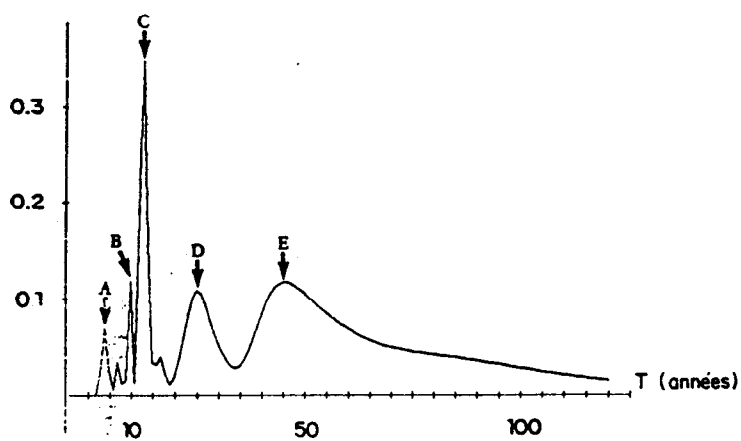
1977 71918 992



6. MEZ: SEMNAIRE CLIMAT ET DEVELOPEMENT - 15/16 OCTOBRE 1985 Fig. 6 DESSIN: Francine A. Dias



FLUCTUATIONS DES PRECIPITATIONS
DANS
LE NORDESTE BRÉSILIEN
(NORD-CEARÁ)
PERIODOGRAMME



- A —: 4 ans
- B —: 10 ans
- C —: 13 ans
- D —: 25 ans
- E —: 45 ans

COMPTE RENDU DE DISCUSSION SUIVANT LA COMMUNICATION DE M. RANCAN
16.09.86 après-midi

COLOMBANI s'interroge sur la subdivision géographique en hexagones réguliers. Cette forme est-elle liée à un phénomène naturel, ou au contraire est-on sûr de la convergence, quant au TOGO et au TCHAD il fallut prendre des formes non homogènes et sans a priori. Pour HIEZ ces formes exagonales homogènes furent choisies dans un souci d'objectivité, mais étaient permises par l'abondance des données. A.M. ROCHE qui veut savoir si le vecteur régional peut permettre de construire les isohyètes, en réponse, G. HIEZ fait valoir qu'il lui semble bien meilleur de travailler avec les données homogénéisées par le vecteur qu'avec les coefficients de station. On cherche en effet dans ce cas une représentation, par exemple sur 50 ans, qui gomme toutes les anomalies. Avec des méthodes plus classiques on aboutit en général à un certain nombre de problèmes qui conduisent à des tentatives de recalage, plus ou moins hasardeux. Suite à une question de GIRARD, portant sur la hiérarchisation des hexagones emboîtés, G. HIEZ apporte les précisions suivantes : Les grands hexagones régionaux sont subdivisés en 19 hexagones élémentaires qui peuvent encore être chacun divisés en quatre sous ensembles seulement. La discussion se termine sur une remarque de G. GIRARD qui insiste sur la très grande stabilité des corrections réalisées pour des années particulières.

ESSAI DE CONSTITUTION D'UN HISTORIQUE DES STATIONS PLUVIOMETRIQUES

CRITIQUE INITIALE DES DONNEES DE PLUVIOMETRIE JOURNALIERE

Yann L'HOTE

Laboratoire d'Hydrologie - ORSTOM - MONTPELLIER

1. REMARQUES PRELIMINAIRES

- 1.1. Je dois tout d'abord signaler à nos collègues non Orstomiens que les sections hydrologiques de l'ORSTOM ont été pendant de nombreuses années (depuis 1947 environ) gestionnaires et même initiatrices des réseaux hydrométriques, donc elles ont contrôlé la qualité des relevés dans les Etats où elles sont intervenues (historiquement en Afrique Noire Francophone, au Maghreb et dans les DOM-TOM).

Pour ce qui concerne les mesures de pluviométrie, en dehors des pluviomètres ou pluviographes implantés sur bassins représentatifs (BRE) suivis par l'ORSTOM, et des initiatives des réseaux du Tchad et de Nouvelle-Calédonie (précisées en séance), aucun réseau pluviométrique n'a été ni implanté ni géré par nous dans les Etats où nous avons travaillé.

Cette gestion est effectuée dans les DOM-TOM par la Météorologie Nationale Française et pour les Etats d'Afrique Noire Francophone par l'Agence pour la Sécurité de la Navigation Aérienne (A.S.E.C.N.A.) et de plus en plus par les Services Météorologiques Nationaux qui gèrent avec plus ou moins de moyens trois types de stations : synoptiques, climatologiques et pluviométriques.

Le Service hydrologique, aujourd'hui Laboratoire d'Hydrologie de l'ORSTOM, ne fait qu'archiver et travailler sur des données fournies par ces services étrangers. De plus, le Laboratoire participe à la demande de nos partenaires africains (Comité Inter Etat d'Etudes Hydrauliques CIEH-OUAGADOUGOU) à une phase de critique des données de base, critique "après-coup" comme on le verra.

- 1.2. Rappelons d'autre part, si nécessaire, que les relevés effectués aux pluviomètres sont et ont toujours été introduits dans les fichiers (manuels ou informatisés) sous forme de totaux journaliers de 8 heures à 8 heures, résultats :

- soit d'un seul relevé du matin, valeur portée à la date de la veille,
- soit du total de deux relevés effectués le jour à 18 heures et

le lendemain à 8 heures.

On conçoit ici l'importance de la présentation du bordereau de relevés et de la formation de l'observateur lorsqu'il s'agit d'une simple station pluviométrique perdue en brousse : les annexes 1 et 2 (restitution de microfiches) montrent deux exemples des bordereaux fournis à un observateur (changement d'imprimé en février 1969) ; on voit, que du fait de l'incompréhension de la part de l'observateur, il y a impossibilité de dater avec exactitude les événements pluvieux, d'où les problèmes qui s'en suivront, par exemple pour utiliser cette station dans un modèle hydrologique à pas de temps journalier.

2. ESSAI DE CONSTITUTION D'UN HISTORIQUE DES STATIONS PLUVIOMETRIQUES

Nous avons vu ce matin (HIEZ - L'HOTE) et en début d'après-midi (BOIS - RANCAN) qu'il existe assez souvent en pluviométrie des séries non homogènes, détectées à l'échelle annuelle voire mensuelle, et que l'on peut éventuellement apporter des corrections, par exemple lorsqu'il y a erreur d'appareillage, ou de site.

L'historique de la station serait alors d'un grand secours car elle permettrait de fixer les dates exactes de changement de site, de changement d'environnement, de type d'appareillage et d'observateur (plus ou moins familiarisé avec la mesure).

S'il est courant d'établir un historique des stations hydrométriques (déplacement du zéro d'échelle, etc.), l'historique des stations pluviométriques ne m'a pas paru la norme dans les pays où nous avons eu à travailler. Du reste, les Guides et Règlements édités par l'O.M.M. (1965, 1968, 1973) parlent peu de cet historique, seul le Guide to hydrometeorological practices (1965) traite, dans son chapitre 4, en 4.2.3.1., de l'inspection (des stations hydrométéorologiques, rappellons-le) et détermine les devoirs de l'Inspecteur comme suit (traduction libre) :

- i) Noter et reporter tout changement concernant le site d'observation (un croquis et des photos sont utiles) ;
- ii) Faire le nécessaire sur place de façon à améliorer ou restaurer dans son état initial le site d'observation (par exemple suppression des arbres gênant la mesure pluviométrique) ;
- iii) Tester les instruments et faire sur place les réparations et réglages nécessaires ;
- iv) Contrôler le cahier de relevés de l'observateur ;
- v) Rappeler à l'observateur les méthodes correctes de mesure et la maintenance de routine de l'appareil ;

- vi) Insister auprès de l'observateur sur la nécessité d'adresser sans délai des comptes-rendus précis et complets ;
- vii) Exposer à l'observateur les dispositions à prendre dans les cas spéciaux (par exemple des relevés plus fréquents pendant la tempête ou les périodes de crue) ;
- viii) Vérifier que l'observateur dispose de suffisamment de formulaires, d'enveloppes timbrées et toutes autres fournitures nécessaires à son travail.

2.1. Cette méthode d'inspection des stations pluviométriques avec rapport circonstancié me paraît une bonne méthode de constitution d'un historique des stations. Je l'ai expérimentée en GUADELOUPE où j'ai été chargé de la partie critique et de l'exploitation des données pluviométriques existant, dans le cadre d'une monographie (CHAPERON, L'HOTE, VUILLAUME, 1985).

Après une première série de visites faites par Marc MORELL en 1979 (37 postes), j'ai effectué une mission de trois semaines me permettant de me consacrer entièrement à ce travail et publier 80 fiches de visite avec situation sur cartes IGN au 1/20 000 et cinq pellicules de photos (L'HOTE - MORELL, 1983). Ce document fait le point des stations telles qu'elles étaient gérées (usines sucrières) au 31 décembre 1978 et telles que je les ai vues en mars 1981 ; il comprend en particulier :

- un historique de deux pages des postes climatologiques ou pluviométriques, d'après les notes relevées sur les comptes-rendus mensuels de la Sous-Région GUADELOUPE (annexe 3),
- un descriptif des différents appareils rencontrés avec en particulier la hauteur maximale mesurable (140 mm pour le décupleur). Sur les trois derniers décupleurs existants, on a mesuré pour le cyclone DAVID (nuit du 29 août 1979) 140 mm à deux postes et 143 mm à SAINTE-MARTHE (annexes 4 et 5),
- les fiches descriptives des postes visités, avec extrait de la carte et photos. A titre d'exemple, je fournis :

* pour la station de BELCOURT

- . la fiche de visite (page 27 du rapport), annexe 6,
- . l'extrait de carte n° 13c, annexe 7,

Ici, on voit l'historique depuis 1952, rapporté par l'observateur, et l'état lamentable actuel du seuil.

* pour la station de MON PLAISIR :

- . la fiche de visite (page 63 du rapport), annexe 8,
- . l'extrait de carte n° 10, annexe 9,

A cette station, j'ai vu sur place l'éprouvette de 400 cm² et la pluviomètre de 314 cm², donc l'erreur d'éprouvette retrouvée avec le programme VECTEUR, station 1050 de mon exposé de ce matin.

- En plus de ces documents d'enquête, ces graphiques et ces photos, j'ai pu effectuer plusieurs interviews des Chefs de culture des usines sucrières qui m'ont donné des renseignements fort utiles comme on le verra sur les extraits du rapport, paragraphe 3.3. (page 8) pour l'Usine BEAUPORT et l'annexe 7, page 151 pour l'Usine DARBOUSSIER (annexes 10 et 11).

2.2. Historique d'après les renseignements contenus sur les microfiches d'originaux

Dans le cadre d'une convention liant le CIEH, l'ASECNA et l'ORSTOM, pour la publication d'Annales de pluviométrie journalière couvrant la période 1966 à 1980, nous avons reçu mission d'effectuer le microfilmage de tous les originaux d'observateur à tous les postes de onze Etats du CIEH et ce, pour vérification et critique.

Trois missions effectuées en 1985 par MM. RABBIA, HERVE et moi-même, soit environ 5 mois à plein temps de microfilmage, grâce à un matériel très bien adapté conçu par J. CALLEDE, et à raison de 1 000 à 1 500 clichés par jour, nous ont conduits à disposer d'une banque de données inestimable des manuscrits. Le double de cette banque a été transmis à l'ASECNA pour sécurité, soit environ 3 500 jaquettes de 60 clichés = 210 000 clichés, y compris la mission CALLEDE de 1978 (annexe 12).

La pluviométrie journalière 1966-1980 a été saisie sur cartes graphitées par les Services Nationaux Gestionnaires puis nous a été transmise par l'ASECNA. Notre travail consiste :

- à vérifier la concordance saisie-originaux,
- à effectuer une première critique de ces données,
- à en effectuer les publications.

Dès les premiers travaux de vérification et critique à vue, nous nous sommes vite rendu compte que l'on se familiarise rapidement avec l'écriture de l'observateur, ses qualités et ses défauts, d'où l'idée de constituer, station par station, un historique du mouvement des observateurs, en ajoutant notre impression sur la qualité du travail. Cette critique, mise sur fichier informatisé par DBASEIII, sera publiée dans les annales sous une forme synthétique reconnaissable par la date (9999) - idée de A. HERVE - cf. annexes 13 et 14.

3. CRITIQUE INITIALE DES DONNEES DE PLUVIOMETRIE JOURNALIERE

3.1. Historique - Méthode - Commentaires retenus

Historiquement, les relevés de pluviométrie d'Afrique Noire recueillis principalement par l'ASECNA ont été archivés et exploités

manuellement, pour ses propres études, par le Service hydrologique de l'ORSTOM, entre autres utilisateurs.

Avec l'introduction de l'informatique sous l'impulsion de Marcel ROCHE en 1967, tous les relevés de pluviométrie journalière ont été saisis sur cartes perforées. Cette immense banque de données a servi et servira encore de fonds pour les banques inter-régionales africaines (CIEH, ASECNA) ainsi que pour les banques des Etats africains qui en font la demande.

Compte tenu du fait que sous ces climats, les averses moyennes et fortes ont des répartitions géographiques souvent très localisées (de 5 à 10 kilomètres - cf. annexe 15 extraite de LAHAYE, 1984 pour le BURKINA-FASO) et de l'éloignement des stations entre elles, une critique initiale interposte est pratiquement impossible à faire lors de la réception des bordereaux mensuels par le gestionnaire. Si l'on ajoute à cela la difficulté de recruter des observateurs pouvant assurer un travail suffisamment fiable (tout au moins dans les années précédant les décennies 1960, 1970), il est vite apparu la nécessité de faire et archiver une critique après coup des données ; cette critique est du reste vivement encouragée par nos partenaires africains, le CIEH par exemple qui nous a demandé la constitution d'Annales critiquées du début des observations à 1965 et il y a deux ans la continuation de ce travail pour la période 1966-1980 (en collaboration avec l'ASECNA).

Cette critique a été faite "à vue", c'est-à-dire, grâce à l'habitude de l'Hydrologue connaissant les régions critiquées, et grâce à quelques trucs (nombre de jours de pluie dans l'année, nombre de jours de petite pluie, etc.) ; ce travail donnait lieu à l'établissement d'une carte perforée annuelle COH 107 dite ICOM, comprenant trois indices pour chaque mois :

ICOMP pour mois complet ou incomplet, voire absent,
JIRD pour mois à Relevés Douteux (plus ou moins gravement),
JLNQ pour signaler les relevés Non Quotidiens.

Depuis deux ans environ, bien que nous utilisions toujours en routine les anciennes cartes perforées portées sur supports magnétiques, nous tentons de mettre au point une nouvelle chaîne dite "PLUVIOM" où les relevés du mois et les commentaires figurent sur le même enregistrement. Les commentaires sont journaliers et mensuels, ces derniers correspondant aux anciennes rubriques mais avec des titres plus précis, imités du travail préparatoire de Jacques CRUETTE et Yves BRUNET-MORET : TOTAL, FREQUENCE et QUALITE. L'annexe 16 donne la liste des commentaires journaliers et mensuels, après test en vraie grandeur sur deux Etats ; la COTE-D'IVOIRE et le BURKINA-FASO.

3.2. Exemples de critiques

Avec cet accroissement de précision, peut-être illusoire, dans les commentaires, nous avons continué pour ces deux Etats (COTE-D'IVOIRE et BURKINA-FASO) de critiquer "à vue", d'après nos impressions sur la

qualité du travail de l'observateur d'une part, une vue d'ensemble du tableau annuel d'autre part et différentes "ficelles" que je vais tenter de vous montrer :

3.2.1. Pour le commentaire de TOTAL

- Bien qu'aucun code n'ait encore été prévu -mais je compte l'ajouter- pour commenter la valeur du total annuel (s'il est notoirement trop fort ou trop faible), un simple passage du programme VECTEUR même simplifié, devrait permettre de signaler les années exagérément fortes ou faibles. Par exemple sur l'annexe 17, l'année 1966 à la station 343 a visiblement un total exagérément faible, donc à signaler.
- Après cette détection à l'échelle annuelle, des tableaux des précipitations mensuelles des postes regroupés géographiquement et par années peuvent permettre de repérer les mois défectueux. Par exemple sur l'annexe 18, dans la région de DIMBOKRO en COTE-D'IVOIRE, et bien que les postes puissent être assez éloignés (cf. carte annexe 19). Ceci est cependant plus net sur le travail fait actuellement par Henri CAMUS sur la région de TABARKA, en TUNISIE (annexe 20), où les postes sont beaucoup plus rapprochés.

3.2.2. Pour la critique de FREQUENCE

Les totaux mensuels seuls connus (freq. 8 sur le tableau annexe 16), les décadaires vrais (freq. 7), c'est-à-dire, totaux les 10, 20 et dernier jour du mois, les pentadaires vrais (freq. 6), les jours groupés connus d'après la source (freq. 4) ne présentent pas de difficulté à être repérés et notés.

Pour les jours groupés à cheval sur deux mois (freq. 5), on est convenu qu'ils sont soit signalés par l'observateur, soit supposés à la critique.

Seul reste donc le commentaire Fréquence 3 (considéré non quotidien) ; il s'agit soit de pluies groupées sur un seul jour sans que cela ait été noté par l'observateur, soit de pluies "oubliées", ce qui est plus grave. Un vieux "truc" nous a été légué dès 1972 par Y. BRUNET-MORET et Monsieur BLANCHON, alors responsables de la pluviométrie au Service hydrologique. Ils avaient repéré, tout au moins en ce qui concerne l'ex-A.O.F., que le rapport du nombre de jours de pluies inférieures à 10 mm sur le nombre total de jours pluvieux voisinait les 50-60 % ; en dessous de 30 %, on peut considérer qu'il doit y avoir des jours groupés, ou une absence des relevés des petites pluies.

C'est le cas par exemple de BOUNDIALI, années 72, 73 et 74 présentées sur les annexes 21, 22 et 23 où les rapports sont respectivement 12, 10 et 1 % ; pour les mêmes années à ODIENNE, station synoptique située à 120 kilomètres environ (carte annexe 19), on a respectivement (tableaux 24, 25 et 26) des rapports de 51, 64 et 63 %.

Un travail systématique sur ce rapport n'a pas encore été mené en Afrique équatoriale en particulier où les valeurs semblent plus faibles, mais ce rapport une fois étudié sur les stations synoptiques seules devrait nous amener à concevoir, peut-être, un "avertisseur" automatique par programmation simple.

3.2.3. Pour la critique de QUALITE

Là, il y a pléthore de cas, souvent déroutants.

Un "tuyau" que nous ont transmis Y. BRUNET-MORET et M. BLANCHON est de regarder le nombre de jours total de pluies dans l'année ; dans les cas ci-dessus de BOUNDIALI et ODIENNE, on a par exemple :

Année	ODIENNE	BOUNDIALI
	Total (inf. 0.5 mm)	Total (inf. 0.5 mm)
1972	120 (9) jours	73 (0) jours
1973	105 (5) jours	65 (0) jours
1974	103 (1) jours	69 (0) jours

De toute façon, cela est systématique : les postes pluviométriques ont dans 90-95 % des cas des nombres de jours nettement inférieurs aux stations synoptiques, ce qui peut être imputé en partie aux très petites pluies (inférieures à 0.5 millimètres) rarement observées aux postes courants, mais ce n'est pas toujours suffisant, il faut penser aussi à des pluies entre 0.5 et 10 mm non observées.

On remarquera que faible nombre de jours total de pluie et rapports (inf 10/total) faibles vont de pair ; je présenterai pour finir, le cas comparatif du pluviomètre de GRAND LAHOU et de la station synoptique de SASSANDRA au Sud de la COTE-D'IVOIRE, éloignés d'environ 110 kilomètres (carte annexe 19) et sur les seules 15 dernières années 1966-1980 : tout a changé à partir de l'arrivée de nouveaux observateurs en 1975 et de Monsieur N'DRI en particulier (01.12.75). cf. annexe 27.

Mais je ne vous ai parlé encore que d'indices permettant de cerner des années "à problème" et je voudrais montrer quelques exemples correspondant aux codes correspondant aux codes mensuels de QUALITE.

- Par exemple, le code qualité 3 (décalages probables sur un ou plusieurs jours - non corrigibles) se voit très bien sur les originaux, lorsque l'observateur ne marque pas avec précision les horaires des événements. L'annexe 2 en est un bon exemple.

Dans la même rubrique, à SIANHALA (Nord COTE-D'IVOIRE, carte 19), en avril 1976 (annexe 28), il est impossible de restituer à leurs dates exactes les événements pluvieux.

Ces types de décalage non corrigibles sont assez fréquents (de l'ordre de 20 à 30 % des mois que j'ai visionnés en COTE-D'IVOIRE).

- Au code de qualité 5 (cf. tableau des commentaires annexe 16) correspond trois rubriques :

a) Les valeurs très arrondies (au centimètre ou 1/2 centimètre près).

. On a alors 5.0, 10.0, 15.0, 20.0, 25.0, 30.0 mm, etc.

. J'ai encadré ces valeurs sur les annexes 29 et 30 ; annexe 29 principalement, où l'observateur ne cherchait pas trop le détail apparemment.

b) Les zéros avant la virgule :

par exemple 10.7 pour 17,0 (ou réellement 10,7 ?)

20.2 pour 22.0 (ou réellement 20.2 ?)

. J'ai souligné d'un double trait ces cas non rares sur les annexes 29 et 30, le mois d'avril de l'annexe 30 en particulier.

. Contrairement à ce que laisserait supposer cette présentation, les cas les plus fréquents observés sont des zéros avant la virgule, plutôt que les arrondis.

c) Les multiples

. On peut concevoir des multiples de tout chiffre ; cependant, le chiffre 8.2 millimètres se taille la part du lion depuis quelques années (début de la décennie 1970 pour fixer les idées).

. Les annexes 21, 22 et 23 que je vous ai présentées tout à l'heure pour leurs rapports (inf à 10./total), décelaient à profusion des multiples de 8. en 1972 et 1973, cf. tableaux 31 et 32 où j'ai encadré ces multiples. Je rappelle que la valeur 8.2 mm correspond au total de l'éprouvette MN-R3-204 de la Météorologie Nationale Française. On peut donc supposer que l'observateur marque un nombre exact d'éprouvettes multiplié par 8.2 (ou à peu près), la dernière éprouvette étant prise en compte ou non ; soit une erreur non négligeable de 8.2 mm en plus ou en moins, à chaque relevé.

- Parmi les multiples (qualité 5) ou douteux (qualité 6), je classerai l'année 1974 à BOUNDIALI - annexe 33 - ou l'observateur s'est pris d'un amour fou pour les valeurs 25,x et 24,4 millimètres.

- Parmi les zéros avant la virgule et douteux, inutilisables tels quels (qualité 6), l'annexe 34 donne un exemple d'un mois où le gestionnaire à corrigé à mon avis à tort. Je mettrais par exemple :

24.2 le 8 juillet - au lieu de 20,4 mm
33.7 le 30 juillet - au lieu de 30,4 mm
36.2 le 31 juillet - au lieu de 30,6 mm

- Parmi les faux, inutilisables, sans correction possible (qualité 7), j'ai placé BOUNDIALI 1967 en avril, juin, juillet et avril, annexe 35, sans ambiguïté, comme le montrent les photos des microfiches correspondantes (annexes 36 à 39)

IV. CONCLUSION

Cet exposé, un peu fastidieux pour certain, vous aura convaincu, je l'espère, d'une part de la nécessité d'un historique de stations pluviométriques.

Par ailleurs, en ce qui concerne la critique initiale, lorsqu'elle ne peut pas être faite dès réception des bordereaux mensuels comme en FRANCE (cf. BOIRET, 1984), il y a tout un travail "après coup" et un archivage de cette critique, même subjective, que seul l'ORSTOM se paye le luxe de faire, à ma connaissance, dans les pays où nous travaillons.

Compte-tenu de l'étendue du travail actuel sur la période 1966-1980 pour 11 Etats d'Afrique : 17 500 stations-années, soit environ 210 000 clichés mensuels à visionner, nous tentons le plus possible d'automatiser les critères de critique :

- passage du programme VECTEUR pour repérer les années exagérément fortes ou faibles,
- comparaison des totaux mensuels sur une même région,
- sortie des nombres de jours de pluie, et du rapport inférieur à 10.0 mm/total,
- recherche des multiples,

mais de toute façon, ces indices doivent être interprétés par le critiqueur en phase finale.

Je vous laisse supposer la monotonie de ce travail et les états d'âme dans lesquels nous nous trouvons parfois.

V. BIBLIOGRAPHIE

- BOIRET P. (1984) Le Bureau de l'Eau. Division climatologie de la Direction de la Météorologie Nationale (SCEM/CLIM/HYDRO). Société Hydrotechnique de France, 2 et 3 mai 84. 15 pages.
- BRUNET-MORET Y. (1971) Eléments de base pour la critique à vue des données pluviométriques. Note technique n° 28. ORSTOM Paris. 2 pages. Diffusion restreinte.
- CHAPERON P., L'HOTE Y., VUILLAUME G. (1985) Les ressources en eau de surface de la Guadeloupe. Monographie hydrologique de l'ORSTOM n° 7. Paris. 2 tomes. 834 pages. 4 cartes h.t.. Microfiches.
- LAHAYE J.P. (1980) Etude des pluies journalières de fréquence rare dans les Etats membres du CIEH. Synthèse Régionale des valeurs réduites des pluies maximales annuelles. Aspect théorique. CIEH Ouagadougou. 58 pages.
- L'HOTE Y., MORELL M. (1983) Fiches de visite de 80 postes pluviométriques du département de la Guadeloupe. Pointe-à-Pitre. Bondy. 151 pages.
- O.M.M. (1968) Règlement technique. Volume I. Partie générale. 3ème édition. OMM n° 49. BD.2. Genève. 97 pages.
- O.M.M. (1973) Guide des instruments et des observations météorologiques. 4è édition. OMM n° 8. Genève. 18 chapitres.
- WMO (1965) Guide to hydrometeorological practices. First Edition. WMO n° 168. TP 82. Geneva.

Total à 08 heures 23.8

Total à 18 heures 37.0

Hauteur totale 46.8
du mois 27.8

Nombre de jours de pluie 10

Maximum en 24 heures 58.8

Date du Maximum 3

Nombre de jours avec :

☒ Orage

☒ Eclairs sans tonnerre

☒ Tempête de sable

☐ Grêle

☐ Brume sèche

☐ Brouillard

☐ Rosée

Hauteur totale du 1^{er} janvier au dernier jour du mois 1589.8

Nombre de jours du 1^{er} janvier

Hauteur d'eau mesurée entre 00 et 18 h									Hauteur d'eau mesurée entre 18 h la veille et 08 h					Totaux Pente descente
(1) La ↓	Mesures Intermédiaires					Hauteur relevée à 18 h (8)	Hauteur totale (9)	(10) La ↓	Intermédiaire			Hauteur totale (12+13) (8+14)		
	1 ^{re} mesure Heure du relevé (2)	2 ^e mesure Heure du relevé (3)	3 ^e mesure Heure du relevé (4)	4 ^e mesure Heure du relevé (5)	5 ^e mesure Heure du relevé (6)				Heure du relevé (11)	Hauteur d'eau (12)	Hauteur relevée à 08 h (13)			
1									2					
2									3					
3									4					
4									5					
5									6					
6									7					
7									8					
8									9					
9									10					
10							5.6		11					
11									12					
12							15.4		13	0.6				
13							9.0		14	2.4				
14									15					
15									16					
16									17					
17									18					
18									19					
19									20					
20									21					
21									22					
22									23					
23									24					
24									25					
25									26					
26									27	2.93				
27									28	0.6				
28									29					
29									30					
30									31					
31									1					

PHENOMENES OBSERVES

•, R, C, S, A, ∞, ≡, ∅

Heure de début, de la fin, direction d'où ils viennent, intensité, dégâts causés, etc.

• 28 heures à 30

• 27 heures à 32

• 29 heures à 30

• 14 heures à 15 - 27 heures à 29 R

• R 8 heures à 13 - 28 - 29 heures

• 14 heures à 18 - 18 à 20 heures

• 31 - 31.5 heures

• 20 - 21 heures

• 23 heures

• 27 heures à 30

ANNEXE I

TOTAL 54.0 30.0 TOTAL 123.8 124.8

Nom de l'observateur St. Hadji Dandabangana Qualité ou Profession Discipline Adresse : ...

Contrôle de la chefferie : M^r Kouassi Kouassi

ECNA - MÉTÉOROLOGIE

ANNEXE 2

REPUBLIQUE Côte d'Ivoire LOCALITE Marinion - 10th MOIS DE Juin 1969

HAUTEUR D'EAU MESURÉE				HAUTEUR TOTALE		PHÉNOMÈNES OBSERVÉS
le	à 18 heures	le	à 08 heures	(2) + (4)		Heure de début, de la fin, direction d'où ils viennent, intensité, dégâts causés etc.
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(6)
1	2.1	2	7.7	9.8		• R 1700 à 1900 et 2100 à 2400
2		3				
3		4				
4	5.6	5		5.6		• L 310 à 420 faible
5		6	23.3	23.3		• R 1200 à 2100 modéré
6	6.5	7	11.4	15.9		• R 280 à 310 • 1910 à 2100
7		8	7.0	4.0		• 1940 à 1950
8		9				
9		10	18.2	18.2		• R 1810 à 1900 forte grêle modérée
10		11				
11		12				
12		13				
13	0.9	14		0.9		• L 1400 à 1500 fine
14		15	11.8	11.8		• 2100 à 2400
15	0.6	16		0.6		• R 1700 à 2100
16		17				
17		18	11.9	11.9		• 2040 à 2300
18	0.2	19	27.3	28.0		• R 4100 à 4200 • 5010 à 5230
19		20				
20		21	7.0	7.0		• 1900 à 2100
21	1.9	22	19.2	21.1		• R 2520 à 2700 • 1040 à 2150
22		23				
23	7.20	24	0.7	24.7		• R 1780 à 2400 • 4100 à 4210
24	2.8	25	24.3	48.1		• 3100 à 3920 • 4100 à 4910
25		26				
26	2.1	27	11.9	14.7		• 8140 à 8800 - 4100 à 5100
27		28				
28		29	28.4	28.4		• 1800 à 28129
29		30				
30		31				
31		1				
169.7		101.6		270.3		
4.2		204.1				

NOM de l'Observateur: El Hadji Aouda Dioumouy D. Qualité ou Profession: Secrétaire. Local: RTA

OBSERVATION					
NOMBRE DE JOURS					
Hauteur de pluie	avec pluie	avec pluie	avec pluie	avec pluie	avec pluie
270.3	83	7.2	24	9	4
4.2		2.1			2

CUMUL	
Hauteur de pluie	Nombre de jours de pluie
270.3	17

ANNEXE 3

[Document remis par la Météorologie Nationale]

HISTORIQUE DES POSTES CLIMATOLOGIQUES

OU PLUVIOMETRIQUES

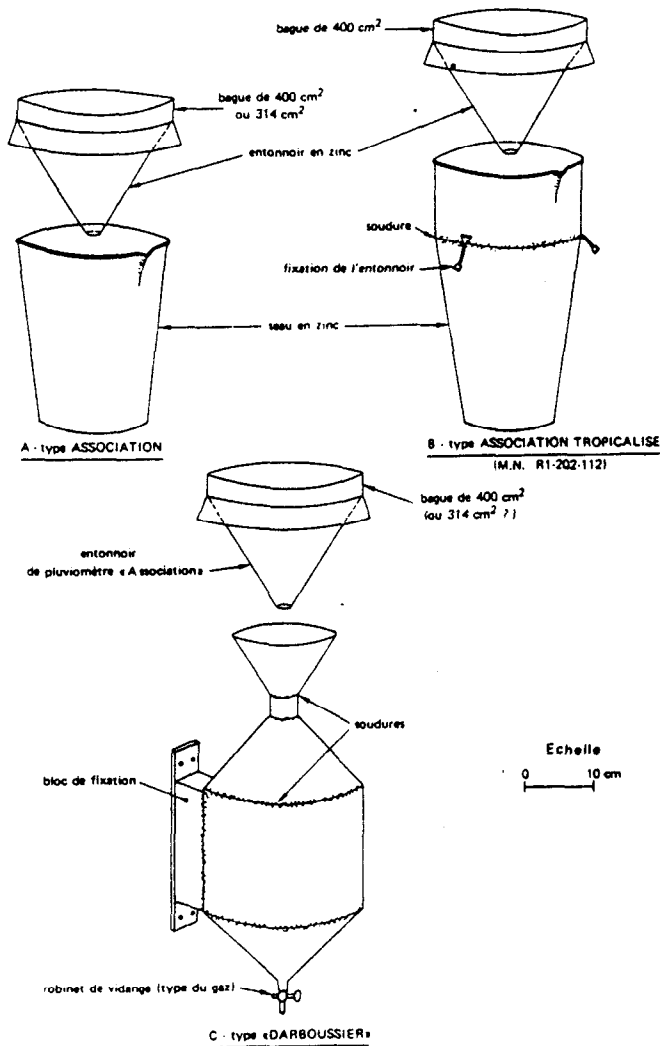
Chronologie relevée sur les compte-rendus
mensuels de la Sous-Région Guadeloupe.

- Septembre 1963 : Envoi à Fort de France de la documentation sur l'ancien hôpital de Saint Claude.
- Août 1964 : Cyclone CLEO -Neufchateau, Duclos, Jardin Botanique sont détruits. Il semble que Camp Jacob l'ait été également.
- Décembre 1964 : Ouverture Station Climatologique à Destrellan (Ecole Agricole). Réouverture la Retraite au 1.1.65 (rattrapage 64 sauf Novembre).
- Janvier 1965 : Ouverture des postes pluvio. Gendarmerie de :
 - Morne de l'eau
 - Pointe Noire
 - Pigeon
 - Capesterre
 - Grand Bourg (Marie Galante)
 - Marigot (Saint Martin)
- Février 1965 : Les postes de Beauport suivants, changent de nom mais pas d'emplacement :
 - Espérance devient Betin*
 - Lemercier devient Beaufond**
- Décembre 1965 : Demande de réouverture de Camp Jacob
 - Référence à un ouvrage de SAMSON (1943) où figurent les moyennes pluvio. de camp Jacob sur 21 ans (cet ouvrage doit se trouver à la bibliothèque de la Météo. - 2 Avenue Rapp PARIS 7ème)
- Mars 1966 : Ouverture à compter du 1er pour le compte de la Météo. (mais certainement ouvert avant pour Poste 1ère catégorie : Ferme May (Saint François))
 - Blanchet - 16°19'5" / 61°24'5" 10 m
 - Marquisat - 16°03'0" / 61°34'0" 40 m
 - Roujol - 16°11'0" / 61°35'0" 10 m
- Avril 1966 : Mise en place d'un pluvio. à compteur à la Soufrière
Côte 1280 16°02'5" / 61°39'5" à compter du 1.4.1966
pour la physique du Globe.

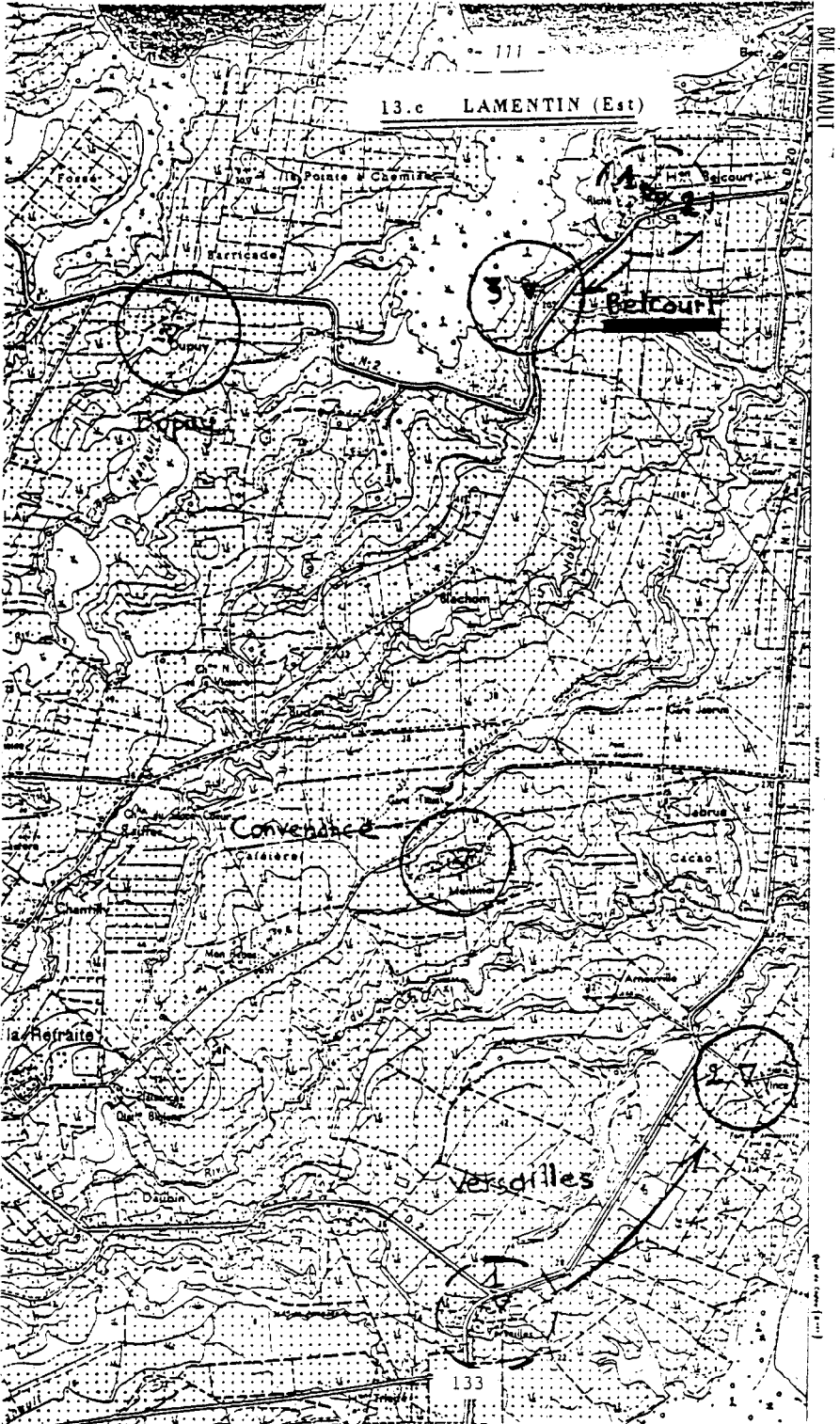
ANNEXE 4

TROIS PLUVIOMETRES NECESSITANT L'UTILISATION D'UNE EPROUVETTE DE MESURE

Fig. 2-3



ANNEXE 7



MON PLAISIR

(Usine Gardel)

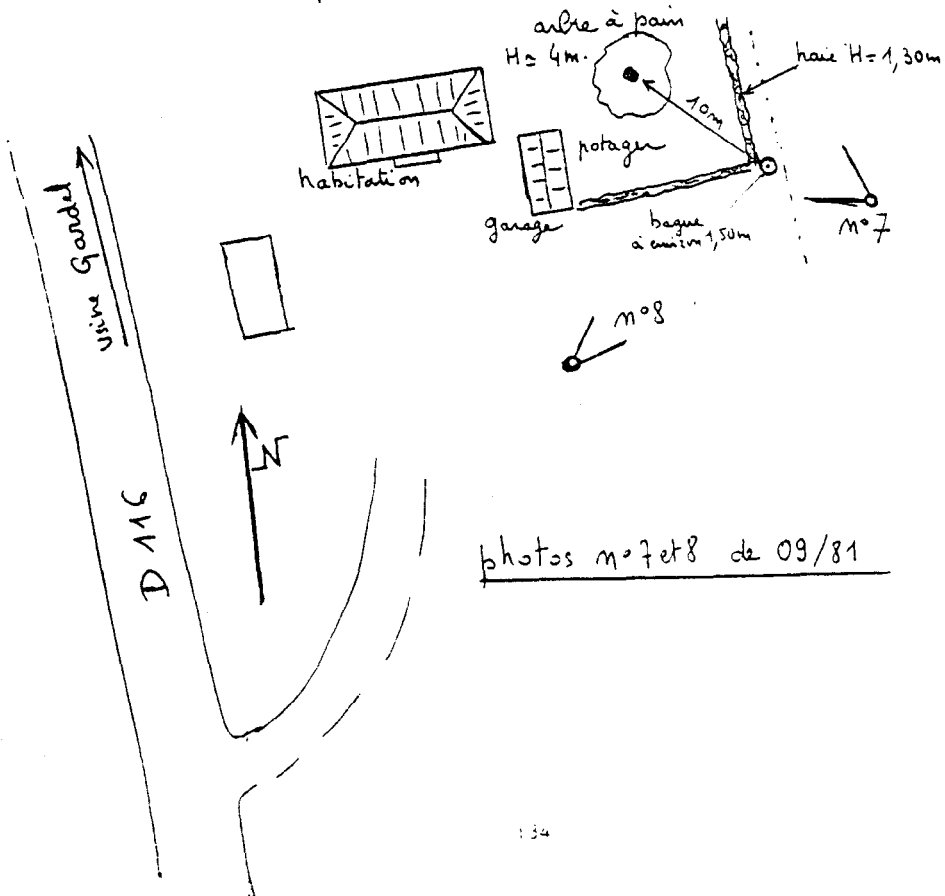
Carte 10

• les 23 et 25. 3. 81 (Y. L'HÔTE)

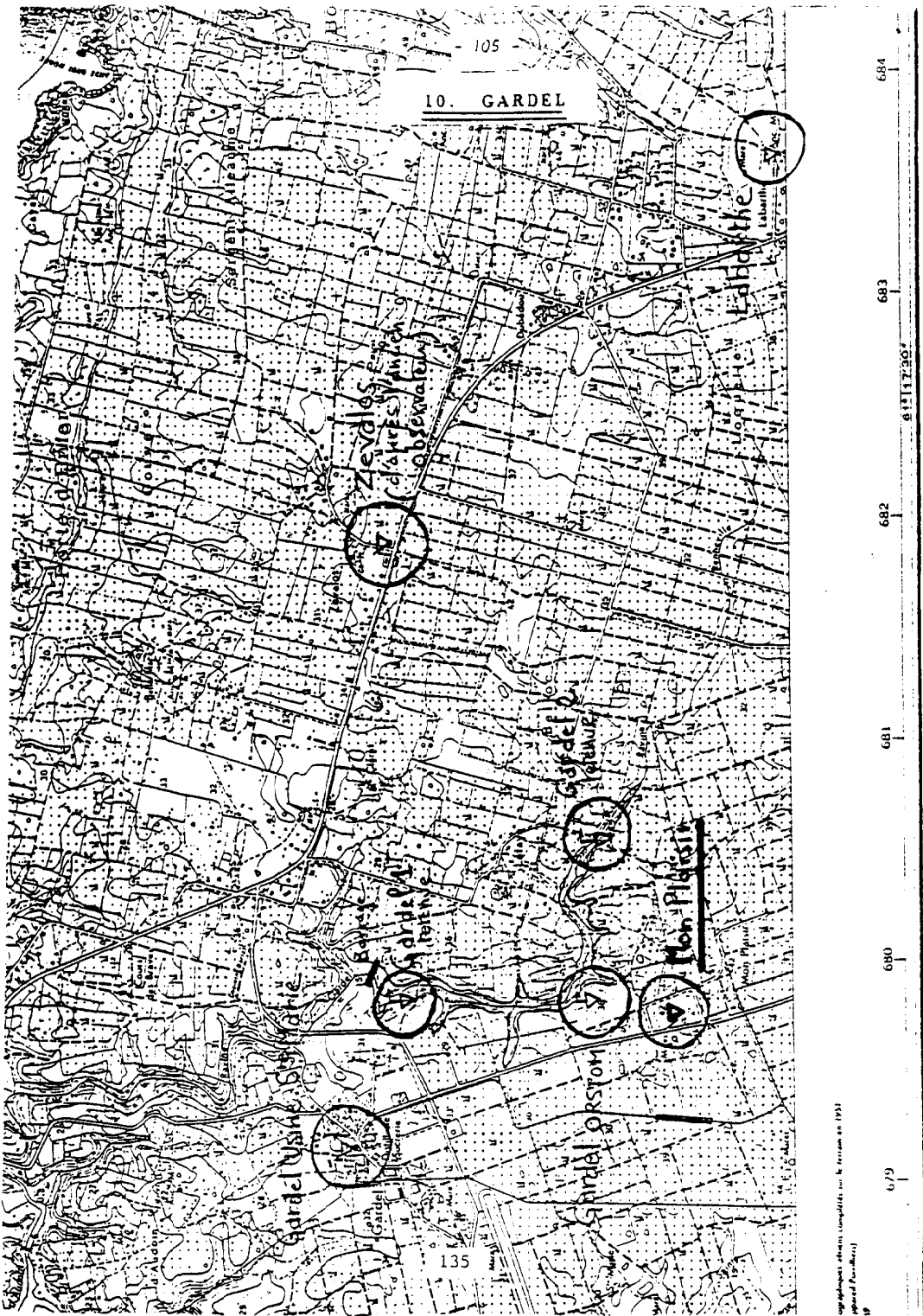
- Pluviomètre ASSOCIATION (NON TROPICALISÉ), 314 cm^2
- L'éprouvette est située dans un petit abri en bois attenant au pluviomètre. Il s'agit d'une MN R3-204

Donc. ERREUR D'ÉProuVETTE

- Volume du seau : 5,6 litres - entonnoir en place mit 178 mm. de pluie pour 314 cm^2
- V_e (le 25.3) la femme de l'observateur M.C. Michel qui travaille à l'usine Gardel et réside à MON PLAISIR



ANNEXE 9



3.3. Usine BEAUPORT.

Monsieur G..... a pris ses fonctions de chef de culture à l'usine BEAUPORT en 1961.

A l'usine, on s'intéresse aux mesures pluviométriques pour estimer le rendement prévisible de la canne à sucre, par comparaison avec les campagnes antérieures dont on connaît d'une part les rendements obtenus et par ailleurs la pluviométrie et sa répartition dans le temps. Ainsi pour cette plante vivace récoltée après 12 mois de végétation (mais on peut attendre jusqu'à 18 mois en conditions défavorables), une campagne idéale serait telle que :

- La pluviométrie mensuelle ne soit pas inférieure à 60 millimètres bien répartis, au cours des mois d'avril et mai (100 mm en juin).

- Le total mensuel ne soit pas inférieur à 150 millimètres à partir de juillet avec une répartition dans le temps de 50 millimètres environ par décades.

Pour faire cette prévision le gestionnaire prend comme indice pluviométrique la moyenne arithmétique des observations aux postes répartis sur le territoire de culture. En mars 1981 les huit postes pris en compte étaient des pluviographes à bague de 400 cm² et durée de révolution hebdomadaire (déroulement 2,3 mm/heure). Il s'agissait des stations de Beaufond, Bétin, Clugny B (Godet), Duval, Girard, Philipsbourg, Sainte Amélie et Sylvain.

Les diagrammes sont relevés chaque semaine par différents "géreurs" et dépouillés au bureau par le secrétaire du Chef de Culture. Le dépouillement est effectué à l'échelle journalière, la journée étant comptée à partir de zéro heure ; un double du cahier obtenu par papier carbonné est adressé à la Météorologie Nationale.

Nous donnons en annexe 6 les dates de pose des appareils enregistreurs d'après le recensement de la première apparition du terme "pluviographe" en surimpression manuelle sur le cahier imprimé de l'usine. Comme on l'a montré dans la monographie (paragraphe 2.3.3. et figure 2.5.) ces changements d'appareillage correspondent avec une nette augmentation du nombre de jours de pluies relevées par an, nombre qui est passé d'une moyenne approximative de 100 jours à 200 jours après pose des appareils. Cette constatation nous a permis de déterminer les dates approximatives de pose des pluviographes à DUVAL et SAINTE-AMELIE, dates qui ne figurent pas sur les cahiers de l'usine.

C Concernant les postes qui n'ont pas été visités, Monsieur G.....
... signale les deux points suivants :

- le poste de BEAUPORT USINE (arrêt en 1958) devait être situé sur le Morne Vaugirard, au domicile du directeur agricole, d'où les coordonnées fournies dans la monographie.

On considère aujourd'hui à l'usine, pour les calculs de pluviométrie moyenne sur le territoire cultivé, que ce poste est remplacé par SYLVAIN.

- A son arrivée en 1961, Monsieur G..... habitait à DUVAL et faisait les mesures avec un pluviomètre ASSOCIATION. Lors du remplacement par un pluviographe, le poste n'a été déplacé que de quelques dizaines de mètres.

ANNEXE 11

ANNEXE-7

Notes prises d'après les souvenirs de M. A. . . . , chef du service agricole à l'usine DARBOUSSIER de 1933 à 1972 (visite du 20.3.1981)
(les dates d'exploitation sont données d'après les relevés aux postes)

-
- ARNOUVILLE (1928-1970)
 - . Poste situé près de la station radio
 - . appareil de type DARBOUSSIER
 - . n'a pas subi de déplacement
 - BELLE ESPERANCE (1928-1971)
 - . Le site a été déboisé, vers 1939-1940, sur ordre de M. A.
 - BEUTIER (1969....)
 - . Etait situé à l'habitation
 - . type ASSOCIATION-TROPICALISE
 - BIRMINGHAM (1928....)
 - . Type DARBOUSSIER
 - BLANCHET (1921....)
 - . Etait situé à l'intérieur de l'usine et a été déplacé lors de l'installation de la grue de décharge de la canne vers 1958-1960
 - . L'emplacement suivant a été choisi près de la maison du gérant.
 - BOYVINTIERE (1921....)
 - . Situé à la maison du gérant.
 - . type DARBOUSSIER
 - CHANTILLY (1928-1966)
 - . L'appareil était situé près du croisement des routes et a dû être déplacé lors des travaux à ce croisement
 - CLUGNY D (1933-1966)
 - . Pluviomètre ASSOCIATION.
 - GERMILLAC (1928-1967)
 - . Type DARBOUSSIER
 - . Monsieur A. a noté de grandes différences avec les données de Blachon
 - LEONIE (1921-1965)
 - . n'a pas été déplacé
 - PASQUEREAU (1929-1950)
 - . Type DARBOUSSIER
 - . n'a pas été déplacé
 - VERSAILLES (1928....)
 - . Type DARBOUSSIER
 - . était situé au croisement des routes et a été déplacé lors des travaux.
 - VOUNCHE (1928-1950)
 - . Type DARBOUSSIER
 - . n'a pas été déplacé.

P090061 BOUNA (Côte d'Ivoire)

F1/F3

ANNEXE 12

P090061

F1

microfiches
de 147 relevés
mensuels
de 1966 à 1977

SUTTEEN
F2

P090061 BOUNA (Côte d'Ivoire)

F2 / F3

P090061

F2

SUTTEEN
F3

P090061 BOUNA (Côte d'Ivoire)

F3 / F3

P090061

F3

FIN
147

ANNEXE 13

HISTORIQUE DES STATIONS PLUVIOMETRIQUES DE COTE D'IVOIRE 66-80

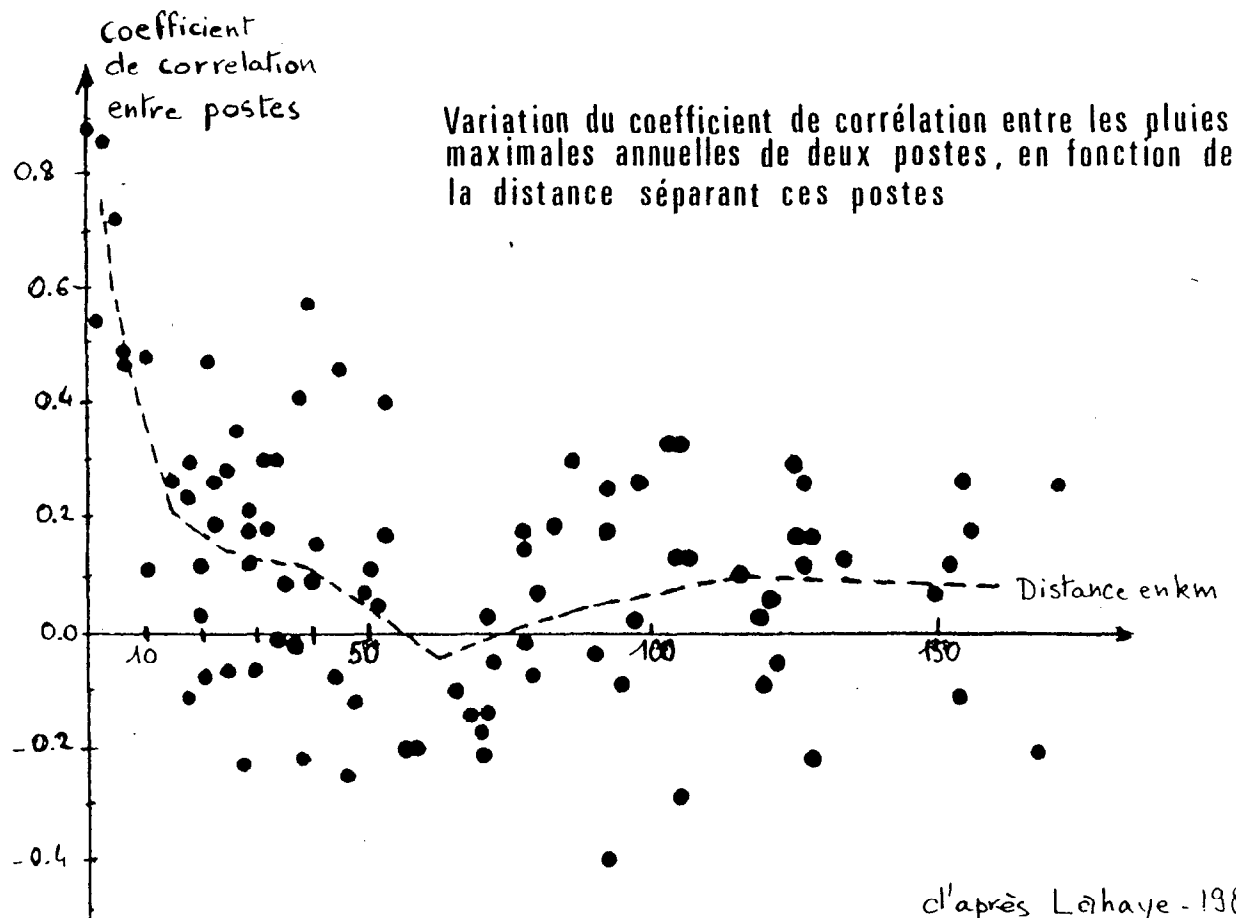
NUMERO STATION	JOUR	MOIS	ANNEE	OBSERVATIONS
1090013300-	99	99	9999	BONNE QUALITE GLOBALE VERS LES ANNEES 69 A 72, DES RATURES DUES A LA RECOPIE OU A L'OBSERVATEUR LAISSENT SUPPOSER QUELQUES DECALAGES: LE REPORT DE LA PLUIE DU MATIN SUR LA PLUIE DE LA VEILLE NE SEMBLE PAS TOUJOURS COMPRIS. LES ANNEES 66 ET 67 SONT VERIFIEES D'APRES RECOPIES.
1090016800	99	99	9999	LES ORIGINAUX SONT EN FAIT DES FORMULAIRES DACTYLOGRAPHIES. DES MESURES AU 1/100 DE MM. LE TOTAL CALCULE CORRESPOND RAREMENT AU TOTAL ECRIT. PAS D'AVIS GLOBAL SUR LA QUALITE. DONNEES TRES INCOMPLETES EN 73, ABSENTES EN 74 ET APRES 77.
1090018100	1	1	1966	OBSERVATEUR N.DA ADJOINT ADMINISTRATIF 2 RELEVES PAR JOUR 18H ET 3H
1090018100	1	4	1969	CHANGEMENT OBSERVATEUR POUR UN MOIS
1090018100	1	4	1970	CHANGEMENT OBSERVATEUR YAPO, AGENT DE BUREAU OBSERVATIONS DOUTEUSES: MULTIPLES DE 10, PAS DE PLUIES < 10 MM, RELEVES ALEATOIRES.
1090018100	1	1	1973	CHANGEMENT OBSERVATEUR N'ZI KADJO ADJOINT ADMINISTRATIF NOMBREUX RELEVES CONSIDERES COMME NON QUOTIDIEN, MULTIPLES, QUELQUES MOIS DOUTEUX
1090018100	1	10	1976	CHANGEMENT D'OBSERVATEUR KOUAKOU AGENT DE BUREAU, QUE DES MULTIPLES DE 3, DES DECALAGES
1090018100	1	11	1979	CHANGEMENT D'OBSERVATEUR ADDIUMAN KONAN ADJOINT ADMINISTRATIF, BONNES OBSERVATIONS
1090019100	99	99	9999	QUALITE DE LA DONNEE
1090019900	99	99	9999	QUALITE DE LA DONNEE

ANNEXE 14

Page No. 3
08/06/86

HISTORIQUE DES STATIONS PLUVIOMETRIQUES DE COTE D'IVOIRE 66-80

NUMERO STATION	JOUR	MOIS	ANNEE	OBSERVATIONS
1090018200	99	99	9999	BONNES OBSERVATIONS.LA COMPARAISON AVEC SOUBRE N'EST PAS CONCLUANTE.
1090018400	99	99	9999	STATION SYNOPTIQUE,BONNES OBSERVATIONS
1090019000	1	1	1966	2 RELEVES PAR JOUR OBSERVATEUR ZOU MARTIN,SECRETAIRE DE CANTON NOMBREUX MULTIPLES DE 8 ET 10,DES PETITES PLUIES NON MESUREES
1090019000	1	11	1972	CHANGEMENT D'OBSERVATEUR DOUKE,CORRESPONDANT P&T LE NOM EST TOUJOURS DOUKE,MAIS CHANGEMENT D'ECRITURE FREQUENTS SUR LES BORDEREAUX.
1090019000	99	99	9999	NOMBREUX MULTIPLES,QUELQUES DECALAGES PROBABLES.
1090435000	11	7	1978	OUVERTURE DE LA STATION,2 RELEVES PAR JOUR OBSERVATEUR SANGARE MOUSSA AGENT D'AGRICULTURE
1090435000	1	3	1979	CHANGEMENT D'OBSERVATEUR YAMEOGO,DIRECTEUR DE E.P.P
1090435000	99	99	9999	BONNES OBSERVATIONS
1090481000	1	4	1976	2 RELEVES PAR JOUR,OBSERVATEUR YOUNAM,ADJOINT ADMINISTRATIF, BONNES OBSERVATIONS
1090481000	1	9	1977	CHANGEMENT D'OBSERVATEUR VAGBE,AGENT SPECIALISE BONNES OBSERVATIONS
1090481000	1	5	1978	CHANGEMENT OBSERVATEUR BILE,ADJOINT ADMINISTRATIF, RELEVES NON QUOTIDIEN
1090481000	1	11	1979	NOVEMBRE ET DECEMBRE SANS NOM D'OBSERVATEUR
1090481000	1	1	1980	CHANGEMENT D'OBSERVATEUR POLLOU ADJOINT ADMINISTRATIF
1090481000	99	99	9999	ASSEZ BONNES OBSERVATIONS



d'après Lohaye - 1980

ANNEXE 16

COMMENTAIRES JOURNALIERS ET MENSUELS DU FICHIER EN L'ETAT DE LA FUTURE CHAÎNE "PLUVIOM"

Commentaires journaliers

- 0 rien à signaler, qu'il y ait précipitation ou non
- 1 trace notée par l'observateur
- 2 rosée notée par l'observateur
- 3 grêle notée par l'observateur
- 4 neige notée par l'observateur
- 5 jour groupé supposé (pluie ou non)
- 6 jour groupé noté par l'observateur (pluie ou non)
- 7 jour douteux supposé (trop fort ou trop faible)
- 8 relevé incomplet noté par l'observateur (le seau a débordé, perte d'eau, etc.)
- 9 relevé manquant

Commentaires mensuels

- TOTAL

- 0 pas d'avis, non vérifié
- 1 complet avec assurance
- 2 considéré comme complet
- 3 total mensuel estimé trop fort
- 4 total mensuel estimé incomplet ou trop faible (relevés manquants sup-
posés)
- 5 incomplet d'après la source

- FREQUENCE

- 0 pas d'avis, non vérifié
- 1 quotidien avec assurance
- 2 considéré comme quotidien
- 3 considéré comme non quotidien
- 4 jours groupés connus d'après la source (com. jour. = 6)
- 5 jours groupés à cheval avec le mois précédent ou suivant (com. jour. =
5 ou 6)
- 6 relevés pentadaires vrais (tous les jours com. = 6)
- 7 relevés décadaires vrais (tous les jours com. = 6)
- 8 total mensuel seul (tous les jours ont un comment. jour. = 6)

- QUALITE

- 0 pas d'avis, non vérifié
- 1 pas de doute sur la qualité
- 2 considéré comme de bonne qualité
- 3 décalages probables sur 1 ou plusieurs jours (non corrigibles)
- 4 léger doute (c'est l'ancien JIRD = 2, douteux mais utilisable)
- 5 très arrondi (au cm ou 1/2 cm) ou zéro avant la virgule, ou multiples
- 6 très douteux, inutilisable tel quel
- 7 faux, inutilisable, correction jugée impossible

ANNEXE 17

MATRICE DES 126 E-ECARTS A Z: PRECIPITATION/MOYENNE VECTEUR PAGE CING

	*	4*	22*	28*	60*	73*	100*	118*	121*	208*	289*	343*			
966	0.07	****	-1.12	****	-1.10	0.17	****	0.18	****	10	-0.56	****	****	****	****
967	-1.07	0.07	-1.13	****	0.10	-1.21	****	-1.03	0.00	0.23	0.03	****	****	****	****
968	0.07	-1.03	-1.06	-1.10	0.08	-1.23	0.29	0.05	-1.09	0.00	0.05	****	****	****	****
969	-1.18	-1.11	0.11	****	****	0.18	-1.06	0.08	0.07	0.03	-1.12	****	****	****	****
970	0.18	-1.19	0.13	-1.08	0.07	-1.06	-1.15	-1.07	0.00	0.12	-1.12	****	****	****	****
971	0.02	-1.32	-1.01	0.11	-1.08	-1.03	-1.25	-1.37	-1.01	0.12	0.08	****	****	****	****
972	-1.19	0.06	0.18	0.07	-1.07	0.02	****	-1.06	-1.12	-1.07	-1.02	****	****	****	****
973	-1.02	-1.13	0.08	0.00	0.26	-1.09	****	0.02	0.05	-1.18	0.06	****	****	****	****
974	-1.08	-1.01	-1.01	-1.25	****	0.02	****	-1.26	0.16	-1.10	0.11	****	****	****	****
975	0.29	-1.04	0.22	0.09	****	-1.28	****	-1.12	-1.01	-1.16	****	****	****	****	****
976	0.10	0.21	-1.17	****	****	****	0.07	-1.12	-1.14	0.04	****	****	****	****	****
977	-1.07	****	-1.06	****	-1.27	****	0.11	0.07	0.00	-1.29	0.05	****	****	****	****
978	0.05	-1.30	-1.14	****	****	-1.07	0.14	-1.01	0.10	-1.01	****	****	****	****	****
979	-1.05	0.11	-1.04	****	0.05	****	-1.12	0.10	0.06	-1.12	****	****	****	****	****

* 4* 22* 28* 60* 73* 100* 118* 121* 208* 289* 343*

OMENTS DES E MT1 -1.205340-01 MT2 0.203070-01 MT3 -1.271350-02 MT4 0.174430-02

$$\sqrt{MT2} = \sigma = 0,14$$

$$2\sqrt{MT2} = 0,28 \quad 5\% \text{ des } 126 \text{ valeurs, soit } 6 \text{ valeurs}$$

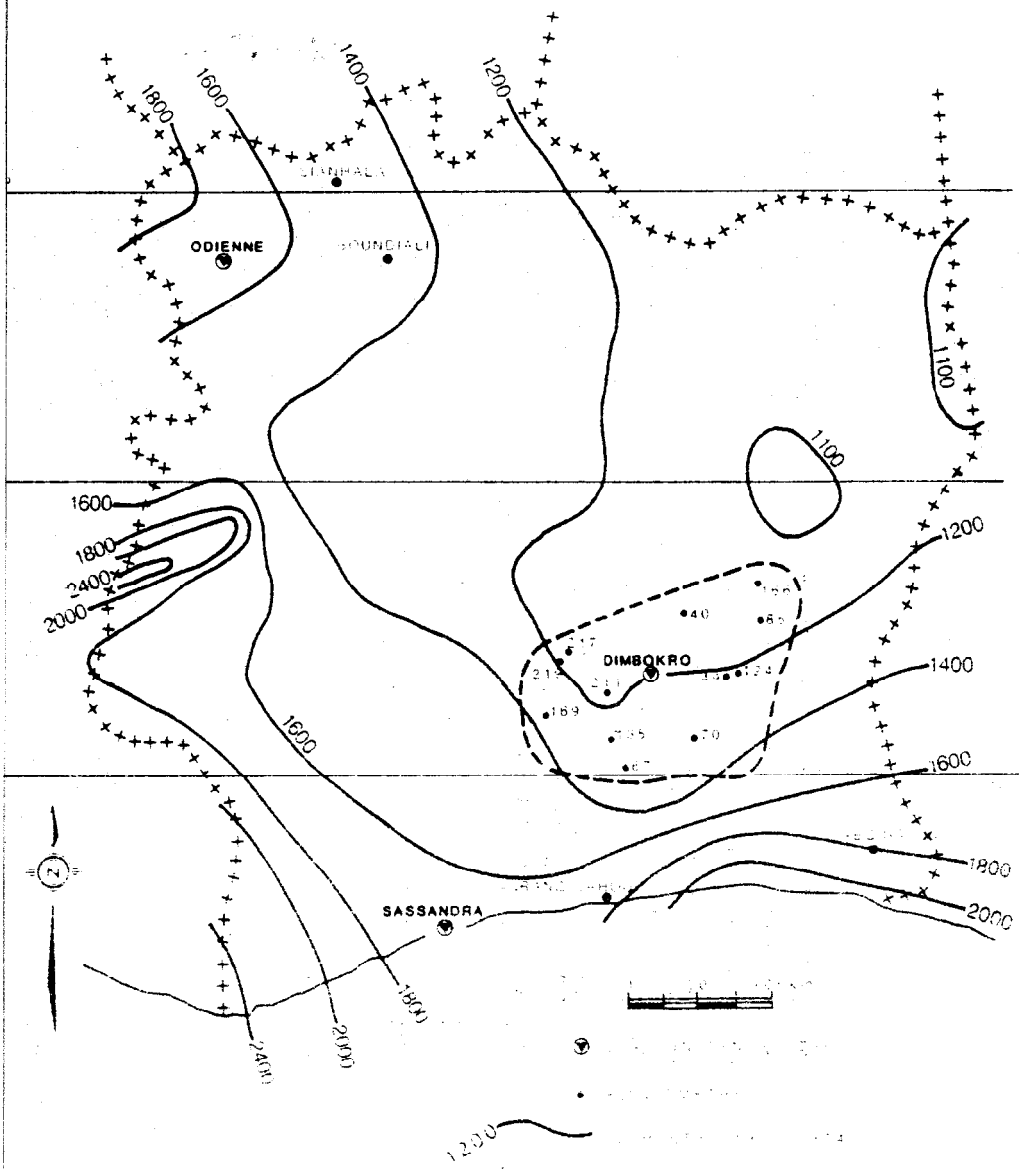
$$2,5\sqrt{MT2} = 0,36 \quad 1\% \quad " \quad " \quad 1 \text{ valeur}$$

Région de Dori (Burkina Faso)

PRECIPITATIONS DE L'ANNEE 1966

	JAN	FEB	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL	
1966	19	14.4	73.1	148.5	136.6	72.3	72.4	96.1	82.7	132.9	2.7	6.3	838.0	trop faible
1967	10	12.7	118.5	266.8	192.2	125.5	196.0	53.9	270.5	111.0	8.0	.0	1353.1	
1968	10	50.5	165.5	159.5	197.7	237.7	201.0	100.9	48.2	150.1	90.4	32.2	1433.7	
1969	9	.0	111.0	150.8	175.4	278.0	186.8	113.7	93.0	112.3	41.6	.0	1262.8	
1970	9	9.7	78.6	264.0	173.2	145.6	164.3	77.8	56.7	106.6	40.3	15.0	1131.8	
1971	0	52.3	127.3	252.6	196.4	117.0	159.9	65.6	115.4	61.0	56.1	36.9	1240.5	← synoptique
1972	0	30.9	129.3	217.2	254.8	237.5	148.6	69.4	72.5	155.1	14.4	11.6	1341.3	
1973	0	57.7	222.0	269.2	186.1	180.3	334.7	104.5	82.6	75.5	41.8	3.3	1559.7	
1974	0	1.8	77.9	161.9	98.0	202.7	43.9	28.0	68.7	79.5	7.3	39.9		
1975	0	40.5	184.7	134.7	217.0	194.1	178.7	87.0	364.8	154.5	41.9	19.8	1617.7	
1976	0	25.4	34.3	258.0	216.8	205.3	131.9	120.0	165.0	76.4	25.2	.9	1289.2	
1977	0	.0	50.3	235.0	126.6	243.9	123.1	50.1	181.1	94.4	56.6	12.4	1173.5	
1978				229.9	108.0	187.7	101.2	42.5	174.4	107.7	65.3	12.3		
	JAN	FEB	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL	

Région de DIMBOKRO (Cote d'Ivoire)



1/01/1986

PRECIPITATIONS MENSUELLES & ANNUELLES PAR ANNEE

ANNEE = 1970-71

NO-ST	NOM DE LA STATION	SEPT	OCTO	NOVE	DECE	JANV	FEVR	MARS	AVRI	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	TOTAL	
30049	AIN BACCOUCHE	0.0	152.3	13.0	123.3	193.5	205.9	189.2	124.0	31.0	5.0	0.0	5.0	1042.2	
30188	AIN ORAHAY	26.6	220.1	25.2	414.1	343.9	305.1	244.0	258.5	51.8	21.8	4.5	6.9	1922.5	
30295	AIN EL KHAAS	0.0	120.9	19.0	368.0	258.3	224.1	238.3	164.7	68.2	6.9	3.2	0.0	1471.6	
30414	AIN SEJAA	2.7	110.9	17.8	297.1	179.5	183.1	189.5	50.0	45.3	3.5	0.0	0.0	1079.4	
30430	AIN SEJJ	8.0	106.5	43.6	419.5	350.7	192.5	155.0	130.0	30.0	0.0	0.0	0.0	1435.8	
30455	AIN S'JUSSI	2.3	80.1	16.7	161.9	271.1	261.2	185.0	157.5	52.9	6.1	0.0	0.0	1194.8	
30849	BERKOUKECI	0.0	149.9	9.5	164.2	137.0	130.2	129.9	49.3	35.6	0.0	0.0	2.4	808.7-trop faible	
32588	DAR FATMA	25.0	127.5	1.0	206.3	261.0	222.0	140.0	157.0	56.0	0.0	0.0	0.0	1195.8	
32424	DAR ECH-CHEFA	0.0	106.0	13.2	288.0	150.5	147.0	160.0	90.0	48.5	4.3	0.0	0.0	1007.5	
33059	HAMMAI BOJTGUJIA SM	11.8	137.0	10.1	310.2	190.0	182.1	141.9	120.2	53.1	8.8	8.2	0.0	1173.4	
33074	KHADARIA	0.0	164.0	0.0	319.0	256.0	226.0	193.0	136.0	31.0	0.0	0.0	0.0	1325.0	
34550	MEJEN SERRAJMI	5.4	120.7	9.3	266.5	209.5	200.4	176.7	123.4	53.3	4.3	0.0	0.0	1179.5	
34551	NUUIDIT	5.0	120.0	20.2	320.6	265.8	232.3	242.0	176.8	57.7	0.0	0.0	0.0	1440.4	
35101	OUED ZEEN	8.5	115.0	78.3	2.0	115.9	213.5	149.0	157.0	56.0	0.0	0.0	0.0	895.7-trop faible	
35266	SOUANIA	2.9	118.7	18.0	265.7	128.0	177.5	182.0	137.7	45.2	0.0	0.0	0.0	1045.7	
37268	TABARKA FORET														
NO-ST	NOM DE LA STATION	SEPT	OCTO	NOVE	DECE	JANV	FEVR	MARS	AVRI	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	TOTAL	

Région de TABARKA (Tunisie)

ANNEXE 20

STATION NUMERO 90064

COTE D'IVOIRE

BOUNDIALI

ANNEE 1972

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	.	.	.	.	.	25.7	25.7	.	.	1
2	.	.	.	.	6.7	9.6	8.2	.	24.5	.	.	.	2
3	.	.	.	.	.	79.3	.	.	65.6	.	.	.	3
4	.	.	.	.	15.7	17.6	.	18.5	.	.	.	.	4
5	.	.	.	.	.	.	.	24.7	14.8	.	.	.	5
6	.	.	.	.	.	8.2	.	.	59.3	22.4	.	.	6
7	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	7
8	.	.	.	.	.	.	.	29.4	.	.	.	.	8
9	.	.	5.5	.	3.0	.	.	24.6	.	.	.	.	9
10	.	.	.	.	.	.	8.2	.	27.5	.	.	.	10
11	.	.	.	.	.	27.5	19.9	.	.	.	.	.	11
12	.	.	.	.	.	33.4	.	51.9	.	.	.	.	12
13	.	.	.	.	.	.	.	.	.	46.1	.	.	13
14	.	.	.	.	.	.	.	28.5	16.4	14.4	.	.	14
15	.	.	.	25.7	.	.	.	.	.	.	.	.	15
16	.	.	.	.	.	42.5	32.8	22.4	.	28.7	.	.	16
17	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	17
18	.	.	.	17.9	24.8	.	.	37.8	.	.	.	.	18
19	.	.	.	.	.	.	8.2	.	23.7	32.4	.	.	19
20	.	.	.	71.1	.	24.6	.	.	.	20.7	.	.	20
21	.	.	.	.	14.5	.	15.4	20.6	21.5	.	.	.	21
22	.	.	.	17.4	.	5.4	.	49.2	.	.	.	.	22
23	.	21.4	14.4	.	.	.	.	51.3	.	.	.	.	23
24	.	.	19.2	.	.	16.4	.	.	21.4	.	.	.	24
25	.	.	.	.	.	14.7	.	.	.	34.8	.	.	25
26	.	.	.	.	45.5	.	114.2	60.4	.	18.7	.	.	26
27	.	.	.	16.4	.	.	.	.	.	.	.	.	27
28	.	.	.	.	.	29.4	.	47.5	.	.	18.5	.	28
29	.	.	.	.	27.4	.	.	.	.	.	.	.	29
30	.	.	.	38.3	15.5	.	.	68.1	.	.	.	.	30
31	.	.	.	.	16.4	.	.	27.5	.	.	.	.	31
TOT	0.0	21.4	39.1	186.8	169.5	308.6	206.9	562.4	300.4	243.9	18.5	0.0	

HAUTEUR ANNUELLE 2057.5 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JINQ	0	0	0	2	2	2	2	2	2	2	0	0	2
N J	0	1	3	6	9	12	7	15	10	9	1	0	73
<=10	0	0	1	0	2	3	3	0	0	0	0	0	9
<=.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 21



STATION NUMERO 90064

COTE D'IVOIRE BOUNDIALI

ANNEE 1973

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	.	.	13.2	22.9	.	49.2	.	.	.	1
2	.	.	.	19.5	.	.	5.2	.	.	45.5	.	.	2
3	.	.	.	.	.	.	.	18.4	.	.	.	.	3
4	.	.	.	.	.	.	.	24.5	.	22.7	.	.	4
5	.	.	.	.	.	.	32.8	.	.	.	.	.	5
6	.	.	.	.	.	16.2	.	42.4	.	14.7	.	.	6
7	.	.	.	.	10.5	.	14.3	.	8.2	.	.	.	7
8	.	.	.	.	16.4	.	.	.	42.8	.	.	.	8
9	.	.	.	.	.	.	.	88.4	24.5	.	.	.	9
10	.	.	.	.	28.6	.	.	.	.	.	.	.	10
11	.	.	.	.	.	.	65.6	.	45.5	.	.	.	11
12	.	.	.	.	.	.	.	24.5	.	.	.	.	12
13	.	.	.	.	.	16.4	.	49.9	21.4	.	.	.	13
14	.	.	.	.	.	.	.	28.5	.	.	.	.	14
15	.	.	.	8.2	.	.	.	.	.	.	.	.	15
16	.	.	.	.	.	19.4	.	79.8	.	.	.	.	16
17	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	17
18	.	.	.	10.7	.	.	.	20.9	17.5	.	.	.	18
19	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	19
20	.	.	.	.	.	.	.	7.5	.	.	.	.	20
21	.	.	.	.	14.5	16.2	.	19.6	34.5	.	.	.	21
22	.	.	.	.	.	.	.	38.0	.	24.5	.	14.5	22
23	.	.	.	24.6	.	.	.	16.4	25.5	.	.	.	23
24	.	.	.	.	.	.	43.0	12.4	70.1	57.4	.	.	24
25	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	25
26	.	.	.	.	.	18.3	3.0	31.6	28.5	.	.	.	26
27	.	.	.	6.5	.	10.3	.	34.7	.	.	.	.	27
28	.	.	.	.	.	.	32.8	14.5	57.4	44.0	.	.	28
29	.	.	.	.	13.2	8.2	47.4	39.5	24.5	.	.	.	29
30	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	30
31	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	31
TOT	0.0	0.0	0.0	69.5	83.2	118.2	267.0	591.5	406.8	251.6	0.0	14.5	

HAUTEUR ANNUELLE 1802.3 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JLNQ	0	0	0	0	0	2	2	2	2	2	0	0	2
N J	0	0	0	5	5	8	9	18	12	7	0	1	65
<=10	0	0	0	2	0	1	2	1	1	0	0	0	7
<=.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 22

A hand-drawn arrow pointing to a circled number 10.

STATION NUMERO 90064

COTE D'IVOIRE BOUNDIALI

ANNEE 1974

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	.	.	38.5	24.5	34.5	.	24.5	.	.	1
2	.	.	.	.	.	.	.	42.2	90.2	.	.	.	2
3	.	.	.	.	.	.	.	18.5	.	71.0	.	.	3
4	.	.	15.7	.	.	36.3	.	21.5	.	.	.	.	4
5	.	.	.	.	.	.	45.7	77.6	24.5	.	.	.	5
6	.	.	.	.	.	25.5	32.5	.	.	.	.	.	6
7	.	.	.	.	.	14.2	.	.	25.2	.	.	.	7
8	.	.	.	.	.	.	25.4	.	24.5	.	.	.	8
9	.	.	.	.	.	37.3	.	.	.	30.7	.	.	9
10	.	.	.	21.5	.	.	.	12.4	.	.	.	.	10
11	.	.	.	.	.	19.9	.	.	.	.	.	.	11
12	.	.	.	25.4	.	.	77.8	.	.	.	.	.	12
13	.	.	.	.	.	.	.	14.7	.	.	.	.	13
14	.	.	.	.	25.5	.	.	.	42.4	.	.	.	14
15	.	.	.	.	.	.	23.5	28.1	32.5	8.2	.	.	15
16	.	.	25.2	.	.	.	28.5	32.8	42.3	.	.	.	16
17	.	.	.	.	.	41.0	.	69.0	25.4	.	.	.	17
18	.	.	.	.	25.4	.	45.4	53.9	17.5	.	.	.	18
19	.	.	.	.	.	.	25.5	.	.	.	.	.	19
20	.	.	.	.	.	.	.	17.5	.	.	.	.	20
21	.	.	.	.	.	.	.	15.5	21.5	.	.	.	21
22	.	.	.	.	.	.	37.5	143.6	.	40.2	.	.	22
23	.	.	.	.	.	16.4	24.5	.	.	12.4	.	.	23
24	.	.	.	74.6	.	.	43.9	22.5	.	.	.	.	24
25	.	.	.	.	.	.	53.4	19.4	37.4	.	.	.	25
26	.	.	24.5	.	.	16.4	.	.	.	.	.	.	26
27	.	.	.	.	.	.	25.4	14.5	.	.	.	.	27
28	.	.	.	.	.	.	25.8	.	.	.	.	.	28
29	.	.	.	.	.	.	.	.	21.4	.	.	.	29
30	.	.	.	.	15.4	.	.	41.0	.	.	.	.	30
31	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	31
TOT	0.0	0.0	65.4	121.5	66.3	245.5	539.3	679.2	404.8	187.0	0.0	0.0	

HAUTEUR ANNUELLE 2309.0 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JINQ	0	0	2	2	2	2	2	2	2	2	0	0	2
N J	0	0	3	3	3	9	15	18	12	6	0	0	69
<=10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
<=15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 23

C

STATION NUMERO 90160

COTE D'IVOIRE ODIENNE

ANNEE 1972

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	15.2	7.7	1.0	.	11.0	30.4	5.1	.	.	1
2	.	.	.	.	2.8	7.4	4.5	.	1.6	.	.	.	2
3	.	.	.	48.3	.	34.6	.	.	1.8	.	.	.	3
4	.	.	.	.	41.9	4.0	.	9.6	4.6	8.5	.	.	4
5	.	.	.	.	0.1	2.8	.	7.4	.	.	.	.	5
6	.	.	.	.	.	13.8	.	.	5.1	49.8	.	.	6
7	.	.	.	.	.	13.9	.	.	0.3	5.3	.	.	7
8	.	.	.	.	.	.	33.7	.	21.6	.	.	.	8
9	.	.	0.4	.	0.4	.	10.3	1.2	.	1.3	.	.	9
10	.	.	.	3.1	3.8	.	.	0.5	2.9	4.7	.	.	10
11	.	.	.	.	15.6	20.4	39.7	4.0	0.2	.	.	.	11
12	.	.	.	.	.	5.2	.	54.6	.	.	.	.	12
13	.	.	.	.	.	.	.	41.7	.	32.7	.	.	13
14	.	.	.	5.0	1.6	.	0.5	33.6	24.2	8.9	.	.	14
15	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	15
16	.	.	.	14.6	38.5	34.5	.	4.0	27.0	30.5	.	.	16
17	.	.	.	.	.	.	1.6	.	24.3	.	.	.	17
18	.	.	.	0.6	.	.	50.9	10.6	22.8	.	.	.	18
19	.	.	.	.	39.0	.	.	3.1	13.3	8.9	.	.	19
20	.	.	.	21.6	.	27.9	.	19.7	.	10.5	.	.	20
21	.	.	.	.	.	0.7	29.2	.	.	.	.	.	21
22	.	.	.	.	3.4	33.7	.	11.3	.	.	.	.	22
23	.	28.8	0.2	12.0	.	.	44.5	18.4	.	.	.	.	23
24	.	2.8	.	.	6.7	12.4	2.4	30.8	.	5.7	.	.	24
25	.	.	.	14.5	6.5	.	9.6	.	7.8	10.7	.	.	25
26	.	.	.	1.7	23.0	.	.	29.7	.	15.8	.	.	26
27	.	.	10.2	37.1	12.4	.	4.6	6.8	.	0.3	31.6	.	27
28	.	.	.	.	20.2	1.1	24.9	.	2.0	.	0.6	.	28
29	.	.	.	.	.	.	8.7	.	13.4	.	.	.	29
30	.	.	.	.	1.1	.	.	2.3	0.9	.	.	.	30
31	.	.	4.4	.	17.3	.	27.3	5.7	.	.	.	.	31
TOT	0.0	31.6	15.2	173.7	242.0	213.4	292.4	306.0	204.2	198.7	32.2	0.0	

HAUTEUR ANNUELLE 1709.4 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JLNQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
N J	0	2	4	11	18	15	15	20	18	15	2	0	120
<= 10	0	1	3	4	10	7	7	10	10	9	1	0	62
<= 5	0	0	2	0	2	0	1	1	2	1	0	0	9
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 24



STATION NUMERO 90160

COTE D'IVOIRE ODIENNE

ANNEE 1973

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	.	.	2.3	0.3	27.6	0.2	.	.	.	1
2	.	.	.	.	.	2.0	22.5	14.7	28.4	.	5.0	.	2
3	.	.	.	.	.	.	33.9	.	25.8	.	.	.	3
4	.	.	.	.	.	.	.	107.8	.	3.7	.	.	4
5	.	.	.	.	1.5	8.0	37.5	15.0	13.4	5.6	.	.	5
6	.	.	.	.	29.7	.	1.1	20.7	0.8	4.1	.	.	6
7	.	.	.	.	.	.	.	.	1.0	.	3.6	.	7
8	.	.	.	.	1.2	.	.	.	.	.	.	.	8
9	.	.	.	.	.	4.1	3.4	6.9	1.1	14.6	.	.	9
10	.	.	.	3.6	48.6	.	.	.	0.8	4.8	.	.	10
11	.	.	.	.	.	17.4	.	.	12.3	.	3.3	.	11
12	.	.	.	.	.	.	.	4.2	0.6	.	.	.	12
13	.	.	.	5.9	.	9.4	8.8	4.2	.	3.4	.	.	13
14	.	.	.	.	.	1.0	.	.	2.4	.	.	.	14
15	.	42.0	.	5.9	.	.	.	1.4	5.2	.	.	.	15
16	.	.	3.6	.	2.9	2.4	.	17.8	2.6	.	.	.	16
17	.	.	.	24.3	6.5	.	.	50.8	.	.	.	.	17
18	.	.	.	.	.	.	.	1.4	.	.	.	.	18
19	.	.	.	.	.	.	.	.	30.5	.	.	.	19
20	.	.	.	0.4	1.2	.	1.7	4.6	.	0.5	.	.	20
21	.	.	.	.	.	.	.	21.1	8.5	6.5	.	.	21
22	.	.	.	.	.	.	9.7	3.5	.	12.6	.	.	22
23	.	.	.	14.6	.	.	15.5	20.1	5.0	1.0	.	.	23
24	.	.	4.8	.	.	.	96.1	14.0	11.2	34.5	.	.	24
25	.	.	.	.	.	.	3.5	6.1	.	26.2	.	.	25
26	.	.	4.4	.	.	2.5	.	7.4	.	.	.	1.7	26
27	.	.	.	.	.	47.1	.	9.6	.	1.8	.	.	27
28	.	.	.	.	.	.	74.0	0.2	2.8	19.7	.	.	28
29	.	.	.	.	1.4	.	.	.	18.8	5.7	.	.	29
30	.	.	7.3	.	.	3.4	.	5.8	.	.	.	.	30
31	.	.	.	.	17.1	.	.	27.9	.	.	.	.	31
TOT	0.0	42.0	20.1	54.7	110.1	99.6	308.0	392.8	171.4	144.7	11.9	1.7	

HAUTEUR ANNUELLE 1357.0 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JLNQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
N J	0	1	4	6	9	11	13	23	19	15	3	1	105
<= 10	0	0	4	4	6	9	7	12	12	10	3	1	68
<= 5	0	0	0	1	0	0	1	1	1	1	0	0	5
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 25

STATION NUMERO 90160

COTE D'IVOIRE ODienne

ANNEE 1974

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	.	.	.	.	25.1	.	0.7	.	.	1
2	.	.	.	4.6	.	.	.	.	1.0	10.6	.	.	2
3	.	.	.	.	.	6.2	.	3.6	25.0	32.0	.	.	3
4	.	.	.	.	.	.	27.9	7.6	.	.	.	.	4
5	.	.	.	.	.	.	8.1	10.2	7.0	7.6	.	.	5
6	.	.	.	.	.	.	.	.	.	14.9	.	.	6
7	.	.	.	2.8	.	7.7	.	.	.	.	.	.	7
8	.	.	.	0.1	.	.	66.3	.	.	5.3	.	.	8
9	.	.	4.1	.	.	3.7	.	.	8.8	.	.	.	9
10	.	.	.	1.0	.	.	.	.	.	6.1	.	.	10
11	.	.	2.6	.	6.2	17.8	1.4	11.7	3.0	.	.	.	11
12	.	.	.	12.5	1.6	.	3.5	.	.	.	6.7	.	12
13	.	.	.	.	.	5.1	12.8	1.1	10.9	4.7	.	.	13
14	.	.	23.4	13.4	.	.	1.4	1.1	61.4	.	.	.	14
15	.	.	9.8	.	.	4.1	5.7	.	.	4.5	.	.	15
16	.	.	33.2	.	.	.	23.0	1.5	1.6	.	.	.	16
17	.	.	3.1	.	8.6	16.4	2.0	.	15.5	.	.	.	17
18	.	.	.	.	4.8	.	20.3	30.0	4.2	.	.	.	18
19	.	.	.	.	.	.	33.3	7.1	.	.	.	.	19
20	.	.	.	1.1	.	.	.	6.6	.	.	.	.	20
21	.	.	.	.	.	2.1	.	32.9	.	.	.	.	21
22	.	.	.	6.8	35.2	.	5.0	4.6	14.1	26.1	.	.	22
23	.	.	.	.	.	.	.	17.6	.	.	.	.	23
24	.	.	.	9.5	.	.	0.6	1.1	.	.	.	.	24
25	.	.	.	.	.	.	29.4	22.6	7.3	9.5	.	.	25
26	.	.	.	.	3.8	9.7	.	4.5	.	.	.	.	26
27	.	.	.	.	3.7	.	4.9	.	10.2	.	.	.	27
28	.	.	.	.	.	.	31.4	2.6	6.1	.	.	.	28
29	.	.	.	.	.	.	4.0	66.3	8.5	.	.	.	29
30	.	.	.	23.9	7.5	.	4.4	45.7	.	.	.	.	30
31	.	.	.	=	1.7	=	10.3	22.5	=	24.7	=	.	31
101	0.0	0.0	16.2	15.7	73.1	72.8	295.7	326.0	184.6	146.7	6.7	0.0	

HAUTEUR ANNUELLE 1257.5 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JLNQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
N J	0	0	6	10	9	9	20	21	15	12	1	0	103
<=10	0	0	4	7	8	7	11	11	9	7	1	0	65
<=5	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
101	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 26

63
0
0

NOMBRE TOTAL DE JOURS DE PLUIE ET RAPPORTS inf 10./TOTAL

ANNEE	SASSANDRA (synoptique)		GRAND LAHOU (poste pluviométrique)		
	NBJ. TOTAL	RAPPORT inf 10./TOTAL en %	NBJ. TOTAL	RAPPORT inf 10./TOTAL en %	OBSERVATIONS
1966	112	66	25	4	
1967	90	66	40	22	. Changement d'observateur en novembre
1968	131	67	72	43	(manque avril)
1969	106	59	65	29	
1970	124	67	62	27	. Changement d'observateur en septembre
1971	98	61	62	32	. Plusieurs écritures différentes
1972	114	68	44	18	(manque février)
1973	105	64	42	9	. Changement d'observateur en septembre
1974	85	45	68	43	(manque décembre)
1975	98	65	100	53	. Changement d'observateur en décembre . 2 changements d'observateurs en janvier et avril
1976	91	58	93	47	. Au 01.12.75 observateur M. N'DRI
1977	90	58	102	68	. Observateur M. N'DRI
1978	114	70	115	60	. Observateur M. N'DRI
1979	111	64	97	54	. Observateur M. N'DRI
1980	114	64	92	66	. Observateur M. N'DRI

ANNEXE 27

ANA - MÉTÉOROLOGIE

ANNEXE 28

E. M.

OBlique *Siambala*

LOCALITE *Siambala*

MOIS DE *Avril*

19*52*

HAUTEUR D'EAU MESURÉE				HAUTEUR TOTALE (2) + (4)	PHÉNOMÈNES OBSERVÉS Heure de début, de la fin, direction d'où ils viennent, intensité, dégâts causés etc.
la (1)	à 18 heures (2)	la (3)	à 08 heures (4)		
1		2			
2		3			
3		4			
4		5			
5		6			
6		7			
7		8			
8	11,0	9	11,0	11,0	jour avant 17h.
9		10	11,0		
10	11,0	11	11,0	14,3	nuit avant 23h. avant 10h.
11		12			
12		13			
13		14			
14		15			
15	4,9	16	4,9	4,9	jour avant 15h.
16		17			
17	4,9	18	49,8	49,8	nuit avant 17h. nuit 17/18
18		19			
19		20			
20		21			
21		22			
22	7,3	23	7,3	7,3	jour avant 17h.
23	7,3	24	5,7	5,7	soir avant 22h.
24		25			
25		26			
26	2,5	27	2,5	2,5	jour avant 16h.
27		28			
28	2,5	29	2,2	2,2	soir avant 17h. nuit 18/19
29		30			
30		31			
31		1			
TOT.	25,7 72,6 mm		75,0 28,5 mm	100,7 mm	

NOM de l'Observateur : *Ignace Kane* Qualité ou Profession : *T. eilleur à Siambala*

RÉCAPITULATION

Hauteur Totale du Mois	Maximum quotidien	Date du Maximum	NOMBRE DE JOURS			
			de pluie ●	avec orage ☉	avec brouillard ☁	av. grêle ▲
100,7	49,8	14	8	0	0	0

CUMUL

du 1er janvier au dernier jour du mois	
Hauteur d'eau	Nombre de jours de pluie
mm	

STATION 90010

COTE D'IVOIRE ABOISSO

ANNEE 1963

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	
1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	20.0	.	-	1
2	.	.	.	.	.	.	20.0	.	4.0	30.5	.	-	2
3	.	.	27.0	.	.	.	.	.	.	.	.	-	3
4	.	.	25.5	25.0	.	.	.	16.0	.	.	.	-	4
5	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-	5
6	.	.	.	9.5	.	.	15.5	.	.	.	.	-	6
7	.	.	.	.	.	.	.	11.5	40.0	.	.	-	7
8	.	.	.	40.0	.	20.0	20.0	23.0	16.5	2.5	.	-	8
9	.	.	2.5	.	.	40.0	5.5	.	.	.	.	-	9
10	.	.	.	.	20.0	.	.	.	.	.	.	-	10
11	93.0	.	.	.	.	45.0	4.5	.	.	.	.	-	11
12	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-	12
13	.	.	.	.	40.0	.	.	.	.	.	.	-	13
14	.	.	.	.	8.5	.	20.5	2.0	.	.	30.5	-	14
15	.	.	.	.	2.5	.	4.5	.	.	.	.	-	15
16	.	.	.	.	.	.	.	.	31.5	.	.	-	16
17	.	.	45.5	.	20.0	35.0	.	.	.	.	20.5	-	17
18	.	.	14.5	25.5	30.0	.	.	.	.	.	.	-	18
19	.	11.0	.	.	.	20.0	5.9	.	.	.	.	-	19
20	.	1.5	9.5	.	.	.	15.0	.	.	25.0	.	-	20
21	.	1.5	.	.	40.0	.	.	.	.	.	.5	-	21
22	.	.	20.0	.	.	.	.	.	.	.	.	-	22
23	.	.	.	.	10.0	40.0	.	.	.	7.0	.	-	23
24	26.5	.	25.5	.	.	.	.	39.0	.	.	32.3	-	24
25	.	.	.	.	15.0	35.0	.	.	.	.	5.0	-	25
26	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-	26
27	.	.	.	.	.	.	54.5	12.5	20.5	.	.	-	27
28	.	.	.	.	.	.	.	.	45.0	.	.	-	28
29	.	.	.	50.0	3.0	.	.	11.0	.	.	.	-	29
30	.	.	.	.	.	.	26.5	.	.	4.0	.	-	30
31	.	.	.	.	.	.	.	.	.	30.0	.	-	31
TOT	119.5	14.0	170.0	150.0	189.0	235.0	192.4	115.0	157.5	119.0	88.8	*****	

ANNEE INCOMPLETE 1963

TOTAL PARTIEL 1550.2

ANNEXE 29

STATION NUMERO 90109

COTE D'IVOIRE GRAND LAHOU

ANNEE 1970

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	20.0	.	.	28.0	.	.	.	.	.	1
2	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	2
3	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	13.0	3
4	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	4
5	.	.	.	12.6	.	.	36.0	.	.	.	10.0	.	5
6	.	.	.	.	10.0	14.0	.	.	10.0	.	.	.	6
7	.	.	.	.	18.0	40.0	.	.	.	12.8	.	8.0	7
8	.	.	.	.	.	11.2	.	.	.	.	.	.	8
9	.	23.0	.	.	.	20.0	.	.	.	.	.	.	9
10	.	.	.	12.5	.	10.0	.	.	.	.	21.9	.	10
11	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	11
12	13.0	.	.	.	6.4	6.2	.	.	.	.	20.0	.	12
13	.	.	.	10.5	.	.	.	.	.	.	.	.	13
14	.	.	.	.	.	11.1	.	.	.	.	17.0	.	14
15	.	.	.	20.7	.	.	.	.	.	.	.	5.0	15
16	.	.	.	.	4.0	.	.	.	.	.	14.0	.	16
17	.	8.0	.	.	10.0	.	.	.	.	.	.	.	17
18	.	.	.	.	45.0	.	.	.	.	.	12.0	.	18
19	.	.	.	10.7	60.0	.	.	.	.	40.0	.	.	19
20	.	.	.	.	65.0	.	.	.	.	.	.	.	20
21	.	.	.	.	12.0	.	.	.	.	.	.	.	21
22	.	.	.	10.3	.	.	.	.	.	.	.	.	22
23	.	.	10.0	38.2	.	.	.	.	.	.	.	.	23
24	.	.	17.0	20.2	.	.	.	.	15.0	.	.	.	24
25	.	.	.	.	10.0	86.0	.	.	.	.	.	.	25
26	.	.	.	.	16.0	.	.	.	.	.	17.0	.	26
27	.	.	.	.	37.0	70.0	.	.	.	.	.	.	27
28	12.0	31.0	.	.	47.6	7.0	.	.	.	11.4	.	.	28
29	.	.	.	.	40.0	10.0	.	.	.	.	.	.	29
30	.	.	.	.	.	37.0	.	.	.	30.0	3.0	.	30
31	1.5	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	31
TOT	32.5	62.0	27.0	155.7	381.0	322.5	64.0	0.0	25.0	94.2	114.9	26.0	

HAUTEUR ANNUELLE 1304.8 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
JIRD	2	2	2	0	2	2	0	0	2	2	2	0	2
JLNQ	0	0	0	2	2	2	0	0	0	2	2	0	2
N J	3	3	2	9	14	12	2	0	2	4	8	3	62
<=10	1	1	1	0	5	4	0	0	1	0	2	2	17
<=15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 30

27

STATION NUMERO 90064

COTE D'IVOIRE BOUNDIALI

ANNEE 1972

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	.	.	.	.	.	25.7	25.7	.	.	1
2	.	.	.	.	6.7	9.6	8.2	.	24.5	.	.	.	2
3	.	.	.	.	.	79.3	.	.	65.6	.	.	.	3
4	.	.	.	.	15.7	17.6	.	18.5	.	.	.	.	4
5	.	.	.	.	.	.	.	24.7	14.8	.	.	.	5
6	.	.	.	.	.	8.2	.	.	59.3	22.4	.	.	6
7	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	7
8	.	.	.	.	.	.	.	29.4	.	.	.	.	8
9	.	.	5.5	.	3.0	.	.	24.6	.	.	.	.	9
10	.	.	.	.	.	.	8.2	.	27.5	.	.	.	10
11	.	.	.	.	.	27.5	19.9	.	.	.	.	.	11
12	.	.	.	.	.	33.4	.	51.9	.	.	.	.	12
13	.	.	.	.	.	.	.	.	.	46.1	dont 16.0	.	13
14	.	.	.	.	.	.	.	28.5	16.4	14.4	.	.	14
15	.	.	.	25.7	.	.	.	.	.	.	.	.	15
16	.	.	.	.	.	42.5	32.8	22.4	.	28.7	.	.	16
17	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	17
18	.	.	.	17.9	24.8	.	.	37.8	.	.	.	.	18
19	.	.	.	.	.	.	8.2	.	23.7	32.4	.	.	19
20	.	.	.	71.1	.	24.6	.	.	.	20.7	.	.	20
21	.	.	.	.	14.5	.	15.4	20.6	21.5	.	.	.	21
22	.	.	.	17.4	.	5.4	.	49.2	.	.	.	.	22
23	.	21.4	14.4	.	.	.	.	51.3	dont 5.2	.	.	.	23
24	.	.	19.2	.	.	16.4	.	.	21.4	.	.	.	24
25	.	.	.	.	.	14.7	.	.	.	34.8	.	.	25
26	.	.	.	.	45.5	.	114.2	60.4	dont 32.2	18.7	.	.	26
27	.	.	.	16.4	.	.	.	.	.	.	.	.	27
28	.	.	.	.	.	29.4	.	47.5	.	.	18.5	.	28
29	.	.	.	.	27.4	.	.	.	.	.	.	.	29
30	.	.	.	38.3	15.5	.	.	68.1	.	.	.	.	30
31	.	.	.	.	16.4	.	.	27.5	.	.	.	.	31
TOI	0.0	21.4	39.1	186.8	169.5	308.6	206.9	562.4	300.4	243.9	18.5	0.0	

HAUTEUR ANNUELLE 2057.5 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JLNQ	0	0	0	2	2	2	2	2	2	2	0	0	2
N J	0	1	3	6	9	12	7	15	10	9	1	0	73
<=10	0	0	1	0	2	3	3	0	0	0	0	0	9
<=5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 31

12

STATION NUMERO 90064

COTE D'IVOIRE BOUNDIALI

ANNEE 1973

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
1	.	.	.	.	.	13.2	22.9 <i>dant 8.</i>	.	49.2	.	.	.	1
2	.	.	.	19.5	.	.	5.2	.	.	45.5	.	.	2
3	.	.	.	.	.	.	.	18.4	.	.	.	.	3
4	.	.	.	.	.	.	32.8	24.5	.	22.7	.	.	4
5	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	5
6	.	.	.	.	.	16.2	.	42.4	.	14.7	.	.	6
7	.	.	.	.	10.5	.	14.3	8.2	.	.	.	.	7
8	.	.	.	.	16.4	.	.	.	42.8	.	.	.	8
9	.	.	.	.	.	.	.	88.4	24.5	.	.	.	9
10	.	.	.	.	28.6	.	.	.	.	.	.	.	10
11	.	.	.	.	.	.	65.6	.	45.5	.	.	.	11
12	.	.	.	.	.	.	.	24.5	.	.	.	.	12
13	.	.	.	.	.	16.4	.	49.9	21.4	.	.	.	13
14	.	.	.	.	.	.	.	28.5	<i>dant 32.0</i>	.	.	.	14
15	.	.	.	8.2	.	.	.	.	.	.	.	.	15
16	.	.	.	.	.	19.4	.	79.8	.	.	.	.	16
17	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	17
18	.	.	.	10.7	.	.	.	20.9	17.5	.	.	.	18
19	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	19
20	.	.	.	.	.	.	.	7.5	.	.	.	.	20
21	.	.	.	.	14.5	16.2	.	19.6	34.5	.	.	.	21
22	.	.	.	.	.	.	.	38.0	.	24.5	.	14.5	22
23	.	.	.	24.6	.	.	.	16.4	25.5	.	.	.	23
24	.	.	.	.	.	.	43.0	12.4	70.1	57.4	.	.	24
25	.	.	.	.	.	.	.	.	<i>dant 24</i>	.	.	.	25
26	.	.	.	.	.	18.3	3.0	31.6	28.5	.	.	.	26
27	.	.	.	6.5	.	10.3	.	34.7	.	.	.	.	27
28	.	.	.	.	.	.	32.8	14.5	57.4	44.0	.	.	28
29	.	.	.	.	13.2	8.2	47.4	39.5	24.5	.	.	.	29
30	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	30
31	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	31
TOT	0.0	0.0	0.0	69.5	83.2	118.2	267.0	591.5	406.8	251.6	0.0	14.5	

HAUTEUR ANNUELLE 1802.3 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP
ICMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
JTRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
JLNQ	0	0	0	0	2	2	2	2	2	2	0	0	2
N J	0	0	0	5	5	8	9	18	12	7	0	1	65
<= 10	0	0	0	2	0	1	2	1	1	0	0	0	7
<= .5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ANNEXE 32

10
0
0

STATION NUMERO	90064					COTE D'IVOIRE					BOUNDIALI					ANNEE 1974					
	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP								
1	.	.	.	.	.	38.5	<u>24.5</u>	34.5	.	<u>24.5</u>	.	.	1								
2	.	.	.	.	.	.	42.2	90.2	.	71.0	.	.	2								
3	.	.	.	.	.	.	18.5	.	.	.	.	.	3								
4	.	.	15.7	.	.	36.3	.	21.5	.	.	.	.	4								
5	.	.	.	.	.	.	45.7	77.6	<u>24.5</u>	.	.	.	5								
6	.	.	.	.	.	<u>25.5</u>	32.5	.	.	.	.	.	6								
7	.	.	.	.	.	14.2	.	.	<u>25.2</u>	.	.	.	7								
8	.	.	.	.	.	.	<u>25.4</u>	.	<u>24.5</u>	.	.	.	8								
9	.	.	.	.	.	37.3	.	.	.	30.7	.	.	9								
10	.	.	.	21.5	.	.	.	12.4	.	.	.	.	10								
11	.	.	.	.	.	19.9	.	.	.	.	.	.	11								
12	.	.	.	<u>25.4</u>	.	.	77.8	.	.	.	.	.	12								
13	.	.	.	.	<u>25.5</u>	.	.	14.7	.	.	.	.	13								
14	.	.	.	.	.	.	.	.	42.4	.	.	.	14								
15	.	.	.	.	.	.	23.5	28.1	32.5	8.2	.	.	15								
16	.	.	<u>25.2</u>	.	.	.	28.5	32.8	42.3	.	.	.	16								
17	.	.	.	.	.	41.0	.	<u>69.0</u>	<u>25.4</u>	.	.	.	17								
18	.	.	.	.	<u>25.4</u>	.	45.4	53.9	17.5	.	.	.	18								
19	.	.	.	.	.	.	25.5	.	.	.	.	.	19								
20	.	.	.	.	.	.	.	17.5	.	.	.	.	20								
21	.	.	.	.	.	.	.	15.5	21.5	.	.	.	21								
22	.	.	.	<u>25.4</u>	.	.	37.5	143.6	.	40.2	.	.	22								
23	.	.	.	.	.	16.4	24.5	.	.	12.4	.	.	23								
24	.	.	.	<u>74.6</u>	.	.	<u>43.9</u>	22.5	.	.	.	.	24								
25	.	.	.	.	.	<u>25.4</u>	53.4	19.4	37.4	.	.	.	25								
26	.	.	<u>24.5</u>	.	.	16.4	.	.	.	.	.	.	26								
27	.	.	.	.	.	.	<u>25.4</u>	14.5	.	.	.	.	27								
28	.	.	.	.	.	.	25.8	.	.	.	.	.	28								
29	.	.	.	.	.	.	.	21.4	.	.	.	.	29								
30	.	.	.	.	15.4	.	.	41.0	.	.	.	.	30								
31	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	31								
101	0.0	0.0	65.4	121.5	66.3	245.5	539.3	679.2	404.8	187.0	0.0	0.0									

HAUTEUR ANNUELLE 2309.0 MM

	JAN	FEV	MAR	AVR	MAI	JUN	JUL	AOU	SEP	OCT	NOV	DEC	RAP	
TEMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	
JIRD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	
JINQ	0	0	2	2	2	2	2	2	2	2	0	0	2	
N J	0	0	3	3	3	9	15	18	12	6	0	0	69	1
<= 10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0
<= 15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ORIG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
TOI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
FREQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
QUAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	

ANNEXE 33

JLATION

REPUBLIQUE de la Côte d'Ivoire LOCALITE : de Bouna

MOIS de : Juillet 19 67

08 heures

112,4

18 heures

40,9

auteur totale

du mois 153,34

Nombre de jours

de pluie 5

Maximum en

24 heures 30,9

Date du Maximum

le 5.7.67

Nombre de jours

avec :

Orage

Eclairs sans

tonnerre

Tempête de

sable

Grêle

Brume sèche

Brouillard

Rosée

Hauteur totale du

1^{er} janvier au der-

nier jour du mois

145,18

Nombre de jours

de pluie du 1^{er} jan-

vier au dernier jour

du mois 43

Hauteur d'eau mesurée entre 08 et 18 h										Hauteur d'eau mesurée entre 18 h la veille et 08 h				Hauteur totale de la journée (12+13) (14+15)	Totaux Penta-daires (16)	PHENOMENES OBSERVES •, R, S, Δ, ∞, ≡, □ Heure de début, de la fin, direction d'origine, intensité, dégâts causés, etc.	
(1) Le ↓	Mesures Intermédiaires						Hauteur relevée à 18 h (8)	Hauteur totale (9)	(10) La ↓	Mesure Intermédiaire			(17)				
	1 ^{re} mesure		2 ^e mesure		3 ^e mesure					Hauteur du relevé (11)	Hauteur d'eau (12)	Hauteur (13)					
	Heure d'eau relevé (2)	Hauteur (3)	Heure du relevé (4)	Hauteur d'eau (5)	Heure du relevé (6)	Hauteur d'eau (7)											
1																	
2																	
3																	
4																	
5		30,9						30,9					30,9	30,9		• 11 à 15 m/s	
6		30,9															
7																	
8																• 10 à 15 m/s	
9																	
10																	
11														20,4			
12																	
13																	
14																	
15		30,9						30,9					20,9	20,9		• 10 à 15 m/s	
16																	
17																	
18																	
19																	
20		40,0						40,0					20,1	20,1		• 10 à 15 m/s	
21		40,0															
22																	
23																	
24																	
25																	
26																	
27																	
28																	
29																	
30																	
31																	

TOTAL 409,75,33

TOTAUX 112,4

30,9

Contrôle de la chefferie : M. Arreman

Nom de l'observateur :

Dagbira Cissé

Qualité ou Profession :

Agent de Bureau

Adresse :

Bouna

ANNEXE 34

ANNEXE 35

[illegible]

Hauteur d'eau mesurée, entre 06 et 18 h								Hauteur d'eau mesurée entre 18 h la veille et 6 h				Hauteur totale de la journée (12+13)	Totaux Pontés-décimes
(1) Ln	Mesures Intermédiaires					Hauteur relevée à 18 h (8)	Hauteur totale (9)	Mesure		Hauteur relevée à 06 h (13)	Hauteur totale (12+13) (14)		
	1 ^{re} mesure Heure du relevé (2)	2 ^e mesure Heure du relevé (3)	3 ^e mesure Heure du relevé (4)	4 ^e mesure Heure du relevé (5)	5 ^e mesure Heure du relevé (6)			Intermédiaire Heure du relevé (11)	Hauteur d'eau (12)				
1									2				
2									3				
3									4				
4									5				
5									6				
6									7			10.9	10.9
7									8			10.9	10.9
8									9				
9									10			10.9	10.9
10									11				21.8
11									12				
12									13			4.5	4.5
13									14			10.9	10.9
14									15				
15									16				15.4
16									17				
17									18				
18									19			10.9	10.9
19									20			10.9	10.9
20									21				10.9
21									22				
22									23				
23									24				
24									25			10.9	10.9
25									26			10.9	10.9
26									27			1.9	1.9
27									28			10.9	10.9
28									29			10.9	10.9
29									30			10.9	10.9
30									31				
31									1				96.3

PHENOMENES OBSERVES

•, R, S, F, A, ∞, E, Δ

Heure de début, de la fin, direction d'où ils viennent, intensité, dégâts causés, etc... (17)

• nuit du 7/8
• nuit du 9/10
• nuit du 10/11
• nuit du 12/13
• 13/14

• nuit du 18/19
• nuit du 19/20

• nuit du 25/26
• nuit 26/27
• nuit 27/28
• nuit 29/30

ANNEXE 36

TOTAL:

TOTAUX:

Contrôle de la chefferie: M. Larue

Nom de l'observateur: Kossé Bouleymane

Qualité ou Profession: Agent de bureau Adresse: ...

Hauteur totale du 1^{er} janvier au dernier jour du mois

Nombre de jours de pluie du 1^{er} janvier au dernier jour du mois

- Orage
- Eclair sans tonnerre
- Tempête de sable
- Grêle
- Brume sèche
- Brouillard
- Rosée

6.6
15.10
19.5.4

15.6

15.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

10.9

Hauteur d'eau mesurée entre 00 et 18 h

16.8

heures

NT

totale

16.8

pre de jours

date

6

Maximum en

heures

20,4

Date du Maximum

Nombre de jours

avec :

Orage

Eclairs sans

tonnerre

Tempête de

sable

Grêle

Brume sèche

Brouillard

Rosée

Hauteur totale du

1^{er} janvier au der-

nier jour du mois

Nombre de jours

de pluie du 1^{er} jan-

vier au dernier jour

du mois

Hauteur d'eau mesurée entre 00 et 18 h								Hauteur d'eau mesurée entre 18 h la veille et 06 h				Hauteur totale de la journée (00+14)		Totaux		PHENOMENES OBSERVES •, R, S, F, A, ∞, E, D Heure de début, de la fin, direction d'où ils viennent, intensité, dégâts causés, etc... (17)
Mesures Intermédiaires							Hauteur relevée à 18 h (8)	Hauteur totale (9)	Mesures			Hauteur totale (12+13)	Totaux	Perte-d'eau		
(1)	1 ^{re} mesure Heure du relevé (2)	2 ^e mesure Heure du relevé (3)	3 ^e mesure Heure du relevé (4)	4 ^e mesure Heure du relevé (5)	5 ^e mesure Heure du relevé (6)	6 ^e mesure Heure du relevé (7)			(10)	Intermédiaire Heure du relevé (11)	relevée Heure du relevé (12)				Hauteur totale (13)	
1																
2																
3																
4																
5																
6																
7																
8																
9																
10																
11																
12										10,5	10,5	10,5				
13																
14																
15										20,4	20,4	20,4				
16																
17																
18																
19																
20										4,5	4,5	4,5	4,5			
21																
22										10,5	10,5	10,5				
23																
24																
25																
26										10,5	10,5	10,5				
27																
28																
29																
30										20,4	20,4	20,4				
31																
TOTAL :							NT	TOTAUX :			16.8	16.8	Contrôle de la chefferie : M ^r <u>Roger</u>			
Nom de l'observateur :							<u>Kouyali Moussa</u>	Qualité ou Profession :			<u>Commis</u>	Adresse : <u>S/Préf. 675</u>				

ANNEXE 37

ures

82.7

82.7

totale

82.7

re de jours

lute

imum en

heures 20.4

ate du Maximum
12/12/67

Nombre de jours

Orage

Eclairs sans

tonnerre

Tempête de

sable

Grêle

Brume sèche

Brouillard

Rosée

Hauteur totale du

1^{er} janvier au der-

nier jour du mois

82.7

Nombre de jours

de pluie du 1^{er} jan-

vier au dernier jour

du mois

Hauteur d'eau mesurée entre 06 et 18 h										Hauteur d'eau mesurée entre 18 h la veille et 06 h				Hauteur totale de la journée (8+14)	Totaux Pentadires (18)
Mesures Intermédiaires										Mesures Intermédiaires					
(1)	1 ^{re} mesure	2 ^e mesure	3 ^e mesure							(10)	1 ^{re} mesure	2 ^e mesure	3 ^e mesure		
Le	Heure du relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	Le	Heure du relevé	Heure d'eau relevé	Heure d'eau relevé	(12+13)	
	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)		(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
1										2					
2										3					10.9
3										4					
4										5					
5										6					10.9
6										7					
7										8					20.5
8										9					
9										10					
10										11					20.5
11										12					
12										13					20.4
13										14					20.4
14										15					10.5
15										16					11.3
16										17					
17										18					
18										19					
19										20					
20										21					
21										22					
22										23					
23										24					
24										25					
25										26					
26										27					
27										28					
28										29					
29										30					
30										31					
31										1					

TOTAL 82.7

TOTAUX: 82.7

Contrôle de la chefferie: M. *Lucien*

Nom de l'observateur: *Ponyate Jovana*

Qualité ou Profession: *Commis*

Adresse: *Quai 9*

PHENOMENES OBSERVES

•, R, S, S, Δ ∞, ∞, ∞

Heure de début, de la fin, direction d'où ils viennent, intensité, dégâts causés, etc...

Cours journée du 2

Cours journée du 7

Cours journée du 12

" " du 13

" " du 14

ANNEXE 38

NOTES

REPUBLIQUE de Côte d'Ivoire

LOCALITE : Préfecture Provinciale

MOIS de : Août

1987

éclairs

205.2

heures

0

total

205.2

ore de jours

12

xlum en

heures 20.4

ate du Maximum

21/8/87

Nombre de jours

avec :

Orege

Eclairs sans

tonnerre

Tempête de

sable

Grêle

Brume sèche

Brouillard

Rosée

Hauteur totale du

1^{er} janvier au der-

nier jour du mois

Nombre de jours

de pluie du 1^{er} jan-

vier au dernier jour

du mois

Hauteur d'eau mesurée entre 08 et 18 h

Hauteur d'eau mesurée entre 18 h la veille et 08 h

Hauteur

Totaux

PHENOMENES OBSERVES

•, R, S, S, A, ∞, ∞, ∞, ∞

Heure de début, de la fin, direction d'où ils viennent, intensité, dégâts causés, etc...

Mesures Intermédiaires								Mesure			Hauteur totale de la journée (8+16)	Totaux Pondérés
1 ^{re} mesure	2 ^e mesure	3 ^e mesure	Hauteur relevée à 18 h	Hauteur totale	1 ^{re} mesure	2 ^e mesure	3 ^e mesure	Hauteur relevée à 08 h	Hauteur relevée à 18 h	Hauteur relevée à 08 h (12+13)		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
1												
2												
3												
4												
5												
6												
7												
8												
9												
10												
11												
12												
13												
14												
15												
16												
17												
18												
19												
20												
21												
22												
23												
24												
25												
26												
27												
28												
29												
30												
31												

Nuit du 2/8 1/2
Nuit du 2/8 2/3
Nuit du 6/8 7/8 4/5
Nuit du 6/8 5/6
" " 6/7
" " 7/8
Nuit du 17/20 18/19
" " 20.4
Nuit du 26/27 25/26
" " 26/27
Nuit du 28/29 29/30
" " 30/31

ANNEXE 39

TOTAL : 205.20

TOTAUX : 205.20 205.0

Contrôle de la chefferie : M.

Nom de l'observateur : Bougbe Moussa

Qualité ou Profession : Courrier

Adresse : Préfecture Provinciale

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION DE Y. L'HOTE
16.09.86 après-midi

P. DUBREUIL entame la discussion par une question à M. BERLINGUER de la Météorologie Nationale au sujet de la collecte de l'information en FRANCE. Celui-ci répond qu'il existe à la fois un réseau de stations automatiques et un réseau de bénévoles. Les analyses méthodologiques et les synthèses sont faites par le bureau de l'eau. G. GIRARD, qui a utilisé les données de la Météorologie Nationale pour la Meuse et la Moselle, témoigne de l'excellente qualité des données. Pour L'HOTE, qui revient au domaine traditionnel de l'ORSTOM, le pourcentage d'erreurs sur les données de base peut varier nettement d'un Etat à un autre. Ainsi les données du TOGO et du BENIN seraient de bien meilleure qualité que celles de Côte d'Ivoire. Pour M. HOEFFNER la situation des DOM-TOM est intermédiaire des deux précédents. A son avis il y a un problème de langage et de méthodologie dans les relations avec la Météorologie Nationale, qui reconnaît mal l'existence de données fausses. Aussi propose-t-il la création d'un groupe de travail qui s'intéresserait aux méthodes de critique et de validation des données pluviométriques, auquel participerait la Météorologie nationale. HIEZ intervient alors pour signaler la variabilité de la qualité des données d'une région à l'autre au Brésil, puisque la DNAEE a des équipes, chargées de cette critique dans chaque district.

J. COLOMBANI, à partir de l'exemple tunisien, soulève la question du choix entre beaucoup de stations avec des observateurs mal rémunérés et peu de stations avec de meilleures rémunérations. Pour HIEZ la question de la nationalisation du réseau est aussi à l'ordre du jour au Brésil, mais une certaine redondance lui paraît toujours souhaitable. Pour B. POUYAUD les résultats des stations synoptiques ne sont finalement pas meilleurs que ceux des stations plus sommaires. M. ROCHE estime quant à lui que les réseaux africains sont déjà trop pauvres pour que l'on se risque à une optimisation. JARRIGE pense que la rémunération n'est pas une garantie de qualité dans le cas de la collecte de données par des tiers. Il confirme que la qualité et la disponibilité des données hydrologiques est une question fondamentale car elles intéressent de nombreux non-hydrologues, qui maintiendront donc la pression sur le Laboratoire d'Hydrologie de l'ORSTOM, tout en reconnaissant les problèmes spécifiques de la maintenance de ces banques de données auxquels ce dernier doit faire face. G. GIRARD estime que l'on pourrait redistribuer certains postes pluviométriques en supprimant les stations dans les vallées pour les mettre sur les hauteurs, ce qui revient bien souvent à remplacer les observateurs humains par des enregistreurs automatiques. Pour lui, le contact direct, au moins annuel, entre l'observateur et le collecteur est déterminant. G. HIEZ cite le cas du BRÉSIL où la DNAEE a fait un gros effort en ce sens, doublé par une formation des observateurs qui se fait notamment avec le support médiatique de bandes dessinées ? B. POUYAUD pose, enfin, le problème de la diffusion des fichiers en l'état ou opérationnel (c'est-à-dire critique). Il s'agit d'un problème politique important. Peut-on transmettre sans précaution particulière un fichier opérationnel, qui comporte implicitement une critique du service national, et qui, fait plus grave, engage le Laboratoire d'Hydrologie vis à vis de ses utilisateurs potentiels dont les besoins peuvent sortir du contexte dans lequel s'est fait la critique des données qui aboutit au fichier opérationnel. A son avis, on peut diffuser

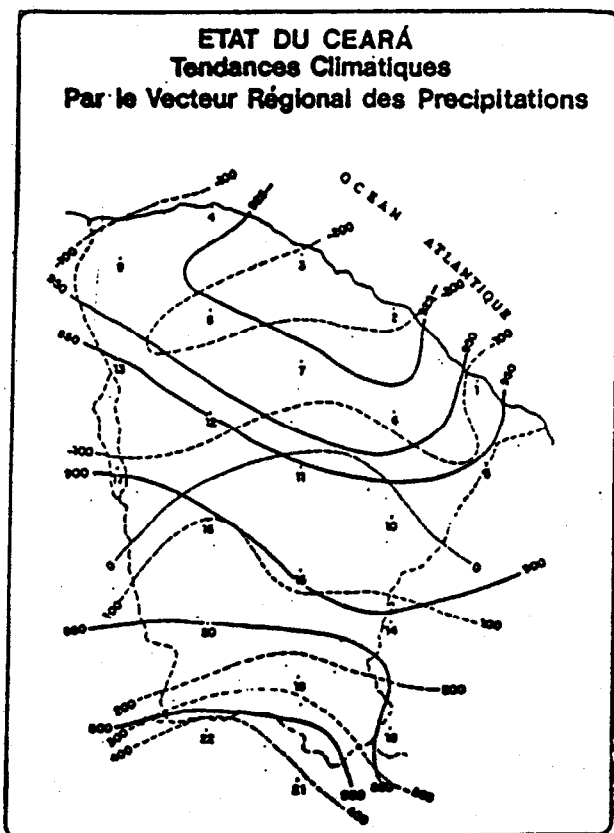
et publier sans précautions excessives un fichier en l'état où les erreurs flagrantes seraient corrigées, mais la diffusion de fichiers opérationnels, plus élaborés au niveau des critiques, doit se décider au cas par cas et s'accompagner de contacts directs et approfondis avec les utilisateurs.

LE VECTEUR REGIONAL : SYNTHESE DE L'INFORMATION

G. HIEZ

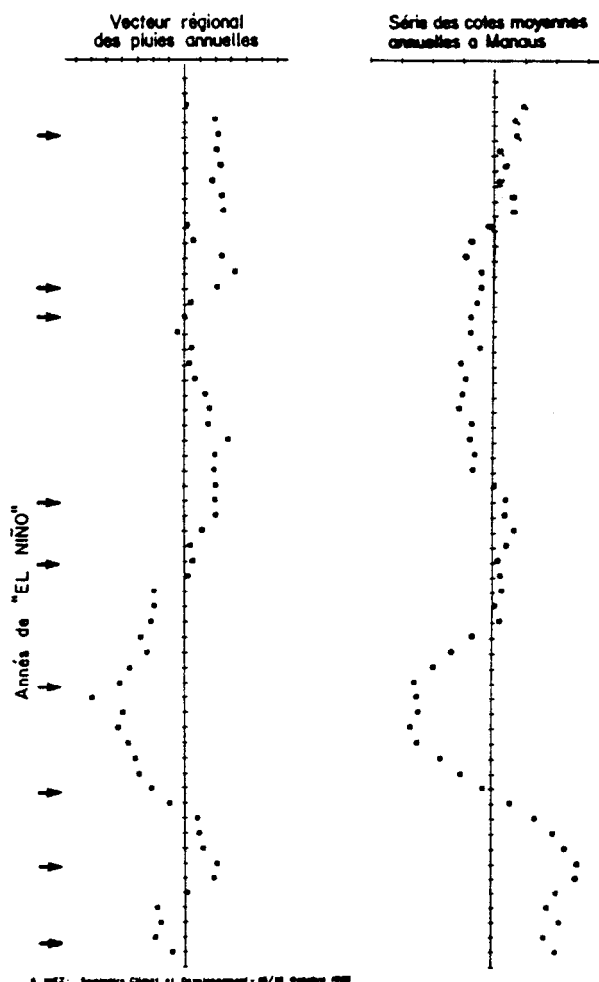
La communication de M. RANCAN a bien montré l'importance du Vecteur Régional comme outil de synthèse permettant de dégager l'évolution, à l'échelle d'un continent, de paramètres climatologiques comme la pluviométrie.

Cet outil permet aussi d'analyser par exemple les tendances climatiques à l'échelle d'une région, comme cela est fait pour l'Etat du CEARA en ce qui concerne l'analyse des tendances pluviométriques.



Il permet aussi une comparaison entre les paramètres hydrologiques et les paramètres pluviométriques, comme cela est fait sur le prochain graphique entre le vecteur régional des pluies annuelles de la région amazonienne et la série des cotes moyennes annuelles à MANAUS, par comparaison des cumuls des écarts relatifs à la valeur modale. Avec rappel par une flèche des années d'EL NINO dominant.

CUMUL DES ECARTS RELATIFS A LA VALEUR MODALE



Une dernière application en est le périodogramme des fluctuations des précipitations dans le Nordeste Brésilien. La figure de la page 115 en donne un exemple pour le Nord-CEARA.

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA DERNIERE COMMUNICATION DE G. HIEZ

16.09.86 après-midi

La discussion qui suit cette ultime communication se trouve abrégée du fait que beaucoup de questions qui pourraient être soulevées ont déjà été posées. Néanmoins, Colombani insiste sur le fait que la méthode apporte bien beaucoup plus que la seule critique des données. Rosignol voudrait savoir si les périodes, qui apparaissent sur les graphiques présentés, ne sont pas en fait introduits par un artefact de la méthode elle-même. G. Hiez répond une nouvelle fois par la négative. Sa méthode ne peut en aucune façon introduire de biais du type de l'effet Zivtsky dans le cas des moyennes mobiles.

SECONDE JOURNEE

17 septembre 1986

L'ANALYSE SPATIALE DE LA DISTRIBUTION DES PRECIPITATIONS

Coordonnateur : Charles OBLED
Professeur à l'Institut de Mécanique de Grenoble

SOMMAIRE DE LA DEUXIEME JOURNEE

Coordonnateur : Ch. OBLED

Ch. OBLED : Interpolation optimale et géostatistique appliquée aux précipitations

P.M. LEHUCHER : Cartographie des épisodes pluvieux intenses sur la région de
Provence-Côte d'Azur-Riviera
. Discussion groupée

M. DESBORDES : Le problème de la cartographie des pluies en zones urbaine
. Discussion

J. D. CREUTIN : Pluviométrie et télédétection active
. Discussion

T. LEBEL et M. SLIMANI : Estimation, régionalisation et moyenne spatiale de
la distribution fréquentielle des pluies

J.P. JORDAN et P. MEYLAN : Régionalisation des précipitations journalières
de période de retour 5, 10 et 50 ans dans l'ouest de la Suisse
. Discussion groupée

P. BENICHOU et Odile. LE BRETON : Prise en compte du relief dans la cartographie
des normales pluviométriques sur la France métropolitaine
. Discussion

T. LEVIANDIER, M. OBERLIN : Les notions d'abattement et d'épicentrage
. Discussion

INTRODUCTION AU KRIGEAGE A L'USAGE DES HYDROLOGUES

Par Ch. OBLED

Professeur à l'ENS d'Hydraulique de Grenoble
Institut de Mécanique
B.P. 68 - 38402 St Martin d'Heres Cedex

RESUME :

Cet article tente d'abord de rattacher l'approche géostatistique et la technique de krigeage à des méthodes plus familières à l'hydrologue, comme la corrélation multiple et l'analyse des séries chronologiques. Ensuite, on développe le krigeage dans les cas les plus couramment utilisés en hydrologie en analysant le cas de l'effet de pépite et des données entachées d'erreur. Enfin, on fournit quelques idées d'interprétation de la méthode en la formulant différemment (krigeage duale) et en la rattachant à des techniques d'interpolation courantes comme l'interpolation polynomiale et les fonctions splines.

ABSTRACT :

In a first part, an attempt is made to connect the geostatistical approach and the kriging technique with methods more commonly known by hydrologists, like multiple regression and time series analysis. Then, the kriging technique is developed for the most usual cases, including nugget effects and the case of error in observed data. In the last part, some alternate interpretations are suggested, either by reformulating the method as dual kriging, or by coming back to more familiar fitting techniques like polynomial interpolation or spline-functions methods.

L'hydrologie présente, par rapport à d'autres domaines des sciences, certaines particularités qui jaillissent sur ses méthodes. Ce sont, parmi d'autres :

- la nécessité de fournir assez rapidement des réponses opérationnelles (dimensionnement d'ouvrages, prévisions diverses sur l'état futur du système, etc.)
- en ne possédant sur le système (le cycle de l'eau dans un bassin versant) que des données partielles

Ceci est vrai aussi bien dans le temps - les séries sont courtes par rapport aux temps de récurrence de certains phénomènes - que dans l'espace - les coûts limitent la couverture instrumentale en comparaison des surfaces à appréhender -

enfin, le système lui-même est souvent mal connu, et il est aussi illusoire d'envisager de l'étudier expérimentalement en laboratoire que de lui appliquer des lois déterministes, valables certes au niveau microscopique, mais qui ne renseignent guère sur le niveau macroscopique intéressant.

Cela est vrai par exemple pour une entrée privilégiée du système hydrologique : la précipitation pluvieuse. Ce n'est pas par des considérations hydro- et thermodynamiques que nous appréhenderons sa distribution sur la superficie d'un bassin, pas plus que par des expériences en laboratoire. Et les données recueillies au cours d'un épisode seront le seul point de départ objectif, même s'il apporte avec lui quelques sources d'erreur, pour appréhender l'entrée du système.

Ceci étant vrai pour d'autres parties du cycle de l'eau ou pour d'autres objectifs opérationnels, on comprend que l'Hydrologie ait été par le passé un utilisateur exigeant des statistiques et de l'analyse des données : Elle a même contribué parfois de manière significative à leur développement. De même les systèmes de prévision en temps réel ou l'enregistrement de modèles hydrologiques ont fait largement appel à des techniques d'identification issues de l'automatique : celles-ci furent d'abord assimilées, puis adaptées aux problèmes hydrologiques.

Il était donc normal qu'avec la disponibilité de plus en plus fréquente de réseaux suffisamment denses, ou d'informations télédéetectées, l'hydrologue s'intéresse aux techniques de traitement des phénomènes distribués dans l'espace et échantillonnés de manière plus ou moins adéquate. Un tel ensemble de techniques existait déjà dans les domaines voisins : en météorologie, en écologie forestière ou en géologie, plus particulièrement dans la partie orientée vers l'exploitation minière. Cette dernière communauté, dotée de moyens importants, sut reprendre et développer ces techniques jusqu'à les promouvoir sous le nom de Géostatistique.

On y retrouve des méthodes d'usage général, et dont les géologues ne peuvent revendiquer ni la primeur ni l'exclusivité, mélangées avec des solutions originales propres à des problèmes miniers. Malheureusement, cet ensemble assez formalisé a peu à peu développé sa propre terminologie. Il apparaît à certains comme une espèce d'école, à laquelle il faut faire acte d'allégeance, au point que se développent des polémiques retentissantes (cf. articles de Philip et Watson, 1986, et Srivastava, 1986, dans *Mathematical Geology*). Quant aux hydrologues, faute de reconnaître aisément dans la Géostatistique une continuité avec le savoir déjà acquis et les approches statistiques classiques, ils reculent devant un investissement intellectuel qui leur semble excessif, et se privent d'une approche qui, sans être révolutionnaire, est à coup sûr enrichissante.

Dans cet article, nous essaierons de présenter les éléments essentiels de la Géostatistique en partant de techniques couramment connues et pratiquées par les hydrologues de réseau, en particulier les techniques de corrélation linéaire ou de régression multiple. Nous tenterons donc essentiellement d'être didactique, fût-ce au risque d'être long, et le lecteur décidera de ces deux adjectifs, lequel lui semble le plus approprié...

PLAN

	Page
I Rappels sur le modèle linéaire, la régression multiple et les modèles autoregressifs.	178
I .1 La régression multiple	178
I .1.1 La théorie	178
I .1.2 La pratique de la régression	179
I .1.3 Les sous produits du modèle linéaire	180
I .2 Des exemples d'applications proches de la Géostatistique	182
I .2.1 Reconstitution de série à une station	182
I .2.2 Séries temporelles	183
I .2.3 Extensions dans le cas de séries temporelles	184
1.2.4 Premier pas dans l'espace	187
I .3 Conclusions préliminaires	189
II Le krigeage et ses outils	190
II.1 Les principes et les différentes conditions de non biais	190
II.1.1 Les principes	190
II.1.2 Les différentes conditions de non biais	190
II.2 Formulation du krigeage en variogramme et interprétation	194
II.2.1 Ecriture du système en variogramme	194
II.2.2 Le variogramme : son estimation	195
II.2.3 Le variogramme : son interprétation	199
II.2.4 Variogramme et expression des variances	202
II.2.5 Carte krigée et écart type d'estimation	203
II.3 Traitement des erreurs et effet de pépite	205
II.3.1 Effet de pépite	205
II.3.2 Données entachées d'erreur	209
II.3.3 Comparaison entre les deux approches précédentes	212

III Extension de la méthode	213
III.1 Krigeage d'une moyenne spatiale	213
III.2 Liaison avec les autres techniques d'interpolation	215
III.2.1 L'interpolation polynômiale	215
III.2.2 Le krigeage en interpolateur	216
III.2.3 Cas particuliers des fonctions splines	219
Conclusions	220
Remerciements	220
Bibliographie	221

I RAPPELS SUR LE MODELE LINEAIRE, LA REGRESSION MULTIPLE ET LES MODELES AUTO-REGRESSIFS

I.1 La régression multiple

I.1.1. La théorie

On dispose souvent en hydrologie d'une variable à expliquer Y , que l'on souhaite relier à des variables présumées explicatives $X_1, \dots, X_n$. La relation la plus simple à envisager, qui exprime directement une certaine proportionnalité entre l'effet et la cause présumée, est le modèle linéaire, du type :

$$Y = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n + a_0 + \varepsilon \quad (1)$$

l'écart ε traduit l'inadéquation du modèle à la réalité.

Ayant choisi la forme du modèle, il faut l'ajuster aux propriétés des variables considérées. Pour cela on choisit un critère, parmi d'autres possibles.

On pourrait décider, par exemple, de déterminer les a_i de sorte que, en espérance, donc sur la population complète des $Y, X_1, \dots, X_n$, le carré de l'écart soit minimum, i.e. :

$$E[\varepsilon^2] = E[(Y - a_1 X_1 - a_2 X_2 - \dots - a_n X_n - a_0)^2] = \min \quad (2)$$

La minimisation s'effectue en dérivant successivement cette expression par rapport à chacun des paramètres $a_1, \dots, a_n$ et a_0 , et en écrivant que la dérivée est nulle quand la fonction est minimum. Si l'on considère ce dernier paramètre a_0 , on peut se demander la raison de son introduction. En fait, il vient équilibrer, dans l'équation (1), un éventuel décalage des moyennes entre les deux membres. On veut, en espérance, que :

$$E[Y] = a_1 E[X_1] + \dots + a_n E[X_n] + a_0 + E[\varepsilon] \quad (3)$$

Or, on souhaite qu'en espérance l'erreur soit nulle : $E[\varepsilon] = 0$. D'autre part les $Y, X_1, \dots, X_n$ sont des valeurs quelconques, prises à partir d'une origine arbitraire pour chacune d'elles : il ne faudrait pas que le modèle -et l'optimum obtenu- dépende de ce choix arbitraire. D'où la nécessité d'un degré de liberté supplémentaire dans l'équation, soit a_0 , pour permettre l'égalisation des espérances. A défaut, une contrainte apparaîtrait sur les a_i , et réduirait la capacité de minimisation.

Dans les conditions retenues, l'équation (3) peut être soustraite de l'équation (1) avant de calculer $E[\varepsilon^2]$.

$$Y - E[Y] = a_1 (X_1 - E[X_1]) + \dots + a_n (X_n - E[X_n]) + \varepsilon \quad (4)$$

On se ramène alors à n inconnues $a_1, \dots, a_n$, la $(n+1)$ ème a_0 étant obtenue par l'équation (3) momentanément séparée des autres.

On montre alors que la minimisation conduit au système, (cf. pour des détails, l'ouvrage de J. Johnston, 1972) avec les notations :

variance de $X_i = \sigma_i^2$, covariance de X_i et $X_j = \text{cov}(X_i, X_j)$

$$\begin{bmatrix} \sigma^2_{x_1} & & & \\ & \sigma^2_{x_i} & \text{cov}(x_i, x_j) & \\ & \text{cov}(x_j, x_i) & \sigma^2_{x_j} & \\ & & & \sigma^2_{x_n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_i \\ a_j \\ a_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{cov}(Y, X_1) \\ \text{cov}(Y, X_i) \\ \text{cov}(Y, X_j) \\ \text{cov}(Y, X_n) \end{bmatrix} \quad (5)$$

ou encore

$$R_{xx} \cdot A = R_{yx}$$

où R_{xx} représente la matrice des covariances des X_i, X_j entre eux, et R_{yx} le vecteur des covariances entre Y et les X_i . Mais qui globalement s'écrit en fait :

$$\begin{bmatrix} \boxed{R_{xx}} & \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \\ E[X_1] \dots E[X_n] & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A \\ \dots \\ a_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} R_{yx} \\ \dots \\ E[y] \end{bmatrix} \quad (6)$$

I 1.2. La pratique de la régression :

En pratique, on va procéder un peu différemment, en ce sens que l'on dispose généralement d'un échantillon ou tableau de données, comportant par exemple P observations conjointes de Y et $X_1 \dots X_n$, soit :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_k \\ \vdots \\ y_p \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{i1} & \dots & x_{n1} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ x_{1k} & \dots & x_{ik} & \dots & x_{nk} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ x_{1p} & \dots & x_{ip} & \dots & x_{np} \end{bmatrix} \quad \begin{matrix} \text{où } k \text{ est l'observation courante} \\ \\ \end{matrix} \quad (7)$$

$Y(p \times 1) \qquad X(p \times n)$

La pratique habituelle consiste à remplacer, dans les équations (1) à (5), l'opérateur espérance mathématique $E[]$ par son approximation : la moyenne arithmétique sur un échantillon. C'est ainsi que (1) $\rightarrow$ (1'), pour la kème observation :

$$Y_k = a_1 X_{1k} + \dots + a_n X_{nk} + v_k \quad (1')$$

mais surtout, les conditions :

$$E[v] = 0 \rightarrow \sum_{k=1}^P v_k = 0$$

$$E[v^2] = \text{Min} \rightarrow \sum_{k=1}^P (Y_k - a_1 X_{1k} - \dots - a_n X_{nk} - a_0) = \text{Min}$$

Comme on le sait, et pour des raisons d'échantillonnage :

$$\frac{1}{P} \sum_{k=1}^P X_{ik} = \overline{X_i} \quad \text{diffère de } E[X_i]$$

$$\frac{1}{P} \sum_{k=1}^P (X_{ik} - \overline{X_i})(X_{jk} - \overline{X_j}) \quad \text{diffère de } \text{cov}(X_i, X_j) \quad (8)$$

En conséquence, les coefficients obtenus $a_0, a_1, \dots, a_n$ diffèrent des coefficients "théoriques" de la population $a_0, a_1, \dots, a_n$.

Et des développements théoriques nombreux ont été faits pour tester l'amplitude des fluctuations de ces coefficients en fonction de l'échantillonnage.

On notera aussi, en pratique, que si on centre les données des tableaux (7), Y et X , à l'aide des moyennes empiriques calculées sur l'échantillon alors la matrice des covariances empiriques se résume au produit matriciel.

$$\frac{1}{P} X^T X$$

et si $P > n$, alors cette matrice symétrique est en général définie positive et donc inversible, et le système est soluble. Ce n'est plus vrai si le nombre d'observations $P < n$, bien qu'en espérance, le modèle linéaire soit pertinent...

I.1.3 Les "sous-produits" du modèle linéaire.

Parmi ceux-ci, on retiendra : (cf. par exemple cours de D. Duband, 1982)

- le coefficient de corrélation multiple :

$$R^2_{Y|X_1, \dots, X_n}$$

qui exprime le pourcentage de $v^2 Y$ expliqué par la connaissance de $X_1, \dots, X_n$

- l'écart type résiduel, c'est-à-dire l'écart type, optimisé par la méthode, de v :

$$\begin{aligned}\sigma_v^2 &= \sigma_Y^2(Y - Y^*) = \sigma_Y^2(1 - R_{Y|X_1 \dots X_n}^2) \\ &= \sigma_Y^2 - \sum_i a_i \cdot \text{cov}(Y, X_i)\end{aligned}\quad (9)$$

en notant $Y^* = a_1 X_1 + \dots + a_n X_n + a_0$ la valeur modélisée.

On les donne ici en valeurs théoriques, sur la population, alors qu'en pratique ils sont calculés sur l'échantillon et affectés d'une incertitude d'échantillonnage correspondante.

D'autres résultats viennent étayer ceux-ci, en particulier la notion de corrélation partielle. Celle-ci exprime l'apport d'une variable X_1 quand par exemple X_1, X_i, X_j , ont déjà été utilisées et surtout quant les variables X_1, X_i, X_j sont intercorrélées.

Dans le cas simple de trois variables, on cherche à déterminer le modèle $Y = a_1 X_1 + a_2 X_2 + a_0 + v$ où Y et X_1 sont corrélées, mais aussi Y et X_2 , ce qui pose la question d'insérer ou non X_2 car il existe une corrélation "parasite" entre X_1 et X_2 , qui peut être forte.

Partant du modèle :

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_0 + \varepsilon_{Y|X_1}$$

on voit que la part de Y non expliquée par X_1 est $\varepsilon_{Y|X_1}$:

Par contre, X_2 est en partie aussi expliquée par X_1 :

$$X_2 = \gamma_1 X_1 + \gamma_0 + \varepsilon_{X_2|X_1}$$

et cette information, due à X_1 , déjà prise en compte dans Y , doit être retirée (pour mesurer le véritable apport de X_2), ce qui est le cas dans $\varepsilon_{X_2|X_1}$

En dépit de la corrélation totale $\text{cov}(Y, X_2)$, il n'y aura donc apport de la variable X_2 à un modèle contenant déjà X_1 que si la corrélation totale des résidus :

$$r(\varepsilon_{Y|X_1}, \varepsilon_{X_2|X_1}) \quad \text{notée plus simplement} \quad r_{Y, X_2|X_1}$$

est différente de 0, c'est à dire si $\varepsilon_{X_2|X_1}$ explique une partie du résidu $\varepsilon_{Y|X_1}$.

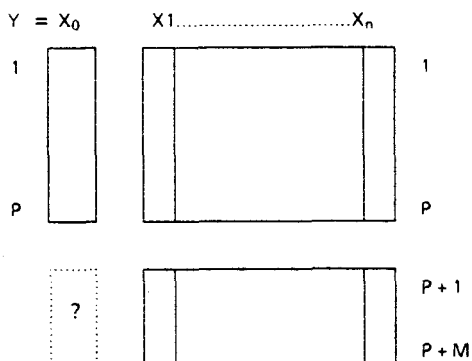
Cette corrélation totale entre résidus s'appelle corrélation partielle entre Y et X_2 quand l'effet de X_1 a déjà été pris en compte. Et ce n'est que si cette corrélation partielle est importante que l'introduction de X_2 améliore significativement le modèle. Ceci est entre autres utilisé dans les techniques de sélection de variables.

Nous retrouverons cet effet en Géostatistique, sous le nom d'"effet d'écran".

I.2 Des exemples d'applications ou de problèmes proches de la Géostatistique :

I.2.1: Reconstitution de série à une station.

Dans un réseau de $n + 1$ stations $X_0, X_1, \dots, X_n$, la plupart des stations ont fonctionné $P + M$ années, à l'exception de la station X_0 arrêtée au bout de P années. Il est alors intéressant de chercher à compléter la série en X_0 sur les M années manquantes.



On pense donc généralement à caler un modèle où X_0 joue le rôle d' Y , et tel que la valeur reconstituée soit :

$$X_0^* = a_1 X_1 + \dots + a_n X_n + a_0$$

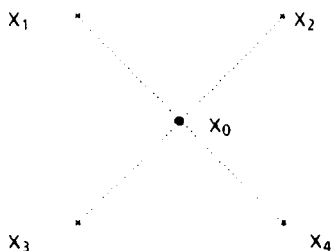
L'échantillon P étant supposé fourni (en particulier $P \gg M$), on peut estimer les moyennes, variances et covariances :

$$\overline{X_i}, \sigma_{X_i}, \text{cov}(X_i, X_j) \quad \forall i, j = 0, \dots, n$$

On applique alors le modèle pour chacune des observations $k = P+1, \dots, P+M$. On notera au passage que les valeurs reconstituées, ou estimées X_0^* ont même moyenne, mais une variance un peu inférieure à $\sigma_{X_0}^2$ puisque la vraie variance s'écrit :

$$\sigma_{X_0}^2 = \sigma_{X_0^*}^2 + \sigma_{\epsilon_{X_0|X_1, \dots, X_n}}^2 \quad (13)$$

Néanmoins, pour chaque observation, i.e pour chaque ensemble de valeurs mesurées dans l'espace aux points $1, \dots, n$, on a reconstitué une valeur au point 0, la meilleure valeur possible connaissant les valeurs en $1, \dots, n$.



On aura ainsi noté au passage qu'il n'est peut-être pas utile, pour expliquer X_0 , d'utiliser les n stations : Pour des raisons de corrélation partielle, un sous ensemble de stations proches suffit généralement.

I 2.2. Les séries temporelles

Cette fois la variable Y à expliquer est la valeur d'une variable ou processus au temps t à partir des valeurs aux temps $t-1, t-2, \dots, t-n$. Le modèle est alors :

$$Y = X_t = a_1 X_{t-1} + \dots + a_n X_{t-n} + a_0 + \varepsilon \quad (14)$$

Ici une particularité est qu'il s'agit partout de la même variable X mais décalée dans le temps.

On peut imaginer que, par exemple, on veut prévoir les débits d'étiage de septembre à partir des mois de juin à août. Pour cela, on dispose de plusieurs "observations" : les années antérieures, supposées indépendantes.

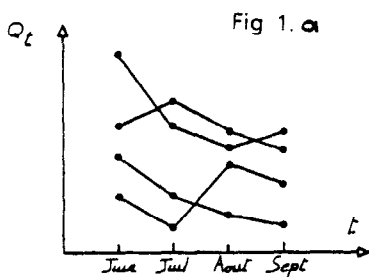


Fig 1. a

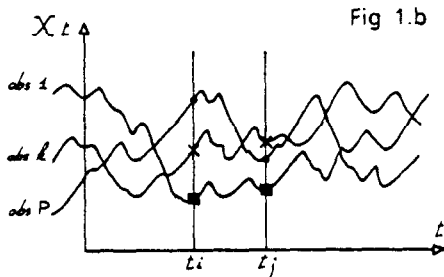


Fig 1. b

Dans ce cas on peut aisément calculer sur les données $\text{cov}(X_{t,i}, X_{t,m}) \forall i, m = 0, \dots, 3$ et résoudre le système. Plus généralement, ce modèle peut s'appliquer à un processus temporel, dont on connaît plusieurs observations, encore appelées "réalisations" $k = 1 \dots P$. La corrélation entre deux intervalles de temps t_i et t_j peut se calculer à l'aide des $k = 1 \dots P$ couples disponibles pour remplir le système.

1 2.3. Extensions dans le cas des séries temporelles.

Si on peut imaginer d'observer plusieurs fois la crue nivale de printemps de la Durance, ou la décrue estivale de la Loire à Blois, il est des cas où l'on ne dispose que d'une observation, éventuellement longue. Prenons par exemple le débit annuel du Niger à Koulikouro (cf. Salas *et al*, 1978) disponible entre 1906 et 1980.

On cherche un modèle "autorégressif" du type :

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + a_0 + \varepsilon \quad (15)$$

On remarquera qu'ici, si on suppose la série "homogène" dans le temps, ou encore "stationnaire", alors les moyennes et variances sont identiques pour $t, t-1, \dots$

$$E[X_t] = E[X_{t-1}] = \dots = \mu_x$$

$$\sigma_{x_t} = \sigma_{x_{t-1}} = \dots = \sigma_x$$

Cette stationnarité n'étant qu'une hypothèse, mais qui va permettre d'écrire que :

$$\text{cov}(X_t, X_{t-1}) = C_t \quad \forall t$$

D'autre part, si $E[X_t] = \mu_x$, on a, en prenant l'espérance de (15) :

$$\mu_x = a_1 \mu_x + a_2 \mu_x + a_0$$

d'où : $a_0 = (1 - a_1 - a_2) \mu_x$, ce qui définit a_0

Si au contraire on impose un modèle moins libre,

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \varepsilon \quad (16)$$

alors on a une contrainte sur a_1 et a_2 car la condition sur les espérances devient : $1 = a_1 + a_2$ et le modèle est moins optimisé. En général, soit on introduit a_0 , soit on travaille en valeurs centrées, c'est à dire $\mu_x = 0$ d'où $a_0 = 0$. Cela suppose que l'on connaisse bien la moyenne, ce qui est relativement courant en temporel, quand la série est "longue" par rapport à la durée sur laquelle la corrélation entre deux valeurs est non nulle (temps de décorrélation).

Un autre problème, dans le cas d'une seule réalisation, provient du calcul ou plutôt de l'estimation par exemple de $C_t = \text{cov}(X_t, X_{t-1})$. On fait alors l'hypothèse ergodique. Celle-ci exprime que :

- si l'on dispose d'une longue réalisation,
- et si la corrélation s'éteint au-delà d'un certain décalage de L pas,
- alors un tronçon donné, décalé du tronçon précédent de plus de L pas, n'a pratiquement plus rien à voir avec lui. Ils sont "indépendants".

On remplacera alors l'Espérance, ou moyenne d'ensemble (sur l'ensemble des réalisations) par une moyenne dans la réalisation observée (fig. 2)..

M tronçons d'une réalisation :

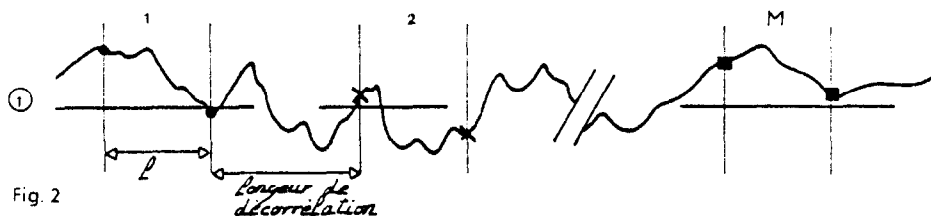
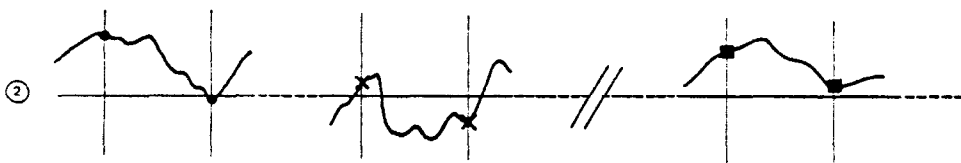
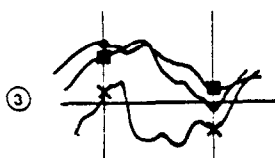


Fig. 2

M tronçons de M réalisations :



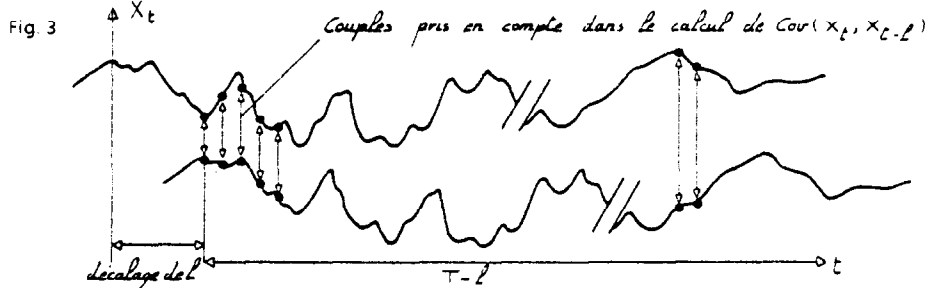
M tronçons de M réalisations :



En fait on considère que le deuxième tronçon 2 de ① pourrait tout aussi bien provenir d'une autre réalisation indépendante ②. De même pour les autres. On peut alors "superposer" ces M tronçons "indépendants" et calculer sur ces M couples en ③ la covariance au décalage l.

De manière équivalente, cela reviendrait à prendre la réalisation, à la décaler de l pas et à sélectionner M couples indépendants, c'est à dire suffisamment éloignés les uns des autres dans la réalisation.

En pratique, on prendra tous les couples disponibles, soit T-l



En sachant bien qu'ils ne sont plus indépendants et que le nombre "équivalent" de couples indépendants est $\ll T$. On calcule alors une valeur approchée de la covariance, par exemple :

$$\text{Cov}(X_t, X_{t-l}) = \frac{1}{T-l} \sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X}_t)(X_{t-l} - \bar{X}_{t-l}) = C_l \quad (17)$$

Il existe différentes expressions de cet estimateur (Cf. Salas et Delleur, 1978) mais on sait que si $T \rightarrow \infty$ elles convergent vers la vraie valeur de C_l .

On a donc fait l'inférence de la covariance dans une seule réalisation, en admettant qu'elle est suffisamment longue et représente bien l'ensemble de la population. Sans être trop rigoureux mathématiquement, on peut dire que l'on a ainsi supposé le processus ergodique.

D'autre part, les valeurs empiriques ainsi calculées pour C_l $l = 1, \dots, L$, sont entachées d'effets d'échantillonnage (en particulier, quand le décalage devient grand, il y a de moins en moins de couples communs, d'où les oscillations inopportunes). On est donc conduit à lisser ces valeurs empiriques à l'aide de fonctions adéquates constituant des modèles acceptables de corrélogramme. En particulier, pour certains processus "simples" (autorégressifs par exemple) on connaît même la forme analytique du corrélogramme théorique. On en ajustera donc un aux valeurs empiriques,

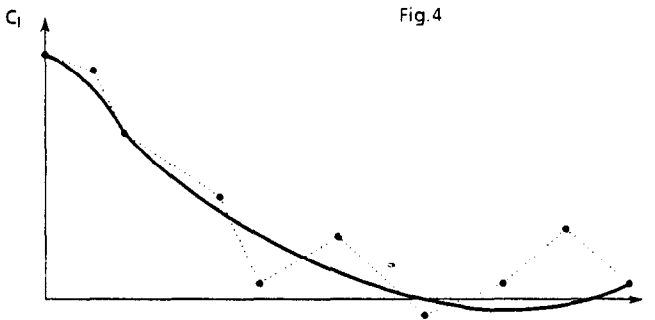


Fig. 4

et c'est avec les valeurs lissées que l'on calculera, grâce au système (5) ou (6), les coefficients de l'équation (14).

Néanmoins, si ces hypothèses plus ou moins vérifiées permettent de proposer un modèle, même en ne disposant que d'une chronique, elles apportent avec elles quelques problèmes annexes... Par exemple, dans la formule (17), on a besoin pour centrer les données d'une estimation de la moyenne $E[X_t]$.

On comprend aisément, sur la figure 5a que même si le processus est stationnaire de moyenne nulle, une chronique trop courte donnera une estimation erronée de la moyenne.

Dans le cas, pas forcément invraisemblable, où le processus n'est stationnaire que par morceaux (changements de lois de tarage dans une chronique de débits par exemple) on voit aussi Fig. 5.b que la moyenne d'ensemble n'est qu'un artefact, qui jouera cependant un rôle essentiel dans le calcul de C_l : c'est par rapport à cette moyenne que seront calculés les écarts et leurs produits croisés. C'est ainsi qu'un signal complètement corrélé (bruit blanc) par morceaux, apparaîtra globalement corrélé !

I.3. Conclusions de la première partie :

On a repris dans cette partie la notion d'estimation fournie par un modèle linéaire et ajustée par des techniques de moindres carrés. Celles-ci peuvent s'appliquer sur un échantillon empirique d'observations, auquel cas on minimise la somme des carrés des erreurs obtenues en appliquant le modèle à l'échantillon, ou bien en espérance mathématique auquel cas on minimise une variance résiduelle théorique, celle du terme ϵ introduit dans le modèle.

On a vu comment, dans le domaine temporel, cette technique s'appliquait à un processus aléatoire échantillonné. Et on a pu constater les différents contextes pratiques que l'on rencontrait :

- plusieurs observations disponibles $\Rightarrow$ contexte multiréalisations. Comme ces observations correspondent en pratique à des instants différents du passé, on parle de contexte "climatologique"
- une seule observation disponible $\Rightarrow$ contexte monoréalisation. Il faut alors inférer toute la structure statistique du processus sur cette seule réalisation. Pour cela, on la suppose stationnaire, afin de pouvoir la "replier" sur elle même.

On a vu que, dans ce dernier cas surtout, on lisait les covariances empiriques à l'aide d'un modèle de covariance, ce qui revenait à effectuer l'ajustement du modèle du processus en espérance mathématique.

Complémentairement, on a fait quelques incursions dans l'espace à deux dimensions. On considère alors les observations comme des réalisations d'un champ aléatoire échantillonné. Si les propriétés statistiques sont identiques en tout point du champ, on dit qu'il est stationnaire, ou encore homogène dans l'espace. On a vu que l'inférence pouvait se faire dans un contexte multiréalisations, mais plus difficilement dans un contexte monoréalisation.

Or ce cas est assez courant en hydrologie (par exemple, le champ des transmissivités hydrauliques en hydrogéologie - Delhomme, 1976). Et même quand on dispose de plusieurs observations d'un champ, on n'est pas toujours sûr qu'elles soient comparables, c'est à dire correspondent à des tirages dans la même population.

Enfin, à l'inverse du cas temporel où l'échantillonnage se fait en général à pas constant, on trouve souvent dans l'espace des réseaux assez irréguliers, implantés plutôt sur des critères d'accessibilité ou de disponibilité de site. D'où la nécessité de développer ce cas.

Et ce faisant, sans y faire encore référence, on a pratiquement manipulé tous les ingrédients de la Géostatistique. L'utilisateur potentiel la perçoit souvent comme une nouvelle technique qu'il doit appréhender à partir de rien. Mais il en connaît déjà, sous d'autres dénominations, les principaux outils...

II LE KRIGEAGE ET SES OUTILS :

II.1. Les principes et les différentes formulations des conditions de non biais

II.1.1. Les principes :

La méthode cherche à estimer de manière optimale un processus $Z(t)$ au point t^0 . On souhaite un estimateur basé sur les valeurs brutes du processus, que l'on appellera plutôt $Z(t^i)$

En effet, l'utilisation de données centrées $X(t^i)$ pose parfois un délicat problème, sur des séries courtes ou des champs peu étendus, d'estimation de la moyenne.

t^i représente l'abscisse le long d'une ligne, ou les coordonnées x_i, y_i dans le plan, etc.

Donc on cherche un modèle de la forme :

$$Z^*(t^0) = \sum \lambda_i Z(t^i) \quad (20)$$

en valeurs brutes et sans terme constant. On le souhaite non biaisé, c'est à dire que l'espérance de l'estimateur $E[Z^*(t^0)]$ est identique à celle de la valeur vraie $E[Z(t^0)]$

$$E[(Z(t^0) - Z^*(t^0))] = 0 \quad (21)$$

et optimal au sens de la variance du résidu :

$$E[(Z(t^0) - Z^*(t^0))^2] = \text{Min} \quad (22)$$

II.1.2. Les différentes conditions de non biais :

a) Phénomène de moyenne nulle : On suppose connu que $E[Z(t)] = 0 \quad \forall t$

Dans ce cas, la condition de non biais (21) s'écrit :

$$E[Z^*(t^0)] = E[\sum \lambda_i Z(t^i)] = \sum \lambda_i E[Z(t^i)] = 0 \text{ donc } E[Z(t^0)]$$

et elle est toujours vérifiée.

La condition d'optimalité (22) s'obtient en dérivant par rapport aux paramètres inconnus λ_i :

$$\frac{\partial}{\partial \lambda_i} E[(Z(t^0) - \sum \lambda_i Z(t^i))^2] = 0 \quad i = 1 \dots n$$

d'où, avec $E[Z(t^i).Z(t^j)] = \text{cov}(X_i, X_j)$ le système linéaire (5'), tout à fait similaire à (5)

$$(5) \quad \begin{bmatrix} C(t^1, t^1) \\ C(t^1, t^0) \\ C(t^1, t^0) \\ \vdots \\ C(t^n, t^n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1(t^0) \\ \vdots \\ \lambda_i(t^0) \\ \vdots \\ \lambda_n(t^0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C(t^1, t^0) \\ C(t^1, t^0) \\ C(t^1, t^0) \\ \vdots \\ C(t^n, t^0) \end{bmatrix}$$

On est donc strictement dans le cas du modèle linéaire de régression multiple, mais écrit en espérance sur la population des champs possibles.

En particulier, la variance de l'erreur d'estimation, ou variance résiduelle s'écrit comme en (9) :

$$E\{(Z(t^0) - Z^*(t^0))^2\} = \sigma^2_{Z(t^0) | Z(t^1), \dots, Z(t^n)} \quad (23)$$

$$= C(t^0, t^0) - \sum \lambda_i(t^0) \cdot C(t^i, t^0)$$

b) Phénomène de moyenne constante mais inconnue : $E[Z^*(t)] = m \quad \forall t$

La condition (21) s'écrit alors :

$$E[Z^*(t^0)] = \sum \lambda_i E[Z(t^i)] = \sum \lambda_i \cdot m \quad (24)$$

et cela ne sera égal à $E[Z(t^0)] = m$ que si $\sum \lambda_i = 1$ (25)

Il faudra donc optimiser (22) en respectant la contrainte (25), et on sait que cela revient à minimiser avec un paramètre supplémentaire v :

$$E\{(Z(t^0) - \sum \lambda_i Z(t^i))^2\} + 2v(\sum \lambda_i - 1) = \text{Min}_{\lambda_i, v} \quad (26)$$

On dérive donc par rapport aux λ_i et v (appelé multiplicateur de Lagrange).

La dérivation est évidente mais pour faire réapparaître les covariances, car les données ne sont plus centrées, on réinjecte dans l'équation (26) la relation (24) réécrite :

$$E[Z(t^0)] - \sum \lambda_i E[Z(t^i)] = 0$$

d'où :

$$E\{(Z(t^0) - E[Z(t^0)]) - \sum \lambda_i (Z(t^i) - E[Z(t^i)])\}^2 + 2v(\sum \lambda_i - 1)$$

et la dérivation conduit à un système de dimension $n + 1$:

$$(28) \quad \begin{bmatrix} C(t^1, t^1) & & & & \\ & C(t^i, t^i) & & & \\ & & C(t, v) & & \\ & & & C(v, v_j) & \\ & & & & C(t^n, t^n) \\ 1 & \dots & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_i \\ \lambda_j \\ \lambda_n \\ v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C(t^0, t^1) \\ C(t^0, t^i) \\ C(t^0, v) \\ C(t^0, t^n) \\ 1 \end{bmatrix}$$

Dans ce cas, on montre que le carré de l'écart type résiduel, entre la valeur vraie et l'estimateur, que l'on appellera variance d'estimation, s'écrit, d'après (25), (26) et (27) :

$$\begin{aligned} E[(Z(t^0) - Z^*(t^0))^2] &= \sigma^2_{Z(t^0) | Z(t^1), \dots, Z(t^n)} = \sigma_E^2(t^0) \\ &= C(t^0, t^0) - \sum \lambda_i C(t^0, t^i) + v \end{aligned} \quad (29)$$

On notera que les λ_i ne sont pas les mêmes que ceux de (23) puisqu'ils résultent d'un système un peu différent.

Et on montre que l'erreur est légèrement plus forte, ie

$$\sigma_E(t^0) \text{ dans (29)} > \sigma_E(t^0) \text{ dans (23)}$$

car, à cause de la contrainte, on optimise un peu moins.

De plus, si les covariances $C(t, t^0)$ deviennent nulles (parce que t^0 est trop éloigné des t^i par exemple) alors le système (23) pour les données centrées $\Rightarrow$

$$\lambda_i = 0 \quad \forall_i \Rightarrow Z^*(t^0) = 0 = E[Z(t)]$$

Tandis que le système (29), sur des valeurs non centrées $\Rightarrow$

$$\lambda_i = \frac{1}{n} \quad \forall_i \Rightarrow Z^*(t^0) = \frac{1}{n} \sum Z(t^i)$$

qui n'est pas la vraie moyenne inconnue m , mais une estimation de celle-ci, ce qui est moins optimal que pour (23).

c) Phénomène de moyenne variable : $E[Z(t)] = m(t)$

Dans ce cas, on suppose que le phénomène centré, ie $Z(t) - m(t)$ est stationnaire.

D'autre part, on suppose que la moyenne $m(t)$ est inconnue mais peut localement être exprimée dans une base de fonctions $(f^l(t), l = 0, K)$ choisie a priori (par exemple des polynômes). Dans ce cas $m(t)$ s'écrit, autour des points $t^1, \dots, t^n$:

La mise en évidence des covariances nécessite, comme en (b) la réinjection des équations (31) et (24) dans l'expression (26) avant dérivation.

On notera que pour les trois cas ci-dessus (a, b et c) on suppose que le processus centré, c'est à dire $X(t) = Z(t) - m(t)$ possède une covariance, ou encore que la covariance $E[X(t).X(t')] = C(t, t')$ existe et reste bornée $\forall t, t'$.

On peut de plus supposer que le processus est homogène c'est à dire $C(t, t') = C(|t - t'|)$ mais ce n'est pas nécessaire pour écrire le système.

Un exemple courant du cas c) consiste à choisir pour $f(t)$ une base polynômiale et à supposer la moyenne localement linéaire : c'est à dire que la tendance locale, on dit encore la dérivée, dans le voisinage des points $t_1, \dots, t_n$, est à peu près approchée par une portion de plan.

Dans ce cas on a :

$$\begin{cases} f_0(t) = 1 & f_1(t) = f_1(x, y) = x & f_2(t) = f_2(x, y) = y \\ \text{et } m(t) = a^0 + a^1 x + a^2 y \end{cases} \quad (33)$$

II.2 Formulation du krigeage en variogramme et interprétation du variogramme

II.2.1. Ecriture du système en variogramme :

Dans le paragraphe précédent, II.1, en particulier dans II.1 b) et c), on a vu comment, dans un estimateur (20) basé sur les valeurs brutes, on arrivait à éliminer l'estimation de la moyenne m inconnue, au prix d'une ou plusieurs contraintes.

Néanmoins, on arrivait au système (28) qui utilise les covariances :

$$C(t', u) = E[(Z(t') - m).(Z(u) - m)]$$

lesquelles nécessitent... l'estimation de la moyenne m !

En fait ceci n'est pas nécessaire si on utilise un autre outil que la covariance, à savoir le variogramme, défini par :

$$\gamma(t, t') = \frac{1}{2} E[(Z(t) - Z(t'))^2] \quad (34)$$

Si le processus est homogène, on peut tout de suite écrire :

$$\gamma(t, t' + d) = \gamma(d) = \frac{1}{2} E[(Z(t) - Z(t + d))^2] \quad \text{où } d \text{ est l'interdistance entre les deux points } t \text{ et } t'$$

cela donne, en fonction des covariances :

$$\gamma(d) = C(0) - C(d) \quad (36)$$

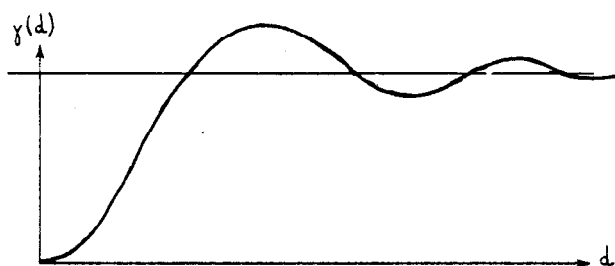
Et si l'on introduit cela dans le système de krigeage en covariance (28) ; soit

$$\gamma_{ij} = C(0) - C_{ij}$$

On vérifie qu'il se décompose en une partie triviale contenant les $C(0)$, et en un système :

Il a pour avantage de faire ressortir explicitement une "portée" (distance au-delà de laquelle la corrélation devient nulle). Or il est tout à fait concevable d'imaginer des variogrammes oscillant de façon amortie.

Fig. 11



cas fréquent en hydrométéorologie, par exemple de la forme

$$\gamma(d) = 1 - e^{-\alpha d} \cdot \cos \beta d$$

Le calage de ces modèles, à l'aide de leurs paramètres α , β ..., est fait soit à l'oeil, soit par une procédure de moindres carrés assez élémentaire. Ensuite, le modèle calibré obtenu est généralement utilisé sans plus tenir compte de la procédure d'ajustement, ni des particularités de l'échantillon qui a servi à l'établir.

Or, rappelons que les classes de distances :

- agrègent des distances d_i parfois assez différentes (en valeur relative)
exemple : classe des couples compris entre 3 et 5 km, puis entre 5 et 10 km...
- dont la moyenne n'est pas forcément au centre de la classe
- dont le nombre de couples varie significativement d'une classe à l'autre, créant des fluctuations d'échantillonnage.
- et que l'estimateur : "moyenne arithmétique des carrés des écarts" oublie la distribution parfois très dissymétrique de ces écarts

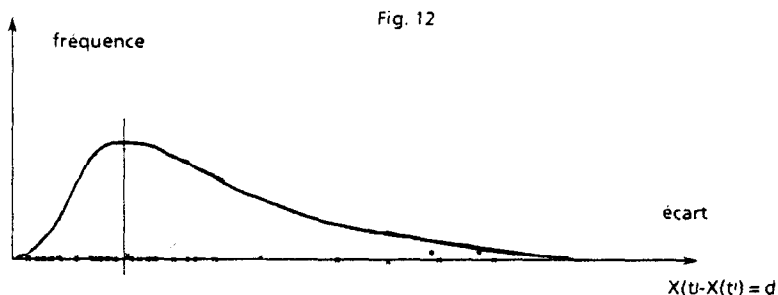
Un point du variogramme empirique (Figure 9) correspond à la valeur moyenne :

$$\frac{1}{Nd} \sum |X(t^i) - X(t^i + d)|^2$$

Mais la distribution des Nd écarts individuels peut être très dissymétrique, et celle des carrés plus encore. (Figure 12).

Une valeur anormale (erronée ?) peut alors créer un écart anormal dans tous les couples de toutes les classes d'interdistances où elle intervient.

L'analyse des variogrammes empiriques requiert donc un certain soin et un grand savoir-faire expérimental.



Plus récemment, on a préconisé un calage automatique des variogrammes. Pour cela, on prend une forme paramétrée, sphérique ou puissance par exemple :

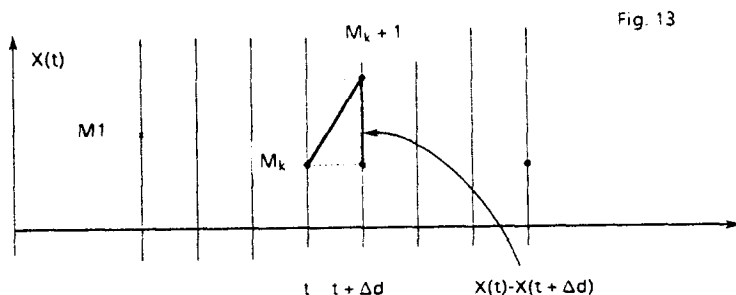
$$\gamma(d_{ij}) = \alpha \cdot d_{ij}^\beta \quad (41)$$

On considère alors chaque station tour à tour, on l'occulte momentanément et on la reconstitue à l'aide de ses voisines. On optimise la reconstitution globale à l'aide des paramètres α et β , optimaux sur l'échantillon disponible. Il n'est pas possible ici d'entrer dans le détail de ces techniques (cf. Lebel et Bastin, 1985). On ne développera pas non plus les hypothèses intrinsèques d'ordre 1 ou plus (F.A. 1...k), où le processus peut être de variance infinie, car cela est assez rarement nécessaire en hydrologie de surface

II.2.3. Le variogramme : son interprétation

a) Où l'on retrouve Pythagore :

Une première interprétation consiste à se placer à une dimension (par exemple en temporel) avec un échantillonnage à pas constant Δd



Dans ce cas, on voit que pour le pas Δd (pour un multiple de Δd , le raisonnement est identique) :

$$\gamma(\Delta d) = \frac{1}{2N} \sum_{k=1}^N |X(t+k\Delta d) - X(t+(k+1)\Delta d)|^2$$

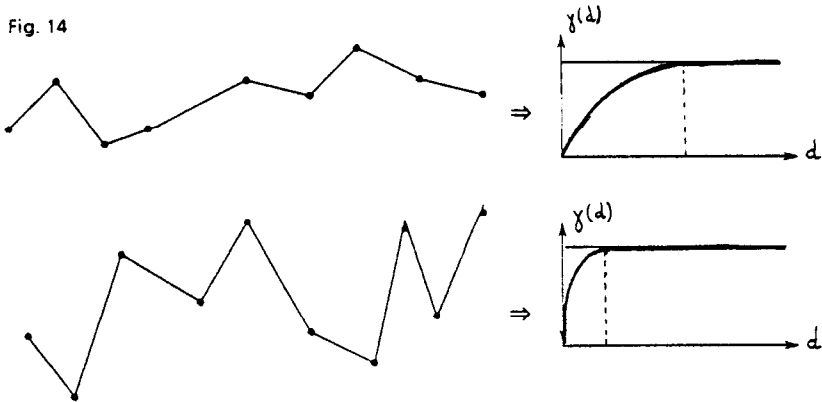
Or, on voit que, si on considère un écart $X(t+k\Delta d) - X(t+(k+1)\Delta d)$, qu'on l'élève au carré, et qu'on lui ajoute Δd^2 , on obtient, selon le théorème de Pythagore, le carré de la longueur du segment $M_k M_{k+1}$.

Donc, à $N \cdot \Delta d^2$ près, l'expression $\gamma(\Delta d)$ est la somme des carrés des segments $M_k M_{k+1}$, donc indirectement une fonction de la longueur de la ligne brisée complète $M_1 M_2 \dots M_N$.

Et si le processus est "lisse", cette longueur s'écarte peu de $N \cdot \Delta d$, et la quantité $\gamma(\Delta d)$ est faible. Au contraire, si le processus est chaotique, elle augmente très fortement. On trouvera donc :

- pour les processus "lisses", très autocorrélés positivement, un variogramme $\gamma(d)$ qui monte lentement quand d augmente.
- et au contraire un variogramme qui monte très vite quand le processus est peu autocorrélé et se rapproche d'un bruit blanc.

Fig. 14



On notera, en poursuivant cette interprétation sur les processus temporels, qu'elle vaut surtout pour une autocorrélation positive (c'est plus compliqué, par exemple, pour un processus markovien $X_t = -0.8X_{t-1} + \epsilon_t$ négativement corrélé, que l'on pourrait croire chaotique). Mais en Géostatique, on ne considère souvent que les corrélations positives.

b) un drôle de pistolet

Une autre interprétation du variogramme consiste à se rappeler la relation (36) entre variogramme et covariance

$$\gamma(d) = C(0) - C(d) = \text{var}[X_t] - \text{cov}[X_t, X_{t+d}]$$

Dans le cas où la covariance est normée, c'est à dire où l'on travaille en corrélation, $\text{var}[X_t] = 1$ et $\gamma(d)$ est le complément à 1 du corrélogramme.

II 2.4. Variogramme et expression des variances :

a) si on suppose connu le processus $X(t)$ (centré pour simplifier) alors toute combinaison linéaire

$$Y = \sum_i \lambda_i X(t^i) \quad (43)$$

a pour variance :

$$\begin{aligned} E[Y^2] &= E\left[\sum_i \lambda_i X(t^i)\right]^2 = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \text{cov}(X(t^i)X(t^j)) \\ &= \sum_i \lambda_i \lambda_j (\gamma(d_{ij}) - C(0)) \end{aligned} \quad (44)$$

deux cas peuvent se présenter :

- la covariance existe (le processus est stationnaire)
- elle n'existe pas mais on se limite à des combinaisons linéaires telles que :

$$\sum_i \lambda_i = 0 \Rightarrow \sum_i \lambda_i C(0) = 0 \quad (45)$$

et dans ce cas :

$$\text{var}[Y] = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij} \quad (46)$$

On notera au passage que $\text{var}[Y]$ est forcément positive ou nulle. Alors $\gamma(d)$ doit être telle que $\forall d_{ij} \lambda_i \lambda_j$ les valeurs $\gamma(d_{ij}) = \gamma_{ij}$ dans 46 donnent un résultat positif ou nul. Cela réduit $\gamma(d)$ à une certaine classe de fonctions.

b) Cas particulier : la variance d'estimation du krigage.

L'écart d'estimation s'écrit :

$$Z(t^0) - Z^*(t^0) = Z(t^0) - \sum_i \lambda_i Z(t^i)$$

$$\text{avec } \sum_i \lambda_i = 1$$

c'est à dire que la variable "écart" est bien centrée (d'espérance nulle).

Si on pose $\lambda_0 = 1$, cela donne la combinaison linéaire :

$$\begin{aligned} Y &= Z(t^0) - \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(t^i) = \lambda_0 Z(t^0) - \sum_{i=1}^n \lambda_i (Z(t^i)) \\ &= \sum_{j=0}^n \lambda_j Z(t^j) \quad \text{avec } \sum_{j=0}^n \lambda_j = 0 \end{aligned}$$

et l'on se retrouve dans le cas du a) ci-dessus. D'où :

$$\text{var} Y_i = \sum_{j=0}^n \sum_{k=0}^n \lambda_i \lambda_j Y_{ij}$$

Mais comme $Y_{00} = Y_{ii} = Y(0) = 0 \forall i$ et que les valeurs de λ_i satisfont le système (37), on retrouve bien alors l'expression (38) donnée sans démonstration :

$$\text{var} \left[Z(t^0) - Z^*(t^0) \right] = \sigma_k^2(t^0) = \sum \lambda_i Y_{i0} + v'$$

II.2.5. Carte krigée et écart type d'estimation :

Naturellement, cette valeur de $\sigma_k^2(t^0)$ est fonction de la position de t^0 par rapport aux points mesurés t^i , par $Y_{i0} = Y(d_{i0}) = Y(t^i, t^0)$, ce qui conduit aux valeurs $\lambda_i(t^0)$ et $v(t^0)$.

En particulier, quand on s'éloigne des points t^i au point que la covariance, ou la corrélation, devienne nulle alors

$$\sigma_k^2(t^0) \rightarrow \text{var}(Z)$$

c'est à dire la variance libre du phénomène.

D'autre part, il faut bien voir que les valeurs krigées expriment l'espérance du processus, et donc sa moyenne en t^0 sur l'ensemble des réalisations qui passent par les valeurs $Z(t^i)$, ou encore l'espérance en t^0 , conditionnée par ces seules informations disponibles : les valeurs $Z(t^i)$ soit $E[Z(t^0)|Z(t^1), Z(t^2), \dots, Z(t^n)]$

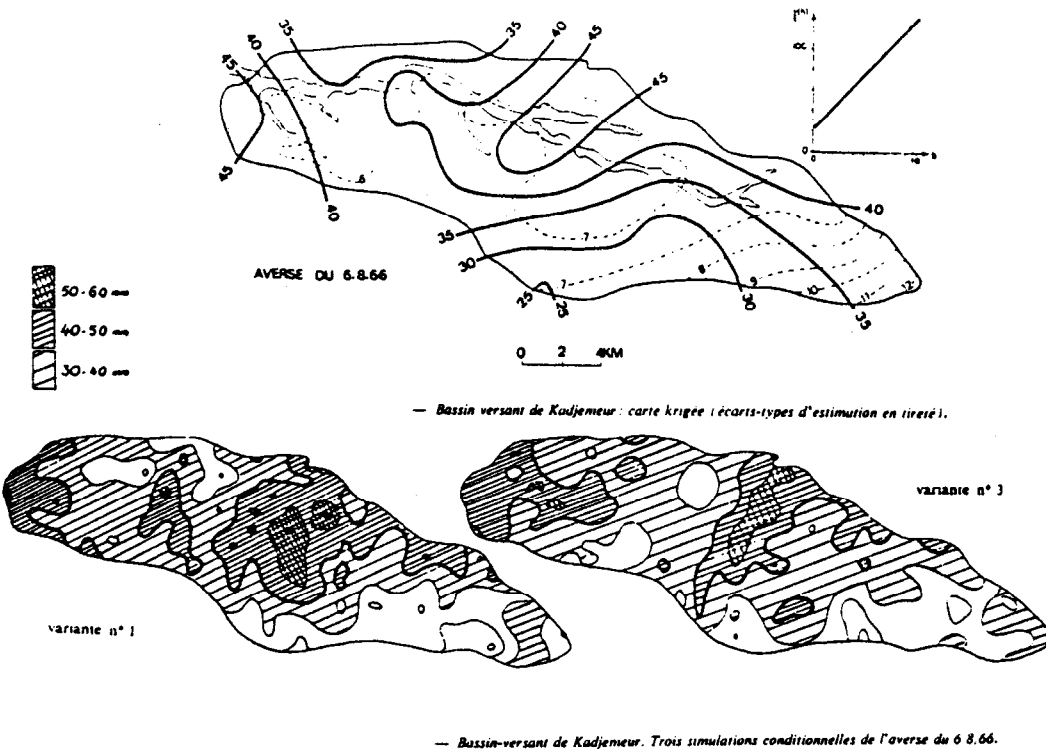
Cette courbe est donc anormalement "lisse" par rapport à une quelconque des réalisations possibles qui passe par les valeurs observées $Z(t^1), \dots, Z(t^n)$. En fait, la "vraie" réalisation est probablement plus chaotique que la ligne "krigée". Elle oscille autour de celle-ci "dans" la zone de confiance définie par l'écart type d'estimation.

On voit plusieurs configurations de cela sur la figure 17. Un exemple concret de simulations conditionnelles extrait de J.P. Delhomme (1976) montre différentes réalisations possibles ayant les mêmes valeurs aux point t^i donc la même surface krigée. (Fig. 18).

Fig. 17



Fig 18 : Analyse d'une averse. Carte krigée et simulations conditionnelles (D'après Delhomme, 1978 ; Bulletin du BRGM (2)-III-4, 1978).



II.3. TRAITEMENT DES ERREURS ET EFFET DE PÉPITE :

On peut reprocher aux géostatisticiens de promouvoir un langage parfois ésotérique, mais il est indéniable qu'ils ont su parfois trouver des termes très images. Ainsi en est-il du fameux "effet de pépite", souvent interprété à tort comme prenant en compte les erreurs de mesure. Nous allons d'abord l'explicitier puis regarder ce que cela peut apporter dans nos applications hydrologiques.

II.3.1. Effet de pépite.

Supposons que le processus $Z(t)$ soit la superposition (Fig. 19) de deux processus (que l'on peut supposer centrés pour simplifier les calculs) :

- un processus $X(t)$ de fonction de corrélation $C_{xx}(t, t')$
- et un bruit blanc $BB(t)$ dont la fonction de corrélation est tout simplement :

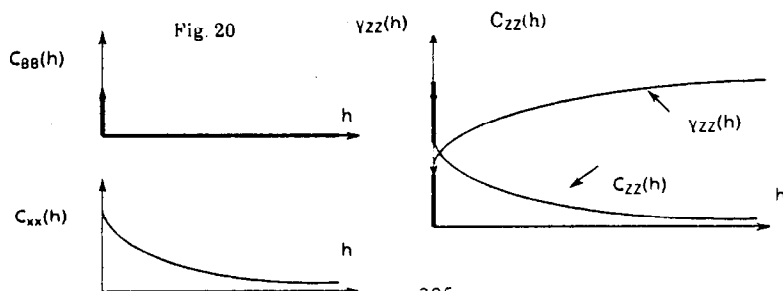
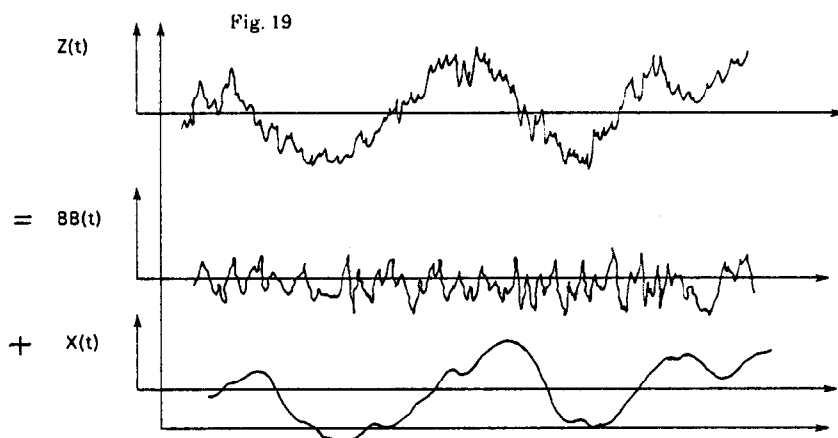
$$E[BB(t).BB(t')] = \begin{cases} \text{var}[BB] = c & \text{si } t = t' \\ 0 & \text{si } t \neq t' \text{ car le processus est décorrélé} \end{cases} \quad (47)$$

On montre alors simplement que la covariance de $Z(t) = X(t) + BB(t)$ est

$$C'_{ZZ}(t) = \begin{cases} C'_{xx}(t, t') & \text{si } t \neq t' \\ \text{var}[X] + \text{var}[BB] = C'_{xx}(0) + C & \text{si } t = t' \end{cases} \quad (48)$$

soit encore

$$C_{ZZ}(t, t') = (\delta_{tt'})C + C_{xx}(t, t') \quad \text{avec} \quad \begin{aligned} \delta_{tt'} &= 1 \text{ si } t = t' \\ &= 0 \quad \text{sinon} \end{aligned}$$



De même en variogramme : pour $h \rightarrow 0$, le variogramme de Z ne tend plus vers l'origine.

Cela ne signifie pas pour autant que les mesures soient entâchées d'erreur, au contraire, mais plutôt qu'elles perçoivent à la fois la composante structurée $X(t)$ et une composante sans structure spatiale $BB(t)$.

Dans le système de krigeage, dont le développement est inchangé, on trouvera donc, comme d'habitude, 0 sur la diagonale, car $\gamma(0) = 0$, et $\gamma_{ZZ}(h) = C + \gamma_{XX}(h)$ sur les autres termes.

En fait, on sent quand même que plus le terme C est grand, plus il tend à modifier le système. Cela se voit mieux encore si on l'écrit en covariance car alors le système s'écrit :

$$\begin{pmatrix} C + \text{var}[X] & & & 1 \\ & \ddots & & \\ & & C + \text{var}[X] & 1 \\ & & & \ddots \\ 1 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ v \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \vdots \\ C \cdot \delta(t_i, t_0) + \text{Cov}_{XX}(t_i, t_0) \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad (50)$$

Et on voit que plus C augmente par rapport à $\text{var}[X]$, et donc à $\text{Cov}[X(t'), X(t)]$, plus le système devient à diagonale dominante. Et à la fin, la solution tend vers :

$$\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = \frac{1}{n} \quad \text{si } t^0 \neq t^i \forall i$$

car le bruit blanc est tellement dominant que la meilleure estimation, en dehors des points observés, est simplement la moyenne !... Mais les points observés sont toujours interpolés exactement car ils ne comportent pas d'erreur.

Ce même système s'écrit, en variogramme :

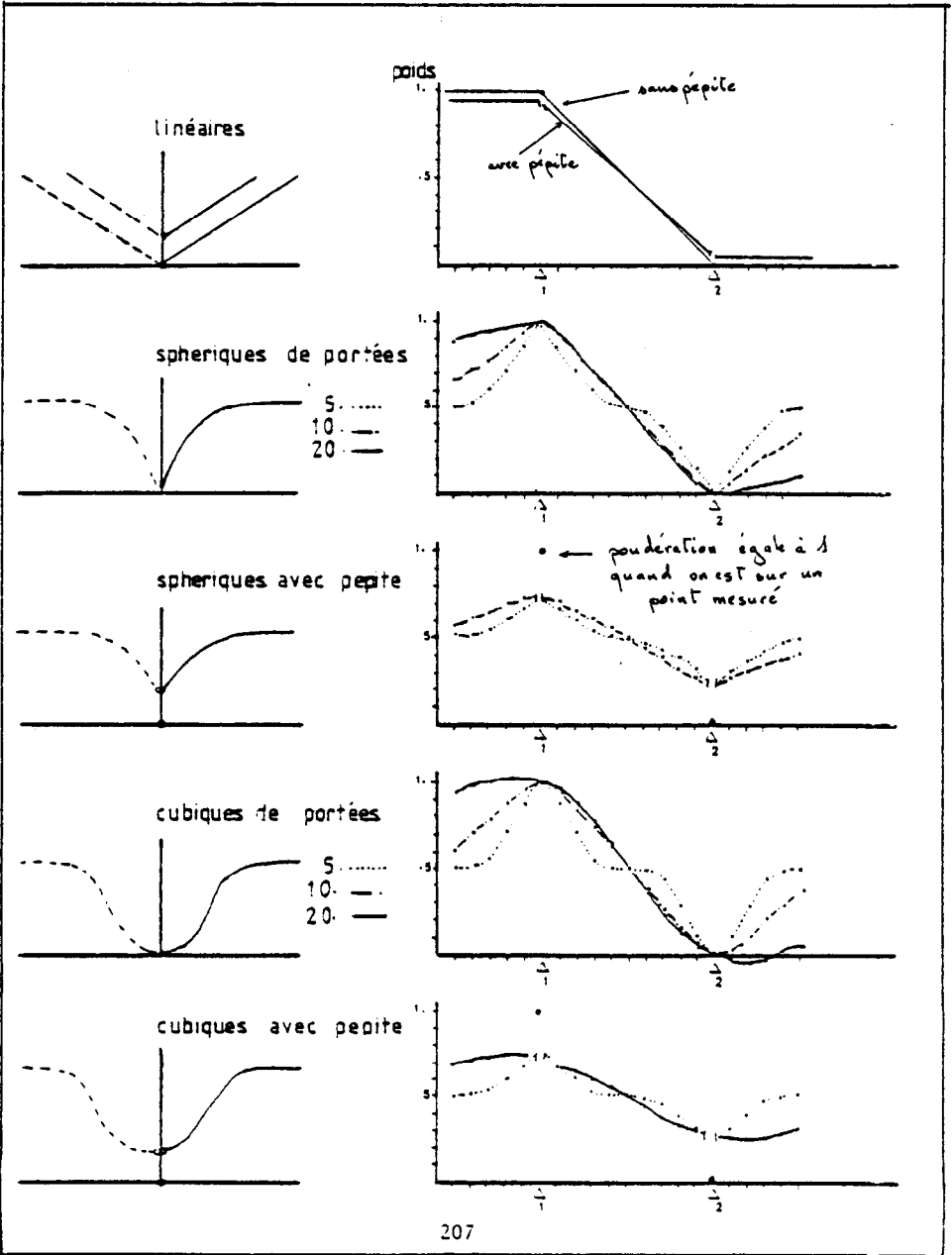
$$\begin{pmatrix} 0 & & & 1 \\ & \ddots & & \\ & & C + \gamma_{XX}(t^i, t^j) & \\ & & & \ddots \\ 1 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ v \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C \cdot \delta(t^1, t^0) + \gamma_{XX}(t^1, t^0) \\ \vdots \\ C \cdot \delta(t^n, t^0) + \gamma_{XX}(t^n, t^0) \\ 1 \end{pmatrix} \quad (50)$$

C'est celui qu'on utilisera dans les exemples suivants.

On notera aussi que l'on peut "théoriquement", à l'aide des points observés, inférer correctement les variogrammes de Z, de X et la "pépite" c.

On montre sur la figure 21 extraite de H. Darricau (1981) l'effet de l'introduction d'un terme de pépite dans le variogramme initial.

Fig. 21 : Pondération sur une droite à partir de deux points observés, selon le variogramme choisi et la présence ou non de pépite (D'après H. Darricau, 1981).



Exemple :

Soit à kriger le point t^0 à partir des deux points t^1 et t^2 , à l'aide d'un variogramme

$$\gamma_{zz}(d) = C(1 - \delta(d)) + \gamma_{xx}(d)$$

a) Si on prend t^0 au centre, le système s'écrit :

$$\begin{array}{c} t_1 \quad t_2 \\ \quad t^0 \end{array} \begin{pmatrix} 0 & C + \gamma_{xx}21 & 1 \\ C + \gamma_{xx}12 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ v \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C + \gamma_{xx}01 \\ C + \gamma_{xx}02 \\ 1 \end{pmatrix} \quad (51)$$

avec $\gamma_{xx}01 = \gamma_{xx}02$, et on vérifie que $\lambda_1 = \lambda_2 = \frac{1}{2}$

et accessoirement

$$v = \gamma_{xx}01 + \frac{1}{2}(C - \gamma_{xx}21)$$

b) Si par contre le point t^0 coïncide avec un point d'interpolation : le système devient :

$$\begin{array}{c} t^1 \quad t^2 \\ t^0 \end{array} \begin{pmatrix} 0 & C + \gamma_{xx}21 & 1 \\ C + \gamma_{xx}12 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ v \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ C + \gamma_{xx}12 \\ 1 \end{pmatrix} \quad (52)$$

On trouve alors $\lambda_1 = 1$, $\lambda_2 = 0$ et $v = 0$

c) Mais si le point t^0 se rapproche de t^1 à une distance très petite ε , le système reste différent :

Dans ce cas, pour $t^0 = t^1 + \varepsilon$

$$\begin{array}{c} t^1 \quad t^2 \\ \bullet \quad \bullet \\ | \\ t^0 \end{array} \quad \left(\begin{array}{ccc} 0 & C + Y_{xx,21} & 1 \\ C + Y_{xx,12} & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{array} \right) \quad \left(\begin{array}{c} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \nu \end{array} \right) \quad \left(\begin{array}{c} C \\ C + Y_{xx,12} \\ 1 \end{array} \right) \quad \begin{array}{l} \leftarrow \text{au lieu de } 0 \\ (53) \end{array}$$

$$\lambda_1 = 1 - \frac{1}{2} \frac{C}{C + Y_{xx}^{21}} \quad \text{et} \quad \lambda_2 = \frac{1}{2} \frac{C}{C + Y_{xx}^{21}} \quad (54)$$

On voit que si $C=0$ on retrouve le cas b) et que si C est petit devant la variance de $X(t)$, donc devant Y_{xx} , le terme correctif est faible, mais non nul.

11.3.2. Données entachées d'erreur :

On considère cette fois que l'on a un "vrai" processus $Z(t)$, que l'on cherche à estimer en un point quelconque, mais en sachant que l'on a mesuré, en des points t^i , $i = 0, \dots, n$

- la variable $Y(t^i) = Z(t^i) + e_i$,
- où e_i est une erreur, évidemment inconnue, mais qui vérifie, par exemple :
- $E[e_i] = 0$
- $\text{cov}[e_i, e_j] = \text{cov}[e_i, Z(t)] = 0 \quad \forall i, j, t$

i.e elles sont non corrélées entre elles, et non corrélées avec la variable exacte $Z(t)$

- $\text{var}[e_i] = \sigma_i^2$

On suppose de plus, pour simplifier, que $Z(t)$ et donc $Y(t)$ sont stationnaires d'ordre 2. On vérifie alors que :

$$E[Y(t)] = E[Z(t)] = m_z = m$$

$$\text{Var}[Y(t^i)] = \text{Var}[Z(t^i)] + \text{Var}[e_i] = C_{ZZ}(0) + \sigma_i^2$$

$$\text{Cov}[Y(t^i), Y(t^j)] = \text{cov}[Z(t^i), Z(t^j)] = C_{ZZ}(t^i, t^j)$$

Mais on veut cette fois estimer, à l'aide des données erronnées $Y(t^i)$, le processus

$$Z^*(t^0) = \sum_i \lambda_i Y(t^i)$$

Le système s'écrit alors, après dérivation comme pour le système (28) :

$$\begin{pmatrix} C_{ZZ}(0) + \sigma^2_1 & & & 1 \\ & C_{ZZ}(u, t^1) & & \vdots \\ & & C_{ZZ}(0) + \sigma^2_1 & \\ C_{ZZ}(t^1, u) & & & \\ & & C_{ZZ}(0) + \sigma^2_n & 1 \\ 1 \text{-----} 1 & & & 0 \end{pmatrix} \begin{vmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ v \end{vmatrix} = \begin{pmatrix} \vdots \\ \text{Cov}_{ZZ}(t^1, t^0) \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad (56)$$

Cela peut s'écrire aussi en variogramme, avec $\gamma_{ZZ}(t^1, u) = \frac{1}{2}E[(Z(t^1) - Z(u))^2]$ variogramme du processus exact $Z(t)$:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma_{ZZ}^{ij} - \lambda_i \sigma_i^2 + v = \gamma_{ZZ}^{i0} & i = 1 \dots n \\ \sum \lambda_j = 1 \end{cases} \quad (57)$$

Par contre, ici, le variogramme "brut" que nous pouvons inférer des valeurs observées $Y(t)$ représente en fait :

$$\begin{aligned} \gamma_{YY}(t^1, u) &= \frac{1}{2}E[(Y(t^1) - Y(u))^2] = \frac{1}{2}E[Z(t^1) + e_{t^1} - Z(u) - e_u]^2 \\ &= \gamma_{ZZ}(t^1, u) + \frac{1}{2}(\sigma_1^2 + \sigma_u^2) \end{aligned} \quad (58)$$

Mais le système (57) doit être rempli avec $\gamma_{ZZ}(t^1, u)$:

$$\begin{pmatrix} -\sigma^2_1 & & & 1 \\ & \gamma_{ZZ}(u, t^1) & & \vdots \\ & & -\sigma^2_1 & \\ \gamma_{ZZ}(t^1, u) & & & \\ & & -\sigma^2_n & 1 \\ 1 \text{-----} 1 & & & 0 \end{pmatrix} \begin{vmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_i \\ \vdots \\ \lambda_n \\ v \end{vmatrix} = \begin{pmatrix} \vdots \\ \gamma_{ZZ}(t^1, t^0) \\ \vdots \\ \gamma_{ZZ}(t^i, t^0) \\ \vdots \\ \gamma_{ZZ}(t^n, t^0) \\ 1 \end{pmatrix} \quad (57)$$

et

$$\sigma_E(t^0) = \sum \lambda_i \gamma_{ZZ}(t^i, t^0) + v$$

Néanmoins, le seul variogramme accessible empiriquement étant :

$$\gamma_{YY}(t^i t^j) = \gamma_{ZZ}(t^i t^j) + \frac{1}{2}(\sigma_i^2 + \sigma_j^2)$$

le système final s'écrit donc :

$$\begin{pmatrix} -\sigma_1^2 & \gamma_{YY} - \frac{1}{2}(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) & \vdots & 1 \\ \gamma_{YY} - \frac{1}{2}(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) & -\sigma_2^2 & \vdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & -\sigma_n^2 & 1 \\ 1 & \dots & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{vmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_i \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \hline v \end{vmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{ZZ}^{10} \\ \vdots \\ \gamma_{ZZ}^{i0} \\ \vdots \\ \gamma_{ZZ}^{n0} \\ \hline 1 \end{pmatrix} \quad (59)$$

Exemple :

Si on reprend l'exemple du II.3.1., on trouve :

a) Pour t^0 à mi-distance de t^1 et t^2 :

$$\lambda_1 = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{1}{2} \frac{\sigma_2^2 - \sigma_1^2}{\gamma_{YY}^{12}} \right) \quad \lambda_2 = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{1}{2} \frac{\sigma_1^2 - \sigma_2^2}{\gamma_{YY}^{21}} \right) \quad (60)$$

On vérifie par exemple que si σ_2^2 est nul (pas d'erreur de mesure en t^2) alors $\lambda_1 < \frac{1}{2}$ et $\lambda_2 > \frac{1}{2}$, ou encore $\lambda_2 > \lambda_1$, on donne plus de poids, en dépit de la symétrie, au point observé sans erreur.

b) Si t^0 coïncide avec t^1 , alors le système devient :

$$\begin{aligned} -\sigma_1^2 \lambda_1 + (\gamma_{YY}^{21} - \frac{1}{2}\sigma_1^2 - \frac{1}{2}\sigma_2^2) \lambda_2 + v &= \gamma_{ZZ}^{11} = 0 \\ (\gamma_{YY}^{12} - \frac{1}{2}\sigma_1^2 - \frac{1}{2}\sigma_2^2) \lambda_1 - \sigma_2^2 \lambda_2 + v &= \gamma_{ZZ}^{21} = \gamma_{YY}^{21} - \frac{1}{2}\sigma_1^2 - \frac{1}{2}\sigma_2^2 \\ \lambda_1 + \lambda_2 &= 1 \end{aligned} \quad (61)$$

D'où avec les particularités du second membre :

$$\lambda_1 = 1 - \frac{\sigma_1^2}{2\gamma_{YY}^{12}} \quad \lambda_2 = \frac{\sigma_1^2}{2\gamma_{YY}^{12}} \quad (62)$$

Et il n'y a plus interpolation exacte au point t^1 , i.e. la valeur krigée n'est plus égale à la valeur mesurée (car cela supposerait $\lambda_1 = 1$ et $\lambda_2 = 0$).

Il y a donc lissage, d'autant plus important que la variance d'erreur σ_z^2 sur $Z(t^1)$ est forte : On ne passe plus par les points mesurés car on sait qu'ils sont entachés d'erreur.

Ici encore, on peut voir que si les variances d'erreurs deviennent "grandes" par rapport à celle du processus Z , le système (56) devient à diagonale dominante, et la meilleure estimation de Z , en tous points y compris les points mesurés, tend vers la moyenne arithmétique des valeurs mesurées.

II.3.3. Comparaison entre les deux approches précédentes.

Les deux cas II.3.1. et II.3.2. ne sont pas vraiment fondamentalement différents mais correspondent à des pratiques expérimentales différentes.

Supposons que l'on dispose d'une réalisation du processus $Z(t)$; par exemple, la profondeur d'une couche géologique, dans laquelle on a fait des sondages en $t^1, \dots, t^n$.

- a) Si on mesure plusieurs fois Z en t^1 et que l'on trouve la même valeur $Z(t^1)$, on s'est assuré ainsi qu'il n'y avait pas d'erreur de mesure.

Ensuite, on fait un trou en $t^1 + \epsilon$, et on constate que $Z(t^1 + \epsilon) \neq Z(t^1)$. De même en $t^1 - \epsilon$. On soupçonnera alors le vrai processus $Z(t)$ de comporter, de manière intrinsèque, un bruit blanc, un "effet de pépite", qui fait partie intégrante de $Z(t)$ et traduit une variabilité locale.

Mais on ne remettra pas en cause les $Z(t^i)$ et on cherchera, en t^0 , à estimer le processus $Z(t^0)$ à l'aide des $Z(t^i)$.

- b) Si par contre, en mesurant plusieurs fois la profondeur au point t^1 , on obtient des valeurs variant de ± 5 cm, à cause du jeu des appareils de mesure, des incertitudes de lecture etc., on peut conclure, en gardant la première mesure
- que celle-ci, soit $Y(t^1)$, ne représente pas $Z(t^1)$ mais $Z(t^1) + e_r(t^1)$
 - avec une erreur $e_r(t^1)$ inconnue, mais dont on pourrait (par exemple en répétant la mesure) connaître la variance σ_r^2 . (En fait, dans ce cas de mesures répétées, on pourrait prendre la moyenne des $Y(t^1)$ qui serait meilleure qu'une quelconque des mesures)
 - Et si par exemple : $\sigma_r^2 = \sigma_r^2 = \dots \forall i, j$ (On utilise le même appareil, avec la même variance d'erreur, partout). alors la série obtenue $Y(t^i)$ est en fait une mesure des $Z(t^i)$, à laquelle on aura superposé un bruit blanc externe, de variance σ_r^2 .

Mais ce que l'on veut estimer en tout point t^0 (y compris en $t^1, \dots, t^n$), c'est la valeur de $Z(t^0)$ et non celle de $Y(t^0) = Z(t^0) + e_r(t^0)$, mais cette estimation ne peut se faire qu'à partir des seules valeurs erronnées $Y(t^i)$.

On cherche donc, contrairement au cas de la "pépite", à filtrer les données observées.

Avec ces considérations, on a fait pratiquement le tour des développements vraiment nécessaires aux applications cartographiques en hydrométéorologie. On retiendra néanmoins, à l'issue de ce chapitre sur les erreurs mais plus généralement, pour tout ce qui précède sur le krigeage, que celui-ci, à l'inverse de l'approche régression multiple-analyse des données, s'appuie sur des espérances mathématiques théoriquement optimisées. En particulier, s'il a fortement contribué à relativiser les résultats en insistant sur l'écart type d'estimation, qui est encore une espérance mathématique, il a un peu ignoré les fluctuations dues à l'échantillonnage.

On trouve peu de références (Muñoz, 1987) sur l'incertitude d'échantillonnage dans l'estimation du variogramme, et pratiquement pas de travaux sur les répercussions de cette incertitude sur les coefficients de krigeage λ_i , ou sur l'écart type d'estimation. C'est probablement le domaine où des développements utiles sont à attendre.

III EXTENSIONS DE LA METHODE

Dans ce chapitre, on s'attachera plutôt aux extensions présentant un caractère de généralisation, plutôt qu'au traitement de cas particuliers.

Par rapport au chapitre II, les démonstrations seront esquissées de manière moins complète, car il s'agit plus de fournir des idées qui enrichissent l'interprétation que d'être rigoureux mathématiquement.

III.1. Krigage d'une moyenne spatiale :

Jusqu'ici, on a cherché à estimer une valeur ponctuelle, en un point non mesuré, $Z^*(t^0)$. Désormais, on souhaite estimer, de manière optimale, une nouvelle variable :



$$Y(D) = \int_D Z(t) dt \text{ ou } 1/D \int_D Z(t) dt \quad (63)$$

où Y est soit l'intégrale, soit la valeur moyenne de Z sur un domaine D quelconque.

Ici encore, on va chercher à "expliquer" Y à l'aide des valeurs ponctuelles disponibles $Z(t^i)$, d'où l'estimateur :

$$Y^*(D) = \sum \lambda_i(D) \cdot Z(t^i) \quad (64)$$

On minimise donc, sous des contraintes éventuelles selon les hypothèses faites sur la moyenne :

$$E\left\{\left[\frac{1}{D} \int_D Z(t) \cdot dt - \sum \lambda_i(D) \cdot Z(t^i)\right]^2\right\}$$

Dans laquelle vont apparaître des termes en :

$$\begin{aligned} E\left\{\left[\frac{1}{D} \int_D Z(t) \cdot dt\right]^2\right\} &= E\left\{\frac{1}{D^2} \int \int Z(t) \cdot Z(t') \cdot dt dt'\right\} = \frac{1}{D^2} \int \int E\{Z(t) \cdot Z(t')\} \cdot dt dt' \\ &= \frac{1}{D^2} \int \int_D C(t, t') \cdot dt dt' = \text{var } Y(D) \end{aligned}$$

et des termes :

$$\begin{aligned} E\left\{\frac{1}{D} \int_D Z(t) \cdot dt \times Z(t^i)\right\} &= E\left\{\frac{1}{D} \int_D Z(t) \cdot Z(t^i) \cdot dt\right\} = \frac{1}{D} \int_D E\{Z(t) \cdot Z(t^i)\} \cdot dt \\ &= \frac{1}{D} \int_D C(t, t^i) \cdot dt \end{aligned}$$

Ces derniers sont les seuls qui apparaîtront lors de la dérivation par rapport aux λ_i , et on obtiendra le même système qu'en (28 ou 32) sauf au second membre où les $C(t^0, t)$ sont remplacés par l'intégrale sur le domaine

$$\int_D C(t, t_i) dt,$$

de même pour les $f(t^0)$ remplacés par

$$\int_D f'(t) dt$$

On ne s'étendra pas sur le calcul numérique de ces intégrales, qui peut parfois réserver quelques difficultés.

La démarche est identique si, au lieu de partir de (32) on part de (39) en choisissant le variogramme pour exprimer la structure.

On remarquera que, très globalement, il s'agit encore d'une espèce de corrélation multiple, mais où la variable à expliquer Y est un peu plus compliquée, et nécessite donc un calcul un peu plus compliqué des "corrélations" entre la variable à expliquer et les variables explicatives.

On peut bien sûr toujours calculer un écart type théorique d'estimation :

$$\sigma_e^2 = E[(Y - Y^*)^2] \text{ avec } Y^* \text{ conditionné par } Z(t^1) \dots Z(t^N) : \tag{67}$$

$$\sigma_e^2 = \frac{1}{D^2} \left[\int \int C(t, t') dt dt' - \sum_i \lambda_i \frac{1}{D} \int_D C(t, t^i) dt + \sum_i \mu_i \frac{1}{D} \int_D f'(t_i) dt \right]$$

Il s'agit bien d'une variance résiduelle théorique, car elle dépend du modèle choisi $C(t, t')$, plus ou moins bien ajusté au processus, et des hypothèses faites sur la moyenne.

On peut imaginer que, si l'on avait plusieurs réalisations $k = 1 \dots P$, avec pour chacune une valeur observée Y_k , alors l'erreur empirique de reconstitution :

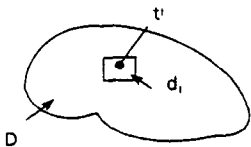
$$\frac{1}{P} \sum_k (Y_k - Y_k^*)^2 \rightarrow \sigma_e^2$$

Tous les développements décrits ci-dessus en covariance peuvent se faire en variogramme (cf. Matheron in Lafitte 1972).

Enfin, il peut arriver que les variables explicatives elles-mêmes soient le résultat d'une intégration. Dans ce cas,

$$Y = 1/D \int_D Z(t) dt \quad \text{sera expliquée par les}$$

$$V_i = 1/d_i \int_{d_i} Z(t) dt$$



i.e la variable explicative n'est pas ponctuelle, mais représente elle-même une moyenne autour du point t^i . C'est le cas... du pluviomètre (qui représente l'intégrale sur les quelques décimètres carrés du cône collecteur !). C'est celui des mesures de neige à l'aide d'un coussin à neige de quelques m^2 . C'est le cas aussi de la transmissivité d'une aquifère, mesurée par un essai de pompage, et qui représente en fait les propriétés de quelques dizaines de m^2 environnants, voire plus.

Cependant, il n'est pas nécessaire de prendre en compte ce raffinement dans la mesure où la fonction de structure utilisée est déjà celle de la donnée intégrée sur d^i (seule accessible à l'observation) et où les d^i sont de plusieurs ordres de grandeur inférieurs à D .

On trouvera une application de cette approche dans T. Lebel (1984) pour le calcul de pluie moyenne sur des bassins. Il existe bien sûr des extensions à des domaines volumiques, surtout dans le secteur minier. Mais on ne négligera pas les applications dans le domaine temporel. Il est fréquent en effet que la mesure d'un processus temporel (exemple : la vitesse du vent) soit l'objet d'une intégration sur un temps plus ou moins long, et que l'on cherche ensuite à estimer des moyennes ou interpoler des valeurs manquantes.

III.2. Liaison avec les autres techniques d'interpolation.

Le physicien ou l'ingénieur connaît souvent des méthodes élémentaires d'interpolation auxquelles il aimerait pouvoir se raccrocher pour "assimiler" la Géostatistique.

Et ici encore, il est bon de commencer à une dimension, par des méthodes très couramment utilisées.

III .2.1 L'interpolation polynômiale

Prenons le cas de l'interpolation polynômiale sur n points. On sait que le seul polynôme qui interpole ces n points est de degré $n-1$, mais qu'il peut s'exprimer de différentes façons :

La première consiste à l'écrire à l'aide des monômes habituels $1, t, (t)^2 \dots (t)^{n-1}$, soit :

$$Z^*(t) = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots + a_{n-1} t^{n-1} \quad (68)$$

et on obtient les coefficients a_i en écrivant les n équations :

$$i = 1 \dots n \quad \{ Z^*(t^i) = a_0 + a_1(t^i) + a_2(t^i)^2 + \dots + a_{n-1}(t^i)^{n-1} \quad (69)$$

exprimant que le polynôme passe par chacun des points observés $[t^i, Z(t^i)]$.

Dans ce cas, on fait bien apparaître dans l'opération (68) les fonctions génératrices choisies $1, t, (t)^2 \dots (t)^{n-1}$.

On parlera d'une expression en interpolateur : les outils d'interpolation apparaissent clairement (ce sont les monômes) tandis que les valeurs observées, pour le polynôme particulier considéré, $(Z(t^1) \dots Z(t^n))$ sont contenues de manière peu explicites dans les coefficients $a_0, a_1, \dots, a_{n-1}$. Or il existe une seconde écriture du même polynôme, qui s'appuie sur des fonctions de base assez différentes ; toutes, de degré $n-1$:

$$i = 1 \dots n \quad \left\{ L_i(t) = \frac{(t-t^1) \dots (t-t^{i-1})(t-t^{i+1}) \dots (t-t^n)}{(t^i-t^1) \dots (t^i-t^{i-1})(t^i-t^{i+1}) \dots (t^i-t^n)} \right. \quad (70)$$

On constate que ce polynôme de base a des propriétés particulières :

$$\begin{aligned} L_i(t) &= 0 \quad \text{si } j \neq i \\ L_i(t) &= 1 \quad \text{si } j = i \end{aligned}$$

Il vaut donc 1 au point t_i , 0 aux $n-1$ points d'interpolation t_j , et... n'importe quoi au point t quelconque. Ces $L_i(t)$ constituent la base de Lagrange. Et le polynôme d'interpolation, unique et strictement identique à (68), s'écrit alors :

$$Z^*(t) = Z(t^1)L_1(t) + Z(t^2)L_2(t) + \dots + Z(t^n)L_n(t) = \sum L_i(t).Z(t^i) \quad (71)$$

On vérifie d'ailleurs que si $t = t_i$, $Z^*(t) = Z(t_i)$

Il y a bien interpolation, en pondérant les valeurs observées par un coefficient polynomial $L_i(t)$.

On ne manquera pas de relever l'analogie avec le krigeage en un point t quelconque :

$$Z^*(t) = \sum \lambda_i(t).Z(t^i)$$

ou avec toute méthode (type pondération par la moyenne de l'inverse des carrés des distances de t aux point t_i).

Nous parlerons alors d'une expression de l'estimateur $Z^*(t)$ sous forme de pondérateur. C'est la plus classique utilisée en krigeage. Néanmoins, il peut être intéressant de regarder ce que cela devient sous une forme (il peut y en avoir plusieurs) d'interpolateur.

III.2.2 Le krigeage en interpolateur (krigeage dual) :

Reprenons pour cela le système (32) (en covariance ou en variogramme, les développements restent analogues). On constate qu'il consiste à rechercher, pour interpoler au point t , un vecteur de poids $\{\lambda_1(t) \dots \lambda_n(t)\} = \Lambda^T(t)$ (l'exposant T indique la transposition au sens matriciel) solution du système (32) réécrit :

$$G \cdot \begin{bmatrix} \Lambda(t) \\ M(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma \\ F^T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F \\ 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Lambda(t) \\ M(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_0^{(t)} \\ f_0^{(t)} \end{bmatrix} = g_0^{(t)} \quad (72)$$

où G ne dépend que des points connus t^i et pas du point courant t .

On en déduit le vecteur des pondérations (et des multiplicateurs de Lagrange) :

$$\begin{bmatrix} \Lambda(t) \\ M(t) \end{bmatrix} = G^{-1} \cdot g_0(t)$$

D'où l'expression de l'estimateur :

$$Z^*(t) = \begin{bmatrix} Z(t^1) \dots Z(t^n) 0 \dots 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Lambda(t) \\ M(t) \end{bmatrix}$$

Qu'on peut encore écrire :

$$\begin{aligned} Z^*(t) &= \begin{bmatrix} Z(t^1) \dots Z(t^n) 0 \dots 0 \end{bmatrix} \cdot G^{-1} \cdot g_0(t) = B \cdot g_0(t) \\ &= [B]^T \cdot g_0(t) \end{aligned}$$

où B calculé une fois pour toutes, ne dépend que des points observés $t^1, \dots, t^N$.

Soit encore :

$$Z^*(t) = [b_1, \dots, b_N | c_0, \dots, c_K] \begin{bmatrix} K(t^1, t) \\ \dots \\ K(t^N, t) \\ \hline f_0(t) \\ f_1(t) \\ \dots \\ f_K(t) \end{bmatrix} \quad (73)$$

D'où les expressions équivalentes :

$$Z^*(t) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(t^i) \quad (74)$$

$$Z^*(t) = \sum_{i=1}^N b_i K(t^i, t) + \sum_{l=0}^K c_l f_l(t) \quad (75)$$

La seconde formulation est du type interpolateur puisqu'elle fait apparaître explicitement les outils de l'interpolation, à savoir :

- les fonctions de base $f_l(t)$ utilisées pour représenter la partie "tendance", ou "dérive", due à la non stationnarité de la moyenne (Fig. 22-1 à 3).
- et des fonctions $K(t, t) = K_l(t)$ correspondant au processus lui-même et dérivées directement de sa structure $-K(t, t')$, exprimée en covariance, ou en variogramme (Fig. 22-4 à 6).

Les valeurs des $Z(t)$ observées étant directement contenues dans les coefficients b_i et c_l .

Desormais on appelle cette formulation en interpolateur le krigeage dual.

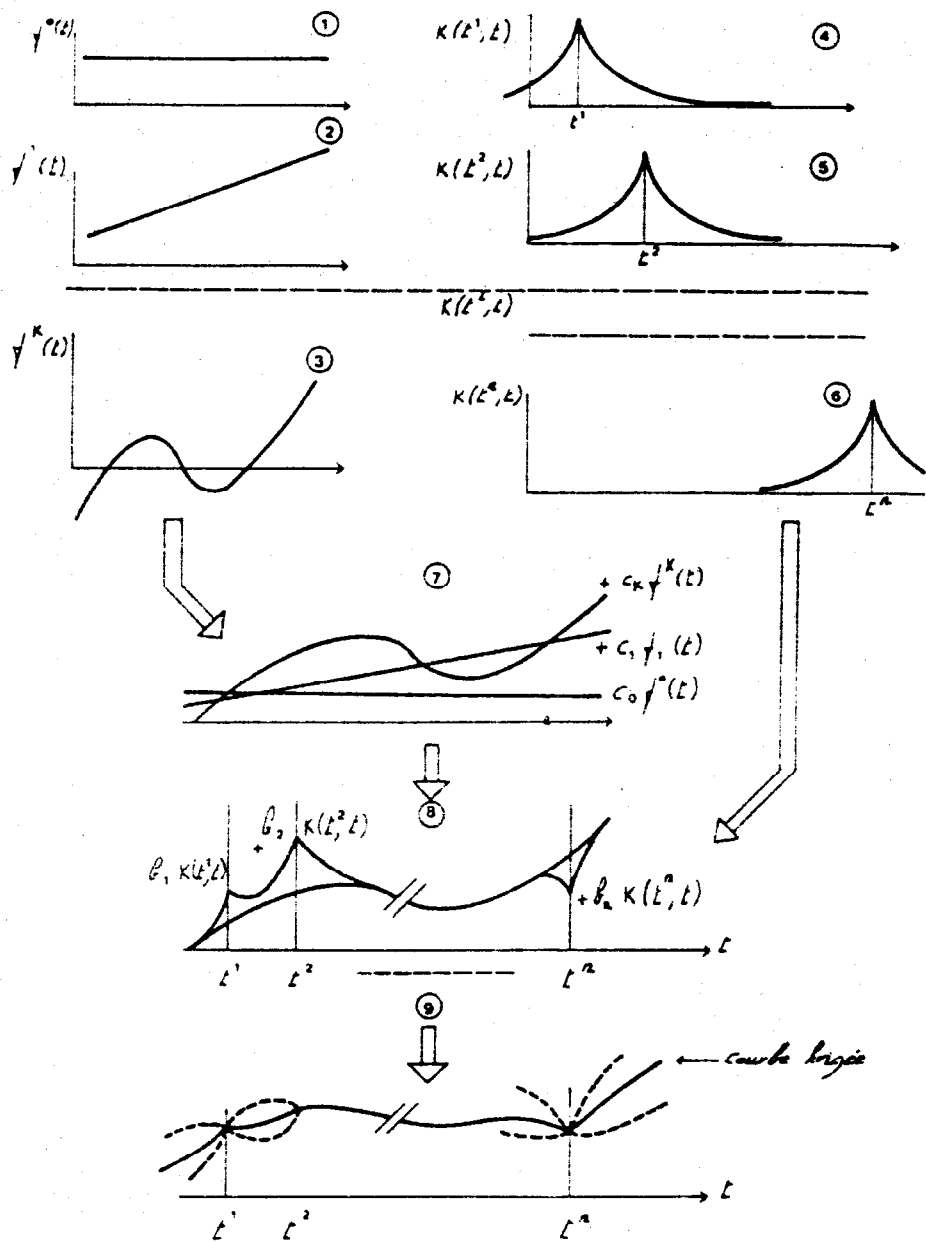
Cela permet une interprétation assez imagée du krigeage, qui nous ramène à l'approche classique en interpolation. En effet, pour reconstituer le champ estimé,

on pondère d'abord les fonctions de base $f_l(t)$ de la moyenne, d'où (Fig. 22-7)

$$\sum c_l f_l(t)$$

puis on balaye chaque point observé t^i , qui, à l'aide de la fonction de structure $K(t, t')$, préalablement adaptée à ce point d'où $K(t^i, t)$, apportera sa contribution $b_i K(t^i, t)$ sur l'ensemble du champ. Et on somme le tout (Fig. 22-8)

Figure 22 : Interpretation du krigeage dual en somme de fonctions globales et locales



III.2.3 Cas particulier des fonctions splines :

Il s'agit d'une technique très intéressante, qui évite les inconvénients couramment rencontrés en interpolation polynômiale ou trigonométrique, essentiellement les ondulations intempestives.

La technique des fonctions splines est assez facile à mettre en oeuvre et donne en général des surfaces très lisses, bien que passant par les points d'interpolation. Il n'est pas question ici d'exposer la théorie (voir pour cela Chenin *et al*, 1985), mais de voir les analogies avec le krigeage.

Si on considère que la fonction spline est une plaque élastique mince, infinie, qui passe par les points $Z(t_i)$ en minimisant son énergie de flexion, son équation $S(t) = S(x,y)$ minimise :

$$\iint_{R^2} \left(\frac{\delta^2 S}{\delta x^2} \right)^2 + \left(\frac{\delta^2 S}{\delta x \delta y} \right)^2 + \left(\frac{\delta^2 S}{\delta y^2} \right)^2 dx dy = \text{Min}$$

avec $S(t_i) = Z(t_i) \quad i = 1, \dots, n$

parmi toutes les fonctions possibles, l'intégration étant étendue au plan complet R^2 .

On montre alors que cette équation s'écrit :

$$S(x,y) = \sum_{i=1}^n \lambda_i K(x - x_i, y - y_i) + \alpha x + \beta y + \gamma \quad (76)$$

avec

$$K(x,y) = \frac{1}{2}(x^2 + y^2) \text{Log}(x^2 + y^2)$$

Les réels $\lambda_i, \alpha, \beta, \gamma$ étant définis par le système

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^n K(x_i - x_j, y_i - y_j) - \lambda_j + \alpha x_i + \beta y_i + \gamma &= 0 \quad i = 1, n \\ \sum_j \lambda_j x_j &= 0 \\ \sum_j \lambda_j y_j &= 0 \\ \sum_j \lambda_j &= 0 \end{aligned} \quad (77)$$

Et on reconnaît ici la formulation en interpolateur présentée en III.2.2, où l'hypothèse sur la moyenne serait qu'elle est localement linéaire, avec :

$$f_0(t) = 1 \quad f_1(t) = x \quad f_2(t) = y$$

et où la fonction de structure serait de la forme

$$K(d) = d^2 \cdot \text{Log } d$$

Cette forme n'est d'ailleurs pas la seule possible et on montre qu'en changeant le critère à optimiser, on trouve des fonctions $K(d)$ de la forme

$$K(d) = d^\alpha \quad \alpha > 0 \text{ et non entier pair.}$$

Or, on utilise, dans l'hypothèse intrinsèque d'ordre 1 des variogrammes de ce type.

On peut donc en conclure que l'interpolation spline n'est qu'un cas particulier de krigeage.

Or la formulation spline n'a fait, du moins explicitement, aucune hypothèse de "processus"... Accessoirement, elle appelle la fonction $K(d)$ le "noyau reproduisant". Et on voit bien dans l'expression (76) que c'est bien ce noyau qui est l'outil de reproduction de la fonction $S(t)$ qui interpole les $Z(t_i)$. D'où une convergence entre les méthodes que l'utilisateur peut certes ignorer, mais qui enrichit l'interprétation et relativise les querelles d'école....

CONCLUSIONS

Au terme de cet article, j'espère que les hydrologues accepteront plus volontiers de considérer l'approche géostatistique comme appropriée pour l'interprétation de leurs données souvent distribuées dans l'espace.

Mathématiquement, elle présente des caractères semi-arides assez marqués, d'où sans doute sa première utilisation en zone sahélienne (Delhomme et Delfiner, 1973). Néanmoins, sa mise en oeuvre élémentaire n'est pas très compliquée. Des programmes sont donnés (David, 1977) ou sont accessibles à des prix modiques pour micro-ordinateur même s'ils n'ont pas l'exhaustivité de la Formule 1 du genre, le logiciel Blue pack.

En pratique, on commence à voir de nombreuses applications en hydrologie de surface et en hydrométéorologie, qui prennent alors en compte la répétition des champs dans le temps, par exemple les champs pluviométriques (Lebel et al à paraître). L'application en hydrologie souterraine, proche du secteur minier, est déjà ancienne, mais on voit de plus en plus d'applications en hydropédologie de la zone non saturée.

Enfin l'avenir est probablement à l'utilisation conjointe de plusieurs sources d'informations, par exemple des mesures sol et des valeurs télédétectées qui débouchent sur les techniques de cokrigeage (Creutin J.D., 1987) que nous n'avons pu aborder ici.

REMERCIEMENTS

L'auteur remercie J.P. Delhomme, à l'époque au Centre d'Informatique Géologique à Fontainebleau, qui a guidé nos premiers pas en Géostatistique. Il remercie aussi les membres, passés ou présents, de l'équipe d'Hydrologie de Surface et Hydrométéorologie de l'IMG Grenoble, pour les emprunts à leurs travaux et pour leurs suggestions dans la réalisation de cet article. Et surtout, l'auteur voue une reconnaissance sincère à ceux qui ont assuré la frappe des notations et la mise en forme de cet article...

BIBLIOGRAPHIE

- CHENIN P., COSNARD, M. GARDAU Y., ROBERT F., ROBERT Y., WITOWSKI P. (1985) "Méthodes de Base. Mathématiques et CAO". Hermès Pub. Ed. 170 p.
- CREUTIN J.D. et OBLED Ch. (1982) "Objective Analyses and Mapping Techniques for Rainfall Fields: An Objective Comparison". Wat. Res. Res. vol. 18 n°2 p 413-431.
- CREUTIN J.D. (1987) "Validation et étalonnage d'images de télédétection à l'aide de mesures ponctuelles selon une approche géostatistique. Application à la mesure des précipitations et de l'insolation". Thèse d'Etat. INPG Grenoble. Mars 1987.
- DUBAND D. (1982) "Cours d'hydrologie statistique" ENS d'Hydraulique Grenoble. Polycopié - 200p.
- DARRICAU-BEUCHER H. (1981) "Approche géostatistique du passage des données de terrain aux paramètres des modèles en hydrogéologie". Thèse de D.I. ENS des Mines de Paris.
- DAVID M. (1977) "Geostatistical Ore reserve estimation". Elsevier Pub. Company. 364 p.
- DELHOMME J.P. et DELFINER P. (1973) "Application du krigeage à l'optimisation d'une campagne pluviométrique en zone aride" Symposium Unesco WMO-IAHS. Publi. AIHS n°
- DELHOMME J.P. (1976) "Applications de la théorie des variables régularisées dans les sciences de l'eau". Thèse de Docteur Ingénieur. Ecole des Mines de Paris. Université de Paris VII.
- DELFINER P., DELHOMME J.P., CHILES J.P., RENARD D., IRIGOIN F. (1982). BLUEPACK 3D (Manuel d'utilisation régulièrement mis à jour). Centre de Géostatistique et de Morphologie Mathématique, 35, rue St Honoré - 77305 Fontainebleau.
- GANDIN L.S. (1965) "objective analysis of meteorological fields". Leningrad, 1963. Traduit du russe par Israel. Program for Scientific Translation. Jerusalem, 1965. 242 p.
- HERGE, (1954) "On a marché sur la lune". Casterman. Ed. 63 p.
- JOHNTSON J. (1972) "Econometric methods" International Student Edition. 2nd Ed. Mac Graw Hill. 437 p.
- JOWETT (1955) "The comparison of means of sets of observations from sections of independent stochastic series". J. of Roy. Statist. soc. serie B. Vol. 17, n° 2, pp. 208-227
- LAFITTE P. (1972) traité d'informatique géologique. Ouvrage collectif, Masson et Cie Ed. 624 p
- LEBEL T. (1984) Moyenne spatiale de la pluie sur un bassin versant : estimation optimale, génération stochastique, et gradex des valeurs extrêmes. Thèse de Docteur Ingénieur. Institut National Polytechnique de Grenoble (1984).
- LEBEL T. et BASTIN G. (1985) "Variogram identification by the Mean Square Interpolation Error method with application to hydrology fields". J. of Hydrology. Vol. 77. n°..... p. 31-56
- LEBEL T., BASTIN G., OBLED Ch., CREUTIN J.D (1987) "On the accuracy of Areal Rainfall estimation : a case study" A paraître dans Wat. Ress. Res.
- LEBEL T. et BASTIN G. (1985) "Variogram identification by mean squared interpolation error method with applications to hydrologic fields" J. of Hydrology.

LEBEL T., OBLED Ch., CREUTIN J.D. (à paraître) "Application de la géostatistique à la cartographie des phénomènes pluvieux : aspects pratiques". Soumis à la Rev. d'Hydrol. Continentale en 1987.

MATHERON G. (1965) "Variables généralisées et leur estimation". Masson et Cie, Editeur.

MUNOZ-PARDO J.F. 1987 "Approche géostatistique de la variabilité spatiale des milieux géophysiques - Application à l'échantillonnage de phénomènes bidimensionnels par simulation d'une fonction aléatoire". Thèse de Docteur Ingénieur INPG-USMG. Février 1987. 350 p.

ORFEUIL J.P. (1976) "Géostatistique et analyse des données" in Advanced Geostatistics in the Mining Industry. p. 423-434. D. Reidel Publishing Company Ed.

PHILIP G.M., et WATSON D.F. (1986) ""Matheronian geostatistics. Quo Vadis ?" Mathematical geology. Vol 18 n° 1. pp. 93-117

SALAS J., DELLEUR J.W., YEVJEVICH V. and LANE W. (1980) "Applied Modelling of hydrologic time series". Wat. Res. Publ. 484 p.

SLIMANI M. (1985) "Etude des pluies de fréquence rare à faible pas de temps sur la région Cévennes Vivarais: estimation, relation avec le relief, et cartographie synthétique". Thèse de Doctorat. INPG. Grenoble. Septembre 1985.

SRIVASTAVA R.M. (1986) "Philip and Watson - Quo Vadis ?". Mathematical geology. Vol. 18, pp. 141-146.

ANALYSE GEOSTATIQUE DES CARACTERISTIQUES SPATIALES

DES EPISODES PLUVIEUX INTENSES AFFECTANT LA

REGION PROVENCE - COTE D'AZUR - RIVIERA ITALIENNE

P.M. LEHUCHER (*)

C. OBLED (**)

INTRODUCTION

Le travail présenté ici s'inscrit dans le cadre des travaux de recherche conduits par le groupe d'hydrologie de surface de l'Institut de Mécanique de Grenoble sur les épisodes pluvieux intenses affectant les régions du Sud-Est de la France. S'inspirant des résultats acquis sur les Cévennes, une analyse des caractéristiques spatiales des épisodes pluvieux intenses d'automne est conduite sur la frange littorale de la Région Provence Côte d'Azur Riviera Italienne (P.CARI) par cartographie, analyse dont les résultats sont critiqués à l'aide d'outils statistiques (variogramme). L'objectif de cette étude étant de reconstituer des séries hydrologiques sur des zones peu instrumentées, une méthodologie de reconstitution- validation des séries ponctuelles obtenues par interpolation spatiale est proposée.

I - PRESENTATION DE LA ZONE D'ETUDE ET DES RESEAUX DE MESURE

La zone d'étude sur laquelle est conduite cette recherche, est une frange littorale s'étalant sur une profondeur d'environ 70 km depuis le Delta du Rhône jusqu'à Savone, sur la Riviera Italienne. Baptisée Provence - Côte d'Azur - Riviera Italienne (P. CARI), cette région est constituée d'une succession de petits bassins versants montagneux, dont la direction est tournée vers le littoral.

Ainsi que le montre les trois figures suivantes (I à III), on distingue sur cette région trois réseaux de mesures. Le réseau général (RG) sur l'ensemble de la zone d'étude (fig.I), le réseau dense du bassin expérimental du Réal Collobrier (RD) géré par le CEMAGREF d'Aix-en-Provence, ces deux réseaux RG et RD étant constitués de pluviographes alors que le troisième, le réseau du bassin versant du Paillon est un réseau de pluviomètres (RP). Dans les tableaux suivants, les principales caractéristiques de ces réseaux sont résumées ; il y apparaît un quatrième réseau de mesure, celui du massif des Maures (RM), qui est une partition du réseau général autour du bassin du Réal Collobrier, auquel on rajoute les stations du bassin du Réal Collobrier pour obtenir un réseau plus dense (RD).

* Centre d'Etudes Techniques de l'Equipement Méditerranée -
Aix-en-Provence

** Institut de Mécanique de Grenoble

ZONES D'ÉTUDE

Zone d'étude	Dimensions Max. (km)	Superficie (km ²)	Orientation	Attitudes caractéristiques
P.C.A.R.I.	70 x 300	19.000	W - E	Chaîne Ste Baume 1.100 m Massif des Maures 780 m Alpes littoral (Mont Gramont) 1.378 m
MAURES	60 x 80	4.000	W - E	Alt. Max. : 780 m Alt. Moy. : 270 m
REAL - COLLOBRIER	16 x 21	100	W - E	Alt. Max. : 780 m Alt. Moy. : 320 m
PAILLON	15 x 25	250	S - N	Alt. Max. : 1.378 m Alt. Moy. : 562 m

RÉSEAUX DE MESURE

Zone d'étude	Réseaux	Nombre de stations	Densité
P.C.A.R.I.	RG	93	1 poste / 200 km ²
MAURES	RM RD	19 43	1 poste / 200 km ²
REAL - COLLOBRIER	RC	30	30 postes / 100 km ²
PAILLON	pluviomètres	14 (*)	

(*) Nous rappelons que le réseau du Paillon n'est constitué que de pluviomètres alors que les autres sont des réseaux de pluviographes.

II - CARTOGRAPHIE DES EPISODES PLUVIEUX INTENSES SUR LA REGION PROVENCE - COTE D'AZUR - RIVIERA ITALIENNE

En appliquant les critères suivants :

- P 24h 50 mm
- P 1 h 10 mm sur trois stations,

une sélection des 10 épisodes pluvieux les plus intenses sur la période 1974-1982 a fait l'objet d'un dépouillement des pluviographes obtenus pour les réseaux pré-cités, au pas de temps horaire. A l'image des épisodes étudiés sur les régions Cévennoles, ces épisodes se situent principalement en automne (voir tableau ci-après)

EPISODES PLUVIEUX SELECTIONNES :

Année	Nombre de jours	Date de début	Date de fin	N° d'épisode
1975	3	13/09/75	15/09/75	PROV Ø 75
1976	4	09/09/76	12/09/76	PROV 761
1976	6	09/10/76	14/10/76	PROV 762
1976	7	23/10/76	29/10/76	PROV 762
1977	3	20/11/77	22/11/77	PROV Ø 77
1979	4	03/10/79	06/10/79	PROV 791
1979	8	10/10/79	17/10/79	PROV 792
1979	4	13/11/79	15/11/79	PROV 793
1980	1	27/08/80	27/08/80	PROV Ø 80
1981	3	25/09/81	27/09/81	PROV Ø 81

Un tracé systématique des champs de pluie par interpolation Spline type "plaque-mince" à été entrepris. Nous ne rappellerons pas ici les principes théoriques de ces méthodes, qui sont par ailleurs largement développés (OBLED, 1986)

Nous présentons (fig.4) un exemple des cartes obtenues à partir du réseau général, pour l'épisode du 12.10.1976. Des noyaux denses de pluie (P 1h 20 mn) semblent être clairement identifiables, localisés sur les moyennes vallées des cours d'eau côtiers, et immobilisés durant les heures les plus intenses de l'épisode. Si cette situation n'est pas la seule qui ait été identifiée, elle est néanmoins fréquemment rencontrée au cours de notre travail de cartographie.

Fig.4

EPISODE PROV 762 du 09/10/1976 au 14/10/1976

Aspects dynamiques

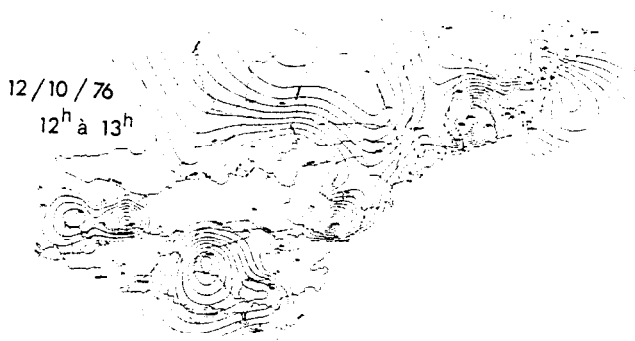
12 / 10 / 76

11^h à 12^h



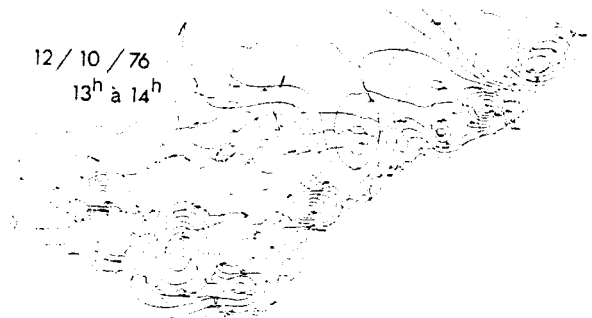
12 / 10 / 76

12^h à 13^h



12 / 10 / 76

13^h à 14^h



12 / 10 / 76

14^h à 15^h



Conscient de la relative faiblesse de notre réseau de mesure qui, du fait d'une densité moyenne de points de mesure relativement médiocre peut avoir "lissé" des phénomènes à plus petite échelle, nous avons entrepris de comparer sur le bassin du Réal Collobrier les cartes obtenues à partir du réseau lache à celles obtenues à partir du réseau dense. Cette étude a été effectuée en collaboration avec le groupement d'Aix-en-Provence du CEMAGREF. Un exemple de cette comparaison est donné (fig.5). Pour certains champs horaires, la comparaison des champs obtenus par interpolation spline montre qu'une augmentation importante de la densité du réseau n'apporte qu'une légère déformation des isohyètes, sans affecter en de grandes proportions les moyennes spatiales sur le bassin. Par contre, sur l'exemple présenté ici, les résultats obtenus par le réseau lache qui a "ignoré" du fait de sa trop faible densité un noyau de pluie intense affectant le bassin du Réal Collobrier, modifient ainsi non seulement le tracé des isohyètes mais également la valeur de la moyenne spatiale dans les grandes proportions. Même si ce type de situation reste limité à des épisodes exceptionnels, il nous a semblé néanmoins utile de procéder à une analyse plus fine des caractéristiques spatiales de ces épisodes en mettant en oeuvre des techniques géo-statistiques, afin de reconnaître notamment la faculté du réseau général à représenter effectivement ces caractéristiques spatiales.

III ANALYSE GEOSTATISTIQUE DE CHAMPS DE PLUIE HORAIRES

Nous avons donc procédé à une analyse statistique des champs horaires sélectionnés, par calcul des variogrammes $\gamma(h)$ sur le réseau général, puis sur le réseau dense du Bassin du Réal-Collobrier par :

avec

h = classe d'interdistances
 $N(h)$ = nombre de couples de points $(t_i, t_i + h)$ de la classe h
 $Z(t_i)$ = valeur de la pluie horaire au point t_i

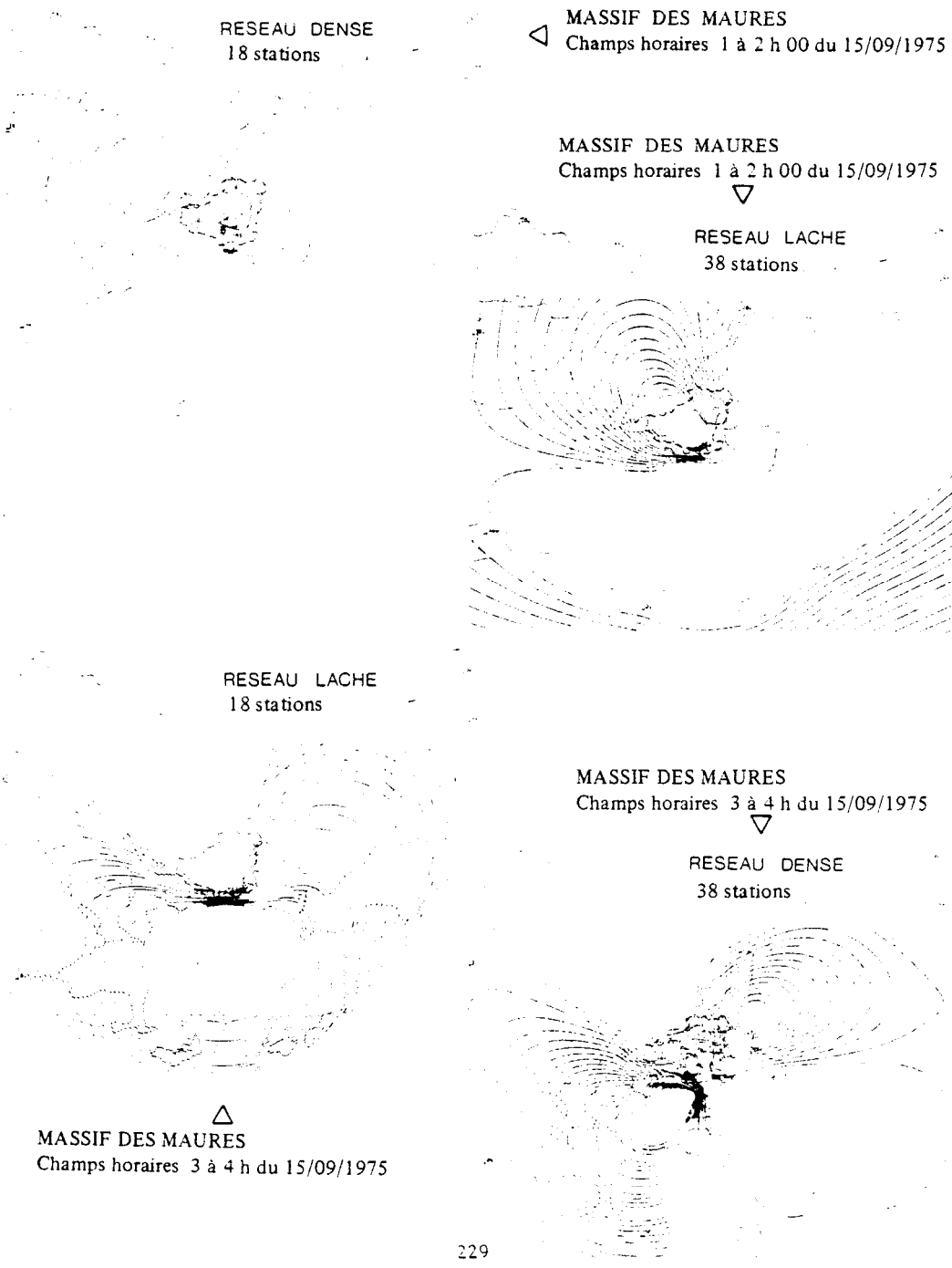
Nous présentons ci-après quelques résultats obtenus de calcul de variogramme brut (fig.6) et de variogrammes climatologiques (fig.7) sur les deux réseaux (RG) et (RD).

Ces résultats mettent en évidence plusieurs caractéristiques de la répartition spatiale des épisodes internes étudiés :

- le calcul des variogrammes par azimuth (ou secteur de direction) - l'azimut 1 étant le secteur des directions parallèles au littoral et l'azimut 2 perpendiculaire à l'azimut 1 - fait apparaître une nette anisotropie, caractérisant l'étalement des zones de pluies intenses le long de la frange littorale.

- outre les irrégularités des variogrammes aux grandes distances dues au faible nombre de couples dans les classes élevées d'interdistances, on note la présence d'un pallier que l'on peut observer à partir de 30-50 km environ pour l'azimut 1 et 20-30 km pour l'azimut 2. Ce pallier conduit à la détermination d'une "distance de décorrélation", ou portée fonction de la direction considérée.

Fig.5 INFLUENCE DE LA DENSITE DU RESEAU SUR LE TRACE DES ISOHYETES (SPLINE



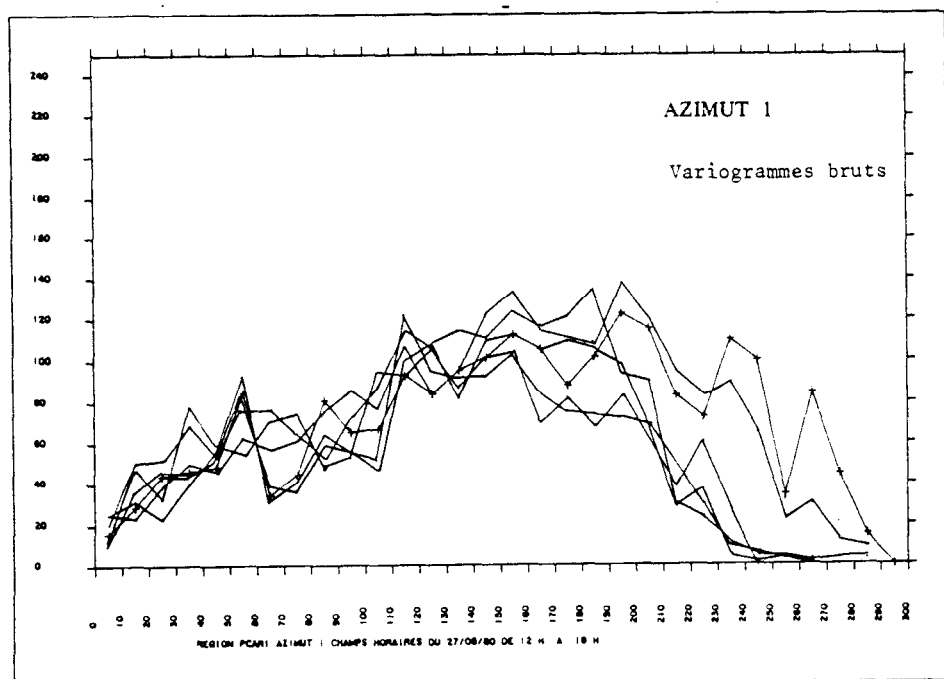
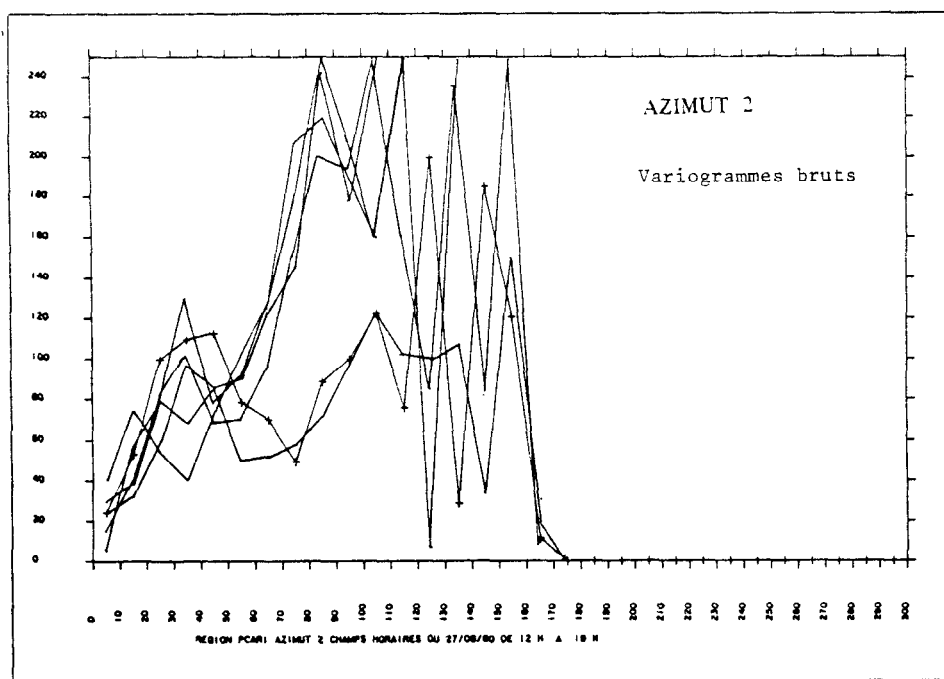


Fig. 6 : Variogrammes bruts sur la région P.CARI

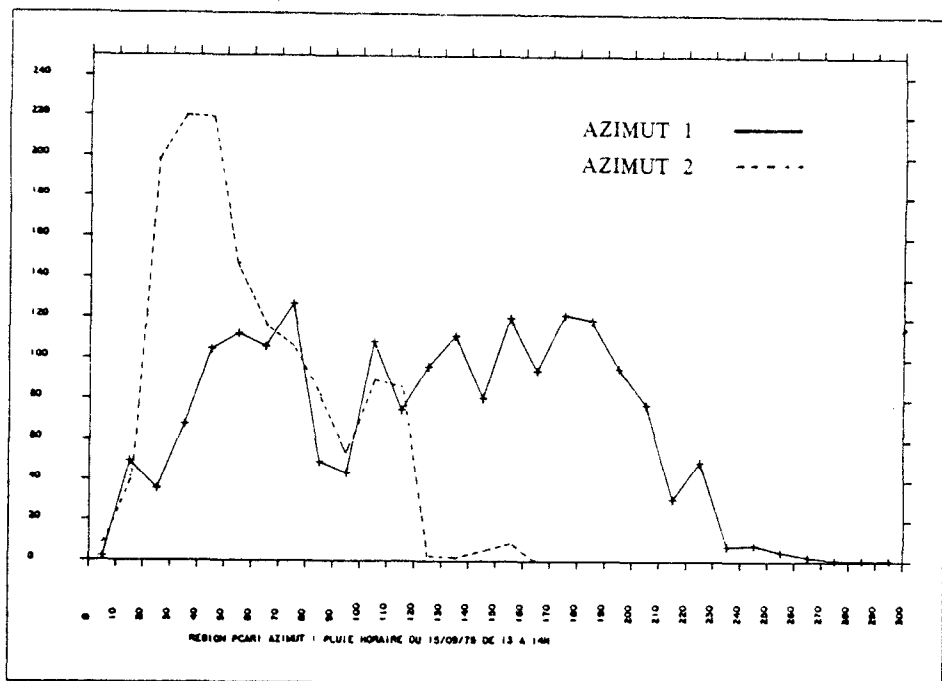


Fig.7 : Variogramme climatologique sur P.CARI

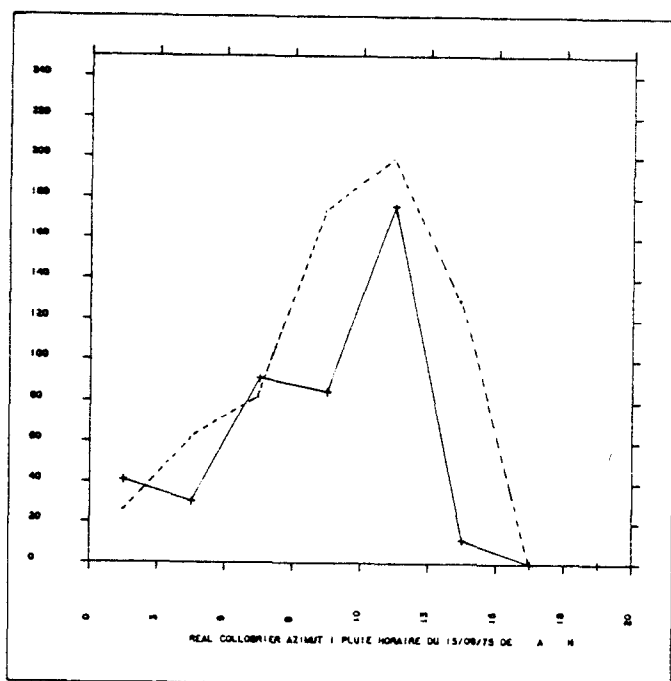


Fig.8 : Variogramme climatologiques sur le bassin du Réal-Collobrier

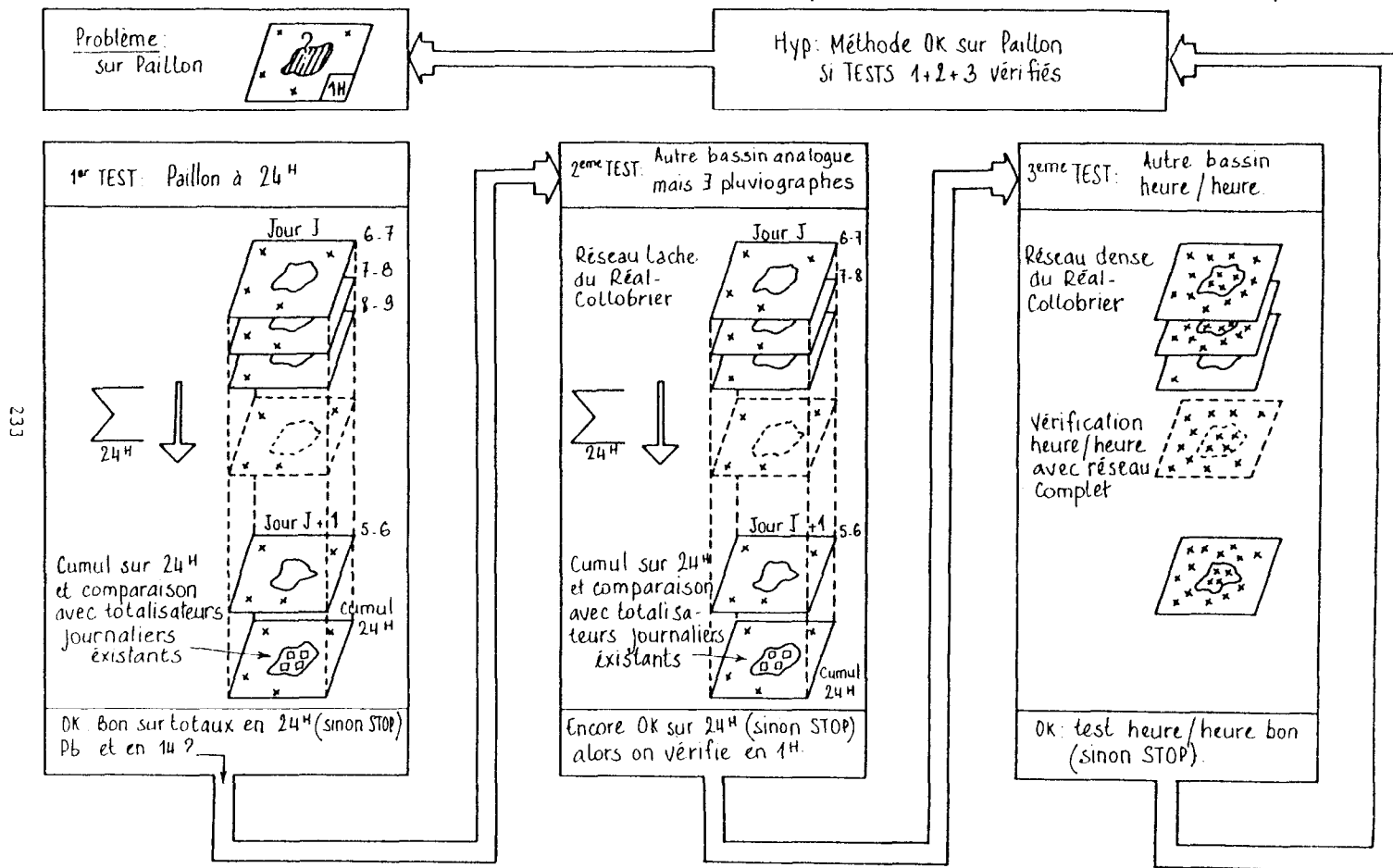
Enfin, on constate sur la plupart des variogrammes brut obtenus, l'existence d'une ordonnée à l'origine, appelée "effet de pépité" par similitude avec la terminologie des géologues, d'une valeur de 0,35. On pourrait attribuer ce phénomène à l'impuissance du réseau général à rendre compte des phénomènes à petites échelles. En fait, l'apparition du même effet sur le réseau dense du Réal Collobrier, avec une allure générale et une anisotropie sensiblement identiques à celles du réseau général, montre que cet effet serait plutôt du à une micro-régionalisation d'échelle, ou éventuellement à certaines erreurs de mesures. On en déduit que si pour certains épisodes, les réseaux laches laissent échapper une part importante de l'information, par contre dans la plupart des cas, ils sont suffisants pour donner une image assez bonne de l'allure générale de la structure spatiale des épisodes à l'échelle de la région.

IV - PROPOSITION D'UNE METHODOLOGIE DE RECONSTITUTION-VALIDATION DE SERIES HORAIRES SUR LE BASSIN VERSANT DU PAILLON

Le Paillon, petit fleuve côtier des Alpes-Maritimes traversant la ville de Nice, draine un bassin versant de 250 km² dans l'arrière pays Niçois. Des études hydrologiques conduites sur ce bassin ont fait apparaître la nécessité de disposer de séries de pluies à des pas de temps de l'ordre de l'heure, compatibles avec les temps caractéristiques de formation et de propagation de crues sur le bassin. Or, ce bassin qui a été correctement instrumenté en pluviomètres totalisateurs journaliers n'a jamais été par le passé équipé pendant des durées significatives de pluviographes donnant des séries de pluies à des pas de temps inférieurs à la journée. Cependant, le bassin est entouré d'une zone équipée de pluviographes ainsi que le montre le réseau présenté en figure 1. Une reconstitution par interpolation spatiale pourrait donc être une solution à l'obtention de séries horaires ponctuelles, dans la mesure où une méthodologie de "validation" de ces reconstitutions permet d'en connaître l'objectivité. En nous appuyant sur l'existence du réseau dense du bassin du Réal-Collobrier, nous proposons une méthodologie de reconstitution-validation, dont le principe est de vérifier sur le bassin correctement instrumenté la validité des séries reconstituées par interpolation, puis d'étendre cette validation au bassin du Paillon. Deux étapes de validation sont proposées dans l'organigramme ci-après, la première portant sur la comparaison des séries journalières mesurées et reconstituées sur les deux bassins, puis sur la comparaison des séries horaires mesurées sur le bassin du Réal-Collobrier.

Fig.9

IV-b METHODOLOGIE DE RECONSTITUTION - VALIDATION (organigramme simplifié)

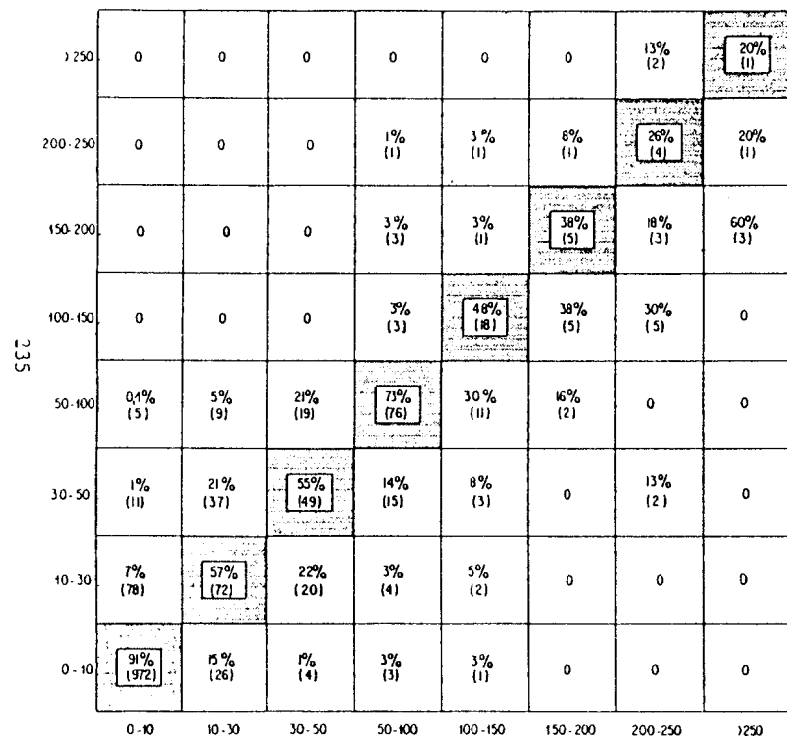


Dans le tableau suivant (fig.10) de comparaison entre valeurs mesurées et reconstituées sur le bassin du Réal-Collobrier, les résultats de la validation sont présentés synthétiquement par classes de contingences. Cette comparaison porte sur environ 1500 h/station dont 187 ont permis d'observer une pluie supérieure à 5 mm/h et 87 supérieure à 10 mm/h. Les résultats obtenus par deux méthodes d'interpolation, les Fonctions Spline et le Krigeage sont confrontés. Globalement, les résultats sont relativement bons pour les intensités horaires inférieures à 10 mm, puis se dégradent assez rapidement pour les grandes intensités. Ces résultats se confirment lorsque l'on analyse, par épisode, la forme d'un hyétogramme (fig.11).

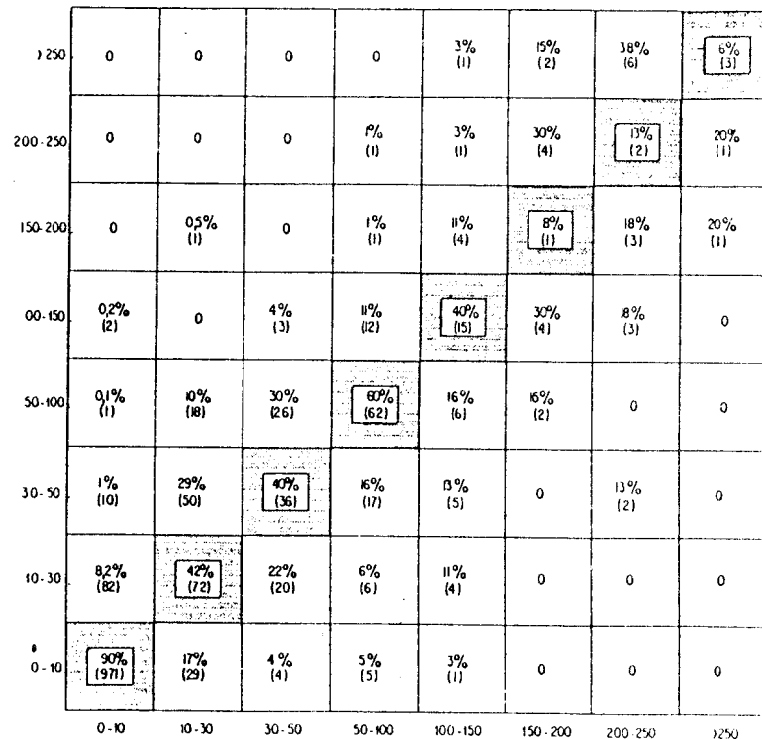
V - CONCLUSION

Nous avons voulu montrer à travers cette brève présentation de notre recherche, l'utilité pratique des méthodes géostatistiques utilisées ici d'une part pour la critique de résultats fondamentaux sur l'analyse des caractéristiques spatiales d'épisodes pluvieux intenses, d'autre part pour la mise au point d'une technique d'étude en hydrologie. Nous n'avons présenté ici qu'une synthèse des résultats obtenus ; ceux-ci étant plus largement exposés. dans les travaux publiés par le groupe d'hydrologie de surface de l'IMG.

Fig.10 : Reconstitution-validation de séries horaires ponctuelles sur le bassin du Réal-Collobrier



Obtenu par Krigeage



Obtenu par Fonction Spline

STATION 670
ÉPILOGUE DU 21/11/77

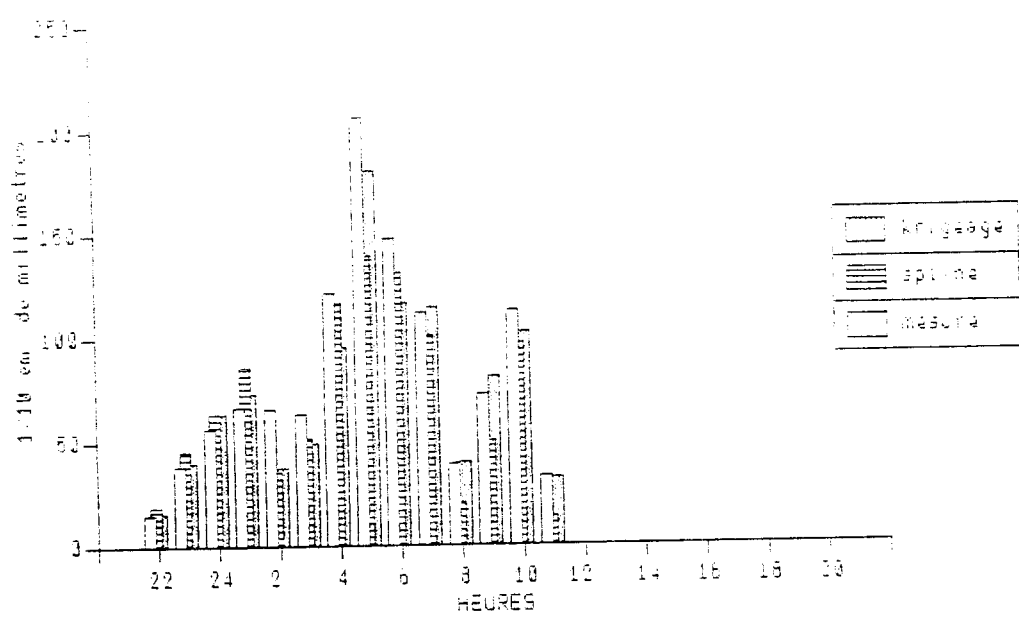
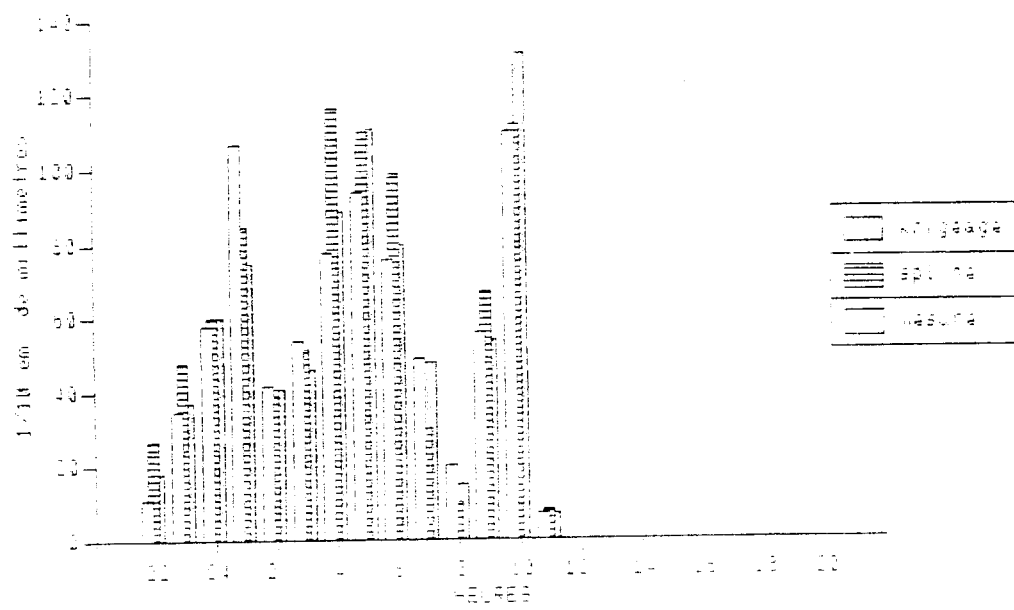


Fig.11 : Reconstitution des hyetogrammes en deux points du bassin du Réal-Collobrier

STATION 670
ÉPILOGUE DU 21/11/77



BIBLIOGRAPHIE

- | | | |
|---|------|---|
| R. FLORENT | 1953 | Le Quart Sud-Est Français - N.I.T.-M.N. |
| J. MERTZ | 1957 | Essai de classification de types de temps sur les Alpes - N.I.T.-M.N. |
| A. ORIEUX | 1960 | Front orageux d'Ouest à Sud - Ouest sur le littoral méditerranéen - N.I.T.-M.N. |
| J.D. CREUTIN | 1979 | Méthode d'Interpolation Optimale de champs hydrométéorologiques. Comparaisons et applications à une série d'épisodes pluvieux cévenols - I.N.P.G. |
| J.D. CREUTIN
C. OBLED
P. TOURASSE | 1980 | Analyse spatiale et temporelle des épisodes pluvieux cévenols - I.N.P.G. - La Météorologie |
| J. LAVABRE | 1980 | La pluviométrie du bassin expérimental du Réal-Collobrier - C.E.M.A.G.R.E.F. - La Météorologie |
| C.E.T.E.
Méditerranée | 1982 | Etude d'un système d'annonce de crues sur le bassin versant du Paillon - Doc Int. |
| P.M. LEUCHER | 1983 | Cartographie des épisodes pluvieux intenses dans la Région Provence - Méditerranée - Ligurie - S.M.F. Marseille |
| T. LEBEL | 1984 | Moyenne spatiale de la pluie sur un bassin versant : estimation optimale, génération stochastique et gradex des valeurs extrêmes |
| P.M. LEUCHER
J. LAVABRE | 1984 | Cartographie des épisodes pluvieux intenses sur le Massif des Maures - S.H.F. |
| P.M. LEUCHER
C. OBLED | 1985 | Reconstitution de séries pluviométriques horaires sur un bassin versant Côtier Méditerranéen - AFME - Oct. 1985 |
| P.M. LEUCHER | 1986 | Etude des épisodes pluvieux intenses sur la région Provence Côte d'Azur - Riviera Italienne (1974-1982). Cartographie et reconstitution de séries horaires sur les bassins du Réal-Collobrier et du Paillon - INPG Th.Doct. NR Oct.1986 |

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LES COMMUNICATIONS
DE MM. OBLED et LEHUCHER
17.09.86 matinée

J. COLOMBANI ouvre le débat en posant trois questions :

- dans l'application de la méthode à l'échelle horaire, la fonction de structure est-elle la même pour tous les événements climatiques, ou faut-il redéfinir une fonction de structure pour chaque champ horaire ?
- étant donné le coût de la méthode, ne serait-il pas plus économique d'installer des pluviographes supplémentaires sur les bassins à étudier si l'on devait renouveler l'opération (cas du bassin du PAILLON) ?
- dans l'utilisation du krigeage à l'échelle mensuelle ou annuelle, n'aurait-on pas intérêt à séparer les événements fonction de leurs diverses origines météorologiques ?

La réponse de Ch. OBLED est qu'une seule fonction de structure est définie pour tous les champs horaires en utilisant un empilement de ceux-ci. Il s'agit donc d'un outil unique, adapté à chaque événement et doté d'un seul bouton de réglage qui est la variance au champ particulier, facile à calculer pour chaque poste.

En modifiant les chaps pour passer à des échelles temporelles plus grandes (annuelles) on augmenterait sans doute la portée des corrélations. Encore faut-il alors faire attention à l'apparition d'anisotropie de l'échantillon. Il est évident par ailleurs qu'il n'existe pas de mesures des précipitations en mer. Ch. OBLED est aussi d'accord pour séparer les précipitations d'origines météorologiques différentes, ce qui est fait implicitement lors de la recherche des variogrammes.

Il n'y a pas eu de réponse sur la question portant sur la multiplication des pluviographes...

Pour M. ROCHE la portée est sans conteste le paramètre clé de la construction des variogrammes. Comment la déterminer ? les graphiques présentés peuvent laisser penser que l'appréciation de cette distance est tout à fait subjective. A cela Ch. OBLED répond que le choix de ce paramètre clé qu'est la portée est objectivée par des méthodes d'optimisation qui permettent une validation en représentation croisée : pour chaque champ on supprime quelques stations dont on essaye de reconstituer les données en faisant varier la portée. Des tests de sensibilité montrent que l'appréciation sur graphique des variogrammes conduit à une précision suffisante. Un graphique illustre l'influence de la portée : lorsqu'elle est dépassée, on revient à la simple moyenne. CREUTIN s'interroge alors sur les liaisons qui existent entre portée et densité d'un réseau : quelle est la distance optimale entre maille d'un réseau d'observation pour définir au mieux une fonction de structure, et quelle en serait la conséquence sur l'optimisation des réseaux ? Pour Ch. OBLED, si la maille d'un réseau (distance entre postes voisins) est égale à une portée, on calcule qu'à mi-distance la corrélation est très faible. L'écart type d'une prévision en ce point serait de 90% de la valeur. Il faudrait donc trois ou quatre stations par portée pour revenir à des corrélations raisonnables. LEBEL peut apporter quelques précisions complémentaires : le premier intérêt du krigeage est de définir une fonction de structure, car

on s'intéresse à des valeurs lissées et à des moyennes. Cette méthode peut alors permettre d'apprécier des erreurs ponctuelles. Par contre elle ne pourra mettre en évidence des erreurs d'échantillonnage. B. POUYAUD s'interroge alors sur l'utilisation de cette méthode par l'ORSTOM dans son domaine tropical traditionnel d'intervention, où les difficultés rencontrées sont d'abord la nécessité de séparer les événements pluvieux en trois types distincts (mousson, orages isolés et ligne de grain) et ensuite l'absence d'une densité suffisante des réseaux d'observation qui presque satisfaisante sur la côte, s'amenuise vers l'intérieur.

Pour l'ORSTOM le krigeage serait donc difficilement utilisable ailleurs que sur les bassins versants représentatifs bien équipés et bien suivis.

Ch. OBLED estime qu'il faut adopter la méthode aux données existantes pour les enrichir. Certes, en Afrique sahélienne la densité du réseau pluviométrique est insuffisante, mais on peut aussi pratiquer le co-krigeage, c'est-à-dire enrichir un champ de mesure par des champs voisins plus riches. Il cite ainsi le cas d'un travail sur les champs de pressions barométriques, enrichis par la connaissance du champ de vent. Ainsi, pour l'Afrique, pourrait-on imaginer des données de pluviométrie mesurées au sol, enrichies par des données radar ou satellite. Voilà bien des applications possibles du co-krigeage.

MASSON remarque alors que tous les variogrammes passent par zéro. Cela voudrait dire qu'il n'y aurait pas d'effet de "pépité" ou que ce dernier serait négligeable ? (on sait pourtant que deux pluviomètres voisins ne donnent pas les mêmes résultats). Ch. OBLED fait un rappel théorique sur l'effet de "pépites" et son origine minière. Il montre qu'une incertitude sur le signal entraînera un amoindrissement de la prévision. Bien sûr, il peut y avoir des décalages, un "bruit" dans les mesures, mais on est bien obligé de lisser les valeurs existantes, au risque d'influer beaucoup sur la reconstitution de valeurs ponctuelles, d'où l'impérieuse nécessité de toujours valider ses modèles. En l'occurrence, des essais comparatifs ont montré que l'on pourrait supprimer tout effet de "pépité" dans cette application.

A une question de ROCHE qui s'interroge sur la possibilité d'introduire dans les méthodes de krigeage des informations "Relief" ou des paramètres "Morphologiques", il est répondu qu'il en sera vu des exemples en cours d'après-midi, car comme l'a montré l'exposé, il est aisé d'introduire des facteurs de contraintes dans la technique du co-krigeage. Cependant l'introduction de l'altitude n'a pas été faite au niveau de l'évènement, mais seulement à celui des valeurs interannuelles.

ETUDE DE LA STRUCTURE SPATIO-TEMPORELLE DES PLUIES A DES ECHELLES FINES DE TEMPS ET D'ESPACE

M. BERGAOUI ET M. DESBORDES

LABORATOIRE D'HYDROLOGIE MATHEMATIQUE
USTL - MONTPELLIER

RESUME :

Les données recueillies de 1977 à 1980 sur le réseau dense de 9 pluviographes du bassin versant expérimental de Rungis, en région parisienne (200 ha) servent de support à cette étude. Les séries chronologiques ponctuelles ont été discrétisées à des pas de temps de 5 minutes à 1 heure. Pour ces pas de temps, on a procédé à divers traitements d'épisodes pluvieux, déterminés à partir des séries discrétisées, en vue de dégager des éléments caractéristiques de la structure spatiale et temporelle des précipitations. Après une étude de l'homogénéité statistique des observations ponctuelles, qui laisse apparaître des niveaux d'incertitudes significatifs (durée maximale d'enregistrement de 4 années par poste), nous avons procédé :

- à l'analyse des distributions des écarts des intensités moyennes maximales ponctuelles d'épisodes, sur les divers pas de temps, à la moyenne arithmétique synchrone de l'ensemble des postes,
- à l'analyse de l'autocorrélation ponctuelle autorisant l'évaluation des phénomènes ponctuels de persistance,
- à l'analyse de la fonction de corrélation spatiale entre les postes du réseau et à l'exploration des champs d'intensité par la technique du krigeage,
- à l'analyse de la corrélation spatiale croisée des postes deux à deux pour juger d'éventuels effets dynamiques résultant d'un déplacement apparent des cellules de précipitation.

L'ensemble de ces traitements permet de conclure que pour des durées supérieures à 5 minutes, à l'échelle d'espace du réseau, les précipitations apparaissent comme un phénomène homogène, continu, isotrope, voire sensiblement uniforme. Au pas de temps de 5 minutes, l'absence d'un synchronisme parfait entre les postes (enregistreurs mécaniques) ne permet pas de conclusions objectives.

I ELEMENTS BIBLIOGRAPHIQUES

L'hydrologie urbaine traite de l'étude des processus hydrologiques à des échelles de temps et d'espace beaucoup plus réduites que ne le fait généralement l'hydrologie des espaces naturels et ruraux. Les données autorisant ce type d'étude sont encore relativement peu nombreuses. Aussi s'agit-il d'un domaine de recherche appelé à connaître un certain essor. Traditionnellement, on attribue les premières recherches significatives à HUFF (1967). Elles furent conduites à partir d'un réseau de 49 pluviographes couvrant 1000 km². Quelques années plus tard, en 1973, HERBERT et al travaillent sur un réseau encore plus dense de 95 appareils pour 150 km². Depuis une dizaine d'années de nombreuses agglomérations se dotent de réseaux de mesure des précipitations. Au demeurant, l'implantation des dispositifs en site urbain pose de nombreux problèmes et n'est pas encore codifiée. L'Organisation Mondiale de la Météorologie devrait procéder, en 1987, à la création d'un groupe de réflexion à ce sujet.

Lorsque l'on fait le point des recherches mondiales sur la structure spatio-temporelle des précipitations, il n'est donc pas étonnant de constater que bien peu d'entre elles concernent des pas de temps inférieurs à l'heure et des pas d'espace inférieurs à 1000 à 2000 hectares. Un récent symposium international a fait le point des recherches pluviométriques intéressant l'Hydrologie

urbaine (HARREMOES, 1984). Nous résumerons ci-après quelques uns des points importants abordés lors de ce symposium.

En ce qui concerne l'étude de séries chronologiques de pluie ponctuelle on peut citer les travaux de NGUYEN (1984) de modélisation des pluies horaires, s'appuyant sur les recherches de RANDKIVI et LAWGUN (1974). Les hypothèses de modélisations sont classiques : hauteurs de pluie horaires exponentiellement distribuées et indépendantes de la durée de l'épisode ; séquences des heures pluvieuses répondant à un processus de Markov. Les résultats de comparaisons de ces modèles aux observations ne sont pas très convaincants. Les essais de modélisations semblables, à des pas de temps inférieurs à 1 heure sont encore plus médiocres.

Pour ce qui est de la distribution spatiale des hauteurs de pluie synchrones, au cours d'un intervalle de temps donné, les études relatives à des intervalles de temps inférieurs à 1 heure et des pas d'espace inférieurs à quelques milliers d'hectares ne sont pas beaucoup plus nombreuses. Elles concernent le problème de l'"abattement spatial", vu sous l'angle de coefficients probabilistes associant une pluie en un point d'une surface A et la "lame" de même fréquence sur cette surface. Bien que le sujet ait déjà donné lieu à de nombreux développements théoriques depuis une dizaine d'années (RODRIGUEZ-ITURBE et MEJIA, 1974 ; BELL, 1976, MYERS et ZEHR, 1980), les travaux de NIEM CZYNOWICZ sur la ville de Lund (12 pluviographes pour 2500 hectares sont les plus intéressants pour les applications de l'Hydrologie Urbaine (NIEM CZYNOWICZ, 1982).

Les études concernent également l'adéquation de diverses techniques d'interpolation spatiale pour le calcul des lames "moyennes", le tracé de courbes isohyètes, ou pour l'étude de la structure spatiale des champs "observés" de précipitations. Si l'on exclut les techniques appliquées a priori (polygone de Thiessen, moyennes diverses, triangulations, interpolations polynômiales etc.), les approches fondées sur la fonction de corrélation spatiale des observations ont permis de définir des ordres de grandeur des densités "utiles" des réseaux de mesure et de la taille des cellules convectives de pluies. Pour un pas de temps inférieur à 15 minutes, l'ensemble des études conclut à des tailles de cellules variant entre 100 et 500 hectares. Par contre, les avis divergent pour les distances "utiles" entre postes : 300 mètres pour OSBORN et al (1979), 1800 mètres pour HUFF (1967). Il semblerait que l'on s'accorde aujourd'hui pour des distances de 800 à 2000 m (HARREMOES, 1984). Nos travaux sur le réseau de Rungis nous ont conduits à des conclusions semblables (BERGAQUI et DESBORDES, 1986). Les approches "géostatistiques" développées par l'école grenobloise de recherches hydrologiques (OBLED, 1979 ; CREUTIN, 1979 ; TOURASSE, 1981 ; LEBEL, 1984) n'ont pas donné de résultats concluants à ces pas de temps.

Quant aux modèles de distribution spatiale utilisables en Hydrologie Urbaine ils sont très peu nombreux également. Il s'agit de modèles déterministes empiriques proposant des schémas d'isohyètes elliptiques (HUFF, 1967 ; HERBERT et al, 1979). Les modèles probabilistes issus de la théorie du krigeage (générations de champ de précipitation par la méthode des bandes tournantes par exemple (MANTAGLOU et WILSON) n'ont pas encore été testés aux pas de temps et d'espace caractéristiques des phénomènes hydrologiques urbains.

Il n'est donc pas surprenant que les études ou modèles de distribution spatio-temporelle des précipitations soient encore plus rares... Les plus performants sont essentiellement de type probabilistes et supposent que les précipitations constituent des champs pseudo-aléatoires. Le modèle le plus célèbre est certainement celui du "tapis magique" d'AMOROCHO (1977) autorisant la simulation des champs de précipitations à des pas de temps et d'espace intéressant l'Hydrologie Urbaine. Il est constitué d'une grille dont les points de maille sont occupés ou non par une cellule de pluie elliptique ayant un "cycle de vie" donné. A un instant donné, la grille se déplace au-dessus du sol suivant une trajectoire donnée, les points de maille étant occupés aléatoirement par des cellules évoluant dans leur cycle de vie. Ce modèle a été modifié par de nombreux chercheurs. Il est aujourd'hui connu sous le nom de modèle APL (Amorocho-Lloyd-Pawitau). Diverses hypothèses ont ainsi été introduites : BRAS et RODRIGUEZ-ITURBE (1976) estiment par exemple que le champ doit être gaussien pour satisfaire à l'hypothèse de Taylor sur la turbulence. GUPTA ET WAYMYRE (1979) pensent que ce champ peut être représenté par la combinaison de deux autres champs aléatoires : le premier représentant la naissance des cellules dans le temps et l'espace et pourrait être un champ de Poisson de moyenne aléatoire. Le second

représenterait le nombre de cellules en activité et pourrait être régi par un processus stochastique non markovien. Au demeurant, les développements purement mathématiques n'ont pas encore donné lieu à des vérifications expérimentales. Nous pensons qu'il est illusoire de considérer la pluie comme un objet purement aléatoire, et les échantillons d'observation de ces pluies comme étant homogènes et issus d'une même population. L'amélioration des modélisations proba-bilistes pourrait peut-être venir de techniques de sélection des événements non plus fondées seulement sur des critères caractérisant les variables pluviométriques (seuils de durée, de hauteur, saison etc.), mais aussi sur des paramètres caractéristiques de leurs phénomènes générateurs et de leur environnement atmosphérique (type de phénomènes, températures, pressions, vent etc.). Ainsi divers chercheurs ont-ils trouvé qu'il existait une bonne corrélation entre la direction du vent au plan de pression de 700 hPa et le mouvement des cellules de pluies (HARREMOES, 1984).

II ETUDE DES DONNEES DU RESEAU DE RUNGIS

II.1 DONNEES EXPLOITEES

Les séries chronologiques ponctuelles enregistrées aux postes du réseau de 1977 à 1980 ont été traitées afin de constituer un fichier d'"événements pluvieux" observés sur ce réseau. Deux événements successifs sont séparés par une durée minimale d'au moins 4 heures au cours de laquelle l'intensité moyenne reste inférieure à 0,1 mm/h. La date de début d'un événement est celle de l'instant auquel un premier poste a enregistré une précipitation, la date de fin étant celle de l'instant auquel le dernier poste a été touché par elle. On a ainsi sélectionné 509 événements pluvieux. En raison d'un nombre assez élevé de pannes diverses, 129 événements concernent la totalité des postes, et 374 des réseaux de 6 à 9 postes. Les événements enregistrés en chaque poste ont été discrétisés aux pas de temps de 5, 15 et 30 minutes et 1, 2, 4 et 6 heures.

II.2 HOMOGENEITE STATISTIQUE DES POSTES

L'étude des rangs de classement des intensités maximales ponctuelles d'événement ne permettent pas de tirer des conclusions statistiques significatives.

Le tracé des courbes intensités-durées-fréquence, pour les divers pas de temps, et des intervalles de confiance des ajustements lognormaux aux points expérimentaux, autorise à admettre l'homogénéité statistique du réseau d'information. Au demeurant, les Figures 1 et 2, ci-après, qui illustrent le tracé des courbes IDF, indiquent une assez grande dispersion des ajustements, malgré une durée d'observation de 4 années. On notera sur ces Figures la distribution du maximum ponctuel (courbe 10) observée sur le réseau, qui se détache nettement du faisceau de courbes IDF des postes.

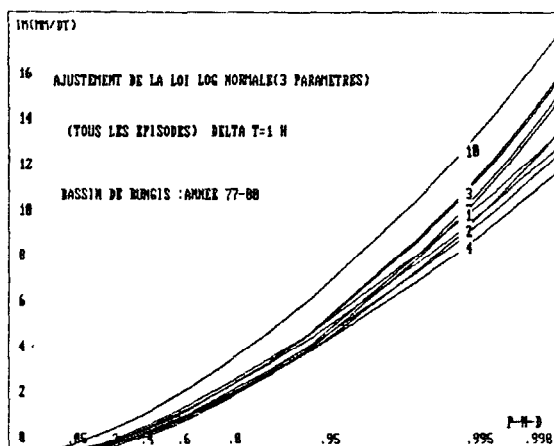
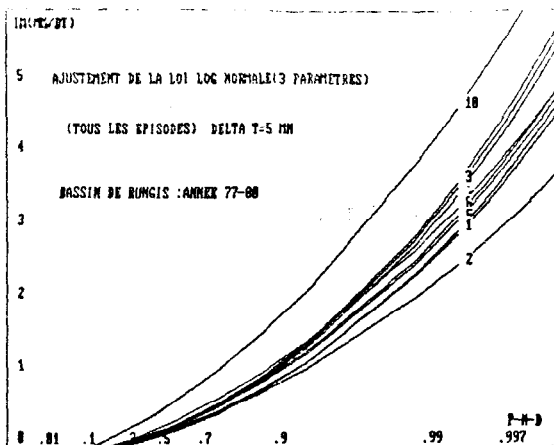


Fig. 1 à 2 : Courbes IDF du réseau

II.3 ETUDE DES ECARTS PONCTUELS A LA MOYENNE ARITHMETIQUE

Il s'agit de l'analyse la plus simple de la distribution spatiale des précipitations. Elle a pour but de tester leur homogénéité. En raison de la faible durée moyenne des épisodes et des phénomènes de persistance, aux pas de temps de l'étude, nous n'avons retenu qu'un critère de définition d'écart : les écarts sont déterminés, pour un pas de temps et un événement donnés, à partir de l'intensité maximale moyenne ponctuelle sur ce pas de temps et durant cet événement, rapportée à la moyenne arithmétique synchrone sur le réseau.

L'étude de la distribution statistique des écarts pour chaque poste et chaque pas de temps montre que pour des durées supérieures à 1 heure ces écarts sont peu importants et l'on peut conclure, pour ces durées, à un certain degré d'uniformité des précipitations, au sens statistique et à l'échelle d'observation du réseau.

Par contre, pour des durées inférieures à 30 minutes, le traitement des écarts bruts n'autorise pas de semblables conclusions. Au demeurant, une analyse des distributions des écarts par classes d'intensité moyenne a montré que, pour des intensités de fréquence inférieures à la fréquence bimensuelle, les écarts à la moyenne arithmétique pouvaient être représentés par une loi de probabilité unique (classe 3 et 4 sur les Figures 3 à 6 ci-après).

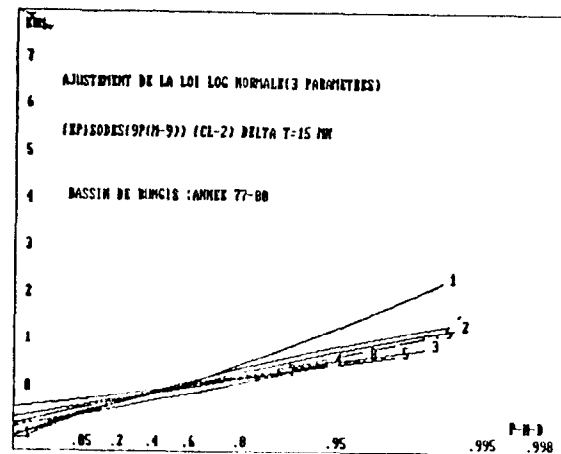
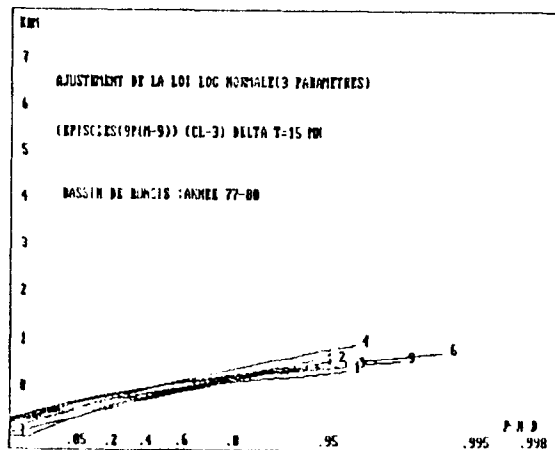
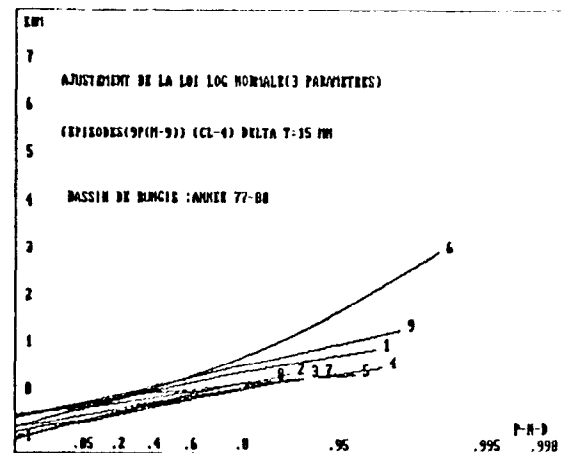
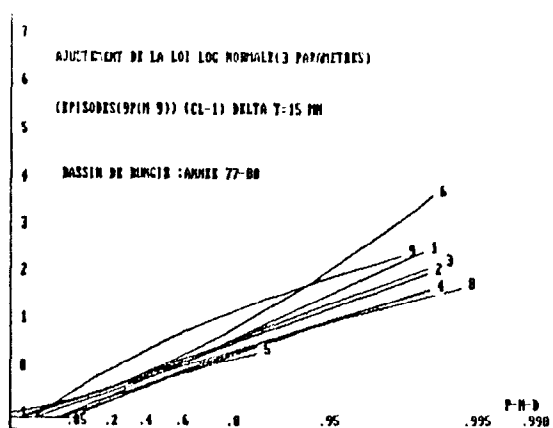


Fig. 3 à 6 : Distributions des écarts à la moyenne arithmétique, par classe d'intensité

Ainsi pour des bases de temps supérieures à 5 minutes et des échelles d'espace de 500 à 1000 hectares, les précipitations observées sur Rungis pourraient être considérées comme homogènes et sensiblement uniformes. Les écarts à la moyenne arithmétique les plus élevés correspondent à des intensités faibles sur des faibles durées ; ils peuvent être attribués à la nature de la mesure et à l'environnement urbain (turbulences) ainsi qu'à des défauts de synchronisme des enregistreurs mécaniques.

II.4 ETUDE DE L'AUTOCORRELATION TEMPORELLE

Pour des durées de 5, 15, 30 minutes et 1 heure, (en raison de la faible durée moyenne des épisodes), et pour chaque poste, nous avons déterminé les correlogrammes temporels. Les correlogrammes présentent tous la même allure caractéristique des phénomènes de persistance, mais ne sauraient, pour un pas de temps et un poste donnés, être représentés par une formulation empirique unique. Le coefficient de corrélation tend vers 0 pour des décalages temporels allant de 40 minutes à 1 H 30 pour $\Delta t = 5'$ et de 2 H à 3H pour des pas de temps de 1 heure. La "mémoire" du processus est donc de 1 H à 3 H ; en terme de pas de temps la persistance est de 10 à 20 pas de temps en 5' et 2 à 3 pas de temps en 1 heure. Les figures 7 à 10 illustrent ces résultats pour l'épisode n°25 et le poste n°1. Ce phénomène de persistance ne saurait cependant répondre pour l'instant, à une modélisation universelle puisqu'il semble varier d'un événement à l'autre. Il permet cependant de comprendre que des modélisations purement probabilistes des séries de pluie ne pourraient que conduire à des échecs. La recherche d'une modélisation généralisable du phénomène devrait, à notre avis, reposer sur des critères de sélection d'épisodes faisant intervenir des variables hydrométéorologiques, dont nous ne disposons pas lors de cette étude.

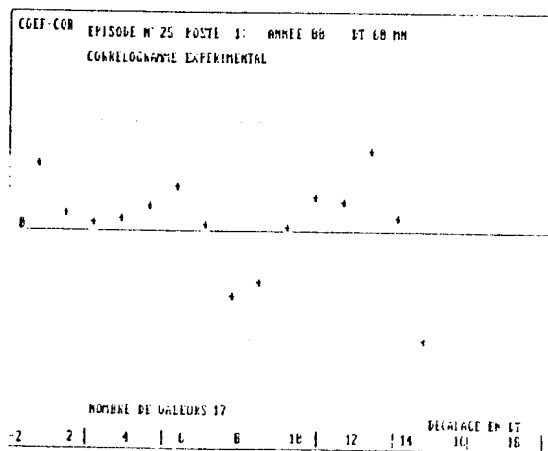
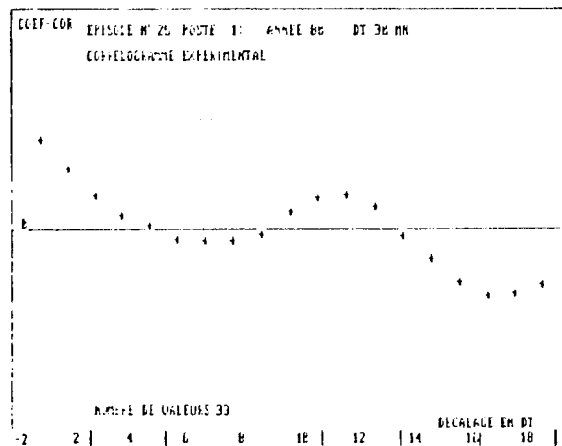
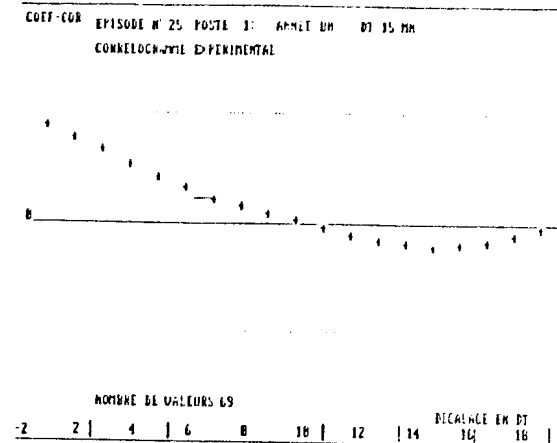
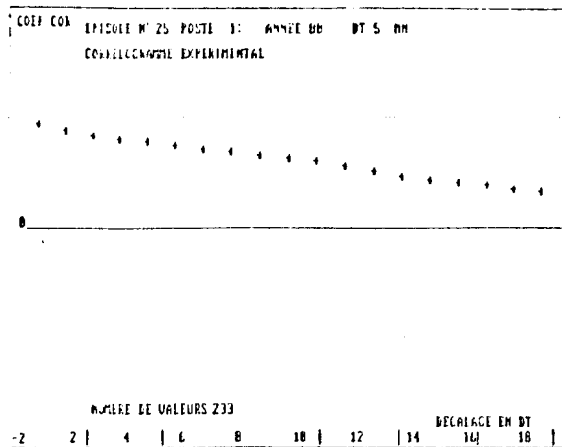


Fig. 7 à 10 : Exemples de correlogrammes temporels

II.5 ETUDE DE LA CORRELATION SPATIALE

Elle a été étudiée également à des pas de temps de 5' à 1 heure pour chaque couple de postes (soit 36 couples de 400 à 2000 m) et pour un réseau à 9 postes. On constate : des corrélations significatives quel que soit le pas de temps ; une décroissance des corrélations avec la distance, pour un pas de temps donné ; la croissance des corrélations avec le pas de temps pour une distance donnée. Aux pas de temps inférieurs à 15 à 30 minutes, les corrélogrammes sont moins "lissés" qu'aux pas de temps supérieurs. Cependant, la mauvaise qualité du synchronisme des postes peut être pour partie à l'origine de cette dispersion. Les Figures 11 à 14 ci-après montrent les valeurs moyennes des corrélations spatiales pour les événements observés sur le réseau complet.

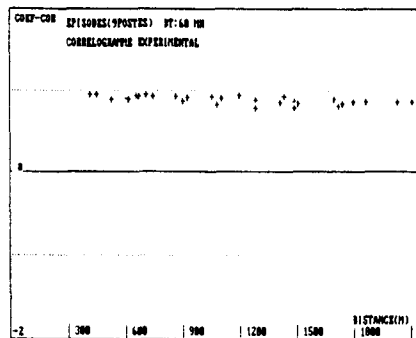
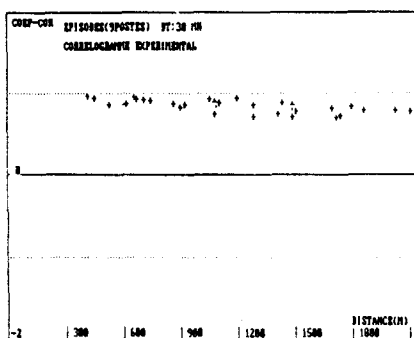
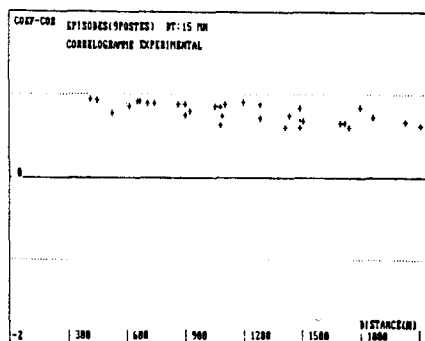
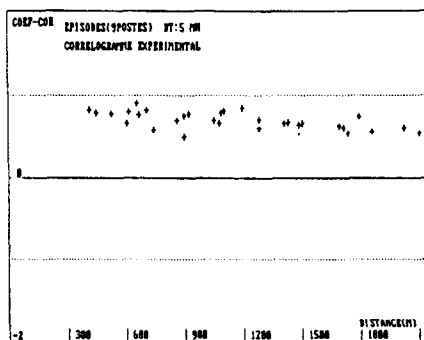


Fig. 11 à 14 : Corrélations spatiales moyennes (réseau à 9 postes)

Afin d'étudier l'isotropie des champs de précipitation, nous avons étudié les corrélations spatiales dans les directions Nord-Sud et Est-Ouest. Aux incertitudes près résultant d'une absence de synchronisme parfait, ou du poids de certains postes aux comportements anormaux, l'isotropie peut être retenue.

II.6 ETUDE DES CORRELATIONS SPATIALES CROISEES

Elle consiste à étudier la corrélation entre deux séries chronologiques, observées en deux postes du réseau, en réalisant un décalage temporel variable de ces séries, et en cherchant celui qui assure la corrélation maximale. Dans l'hypothèse d'un synchronisme parfait, cette procédure permet de repérer d'éventuels déplacements "des cellules" de pluies observées à l'aide d'un réseau fixe au sol. Nous avons constaté qu'à l'intérieur d'un même événement, la forme générale de corrélation croisée est la même quel que soit le couple de pluviographes, et les corrélations maximales sont atteintes pour des valeurs faibles de décalage allant de 2 à 10 minutes. Cependant, ces décalages ne peuvent être interprétés uniquement en terme de déplacement des averses. Au demeurant, le tracé de corrélogrammes croisés indique qu'il serait possible d'améliorer sensiblement les corrélations spatiales aux faibles pas de temps, ce qui renforce l'hypothèse des phénomènes homogènes et continus.

II.7 ETUDE DES VARIOGRAMMES

L'ajustement éventuel d'un modèle de variogramme donné, supposant une structure spatiale particulière des variables étudiées, nécessite un nombre élevé de couples de points correspondant à une gamme étendue de distances. Dans notre cas, même avec un réseau à 9 postes, ce nombre de couples, et la gamme de distances correspondantes, sont réduits. Nous avons procédé au calcul des variogrammes en constituant 6 classes de distances d'égal effectif. Les variogrammes expérimentaux moyens, pour divers pas de temps et pour l'ensemble des événements à 9 postes, indiquent que l'on peut considérer ces variogrammes comme sensiblement nuls. Ceci confirme les hypothèses d'homogénéité et d'uniformité déjà avancées lors des étapes précédentes.

III CONCLUSIONS

L'étude des précipitations observées durant 4 années sur le réseau dense expérimental de Rungis permet de conclure qu'aux échelles d'espace du réseau et pour des pas de temps de 15 minutes et plus, les précipitations apparaissent comme des phénomènes homogènes, continus, isotropes et sensiblement uniformes. Pour les pas de temps de l'ordre de 5 minutes ces caractères restent plausibles, avec des composantes aléatoires plus marquées, dont l'origine peut être due, pour partie, à l'absence d'un bon synchronisme, ou à l'implantation des postes en site urbain, favorisant la création de microturbulences, dont les échelles de temps sont aussi de l'ordre de grandeur de 5 minutes.

Cette étude semblerait indiquer que pour des pas de temps de 5 minutes à 1 heure, usuels en Hydrologie urbaine, l'équipement de bassins versants aux fins de recherches sur les processus de ruissellement, ou de gestion en temps réel des systèmes d'assainissement, pourrait varier de 1 poste pour 50 à 100 hectares pour 5 minutes, à 1 poste pour 500 hectares et plus pour 1 heure. Un poste pour 50 à 100 hectares peut sembler irréalisable. Cependant, au regard des processus de ruissellement, des temps de réponse de l'ordre de grandeur de 5 minutes correspondraient à des bassins de très petite taille (inférieure à 50 hectares) qui devraient être couverts par au moins 1 appareil.

Enfin, l'étude a mis en évidence la nécessité de disposer d'un bon synchronisme entre les postes dès que l'on s'intéresse aux phénomènes à des pas de temps de l'ordre de 5 minutes. Les dispositifs actuels d'enregistrement électroniques permettent désormais d'assurer un tel synchronisme.

REFERENCES

- AMOROCHO, J., WU, B., 1977, Mathématique models for the simulation of cyclonic storm sequences and precipitations fields, Journal of Hydrology, n°32, p. 329-345.
- BELL, F.C., 1976, The areal reduction factor in rainfall frequency estimation, Report ,°36, Institute of Hydrology, Wallingford, Oxon, G.B.
- BERGAQUI, M., DESBORDES, M., 1986, Analyse de la distribution spatiale et temporelle des pluies aux petites échelles de temps et d'espace. Note 12/86. Laboratoire d'Hydrologie Mathématique, Montpellier.
- BRAS, R.L., RODRIGUEZ-ITURBE, I., 1976, Rainfall generation : a non stationary time varying multidimensional model, Water Resources Research, 12(3), p. 450-456.
- CREUTIN, J.D., 1979 Méthodes d'interpolation optimales de champs hydrométéorologiques, Thèse D.I., Institut de Mécanique des Fluides, Université de Grenoble.
- GUPTA, V.K., WAYMYRE, E.C., 1979A stochastic kinematic study of subsynoptic space-time rainfall, Water Resources Research, 15, p. 367-644.
- HARREMOES, P., Ed, 1984, Rainfall as the basis for urban runoff design and analysis, 280 p, Pergamon Press, Oxford.
- HERBERT, B., OSBORN, H.B., 1973 Thunderstorm runoff in southeastern Arizona, A.S.C.E. Journal of the Hydraulics Division, 99(7), p. 1129-1145.
- HUFF, F.A., 1967, Time distribution of rainfall in heavy storms, Water Resources Research, 3(4), p. 1007-1019.
- LEBEL, T., 1984 Moyenne spatiale de la pluie sur un bassin versant, estimation optimale, génération stochastique et gradex des valeurs extrêmes, Thèse D.I., Inst. Mec. Flu., Université de Grenoble.
- MANTAGLOU, A., WILSON, J.L., 1982 The turning bands method for simulations of random fields using line generation by spectral analysis, Water Resources Research, 18(5), p. 1379-1394.
- MYERS, V.A., ZEHR, R.M., 1980 A methodology for point to areal rainfall frequency ratios, NOAA Tech. Rep. NWS24, U.S. Dept. of Commerce, National Weather Service, Washington D.C., USA.
- NGUYEN, V.T.V., 1984 On stochastic characterization of temporal storm pattern, in Harremoes, Ed., 1984, p. 143-149.
- NIEMCZYNOWICZ, J., 1982 Areal-intensity-duration-frequency curves for short term rainfall events in Lunds, Nordic Hydrology, p. 193-204.
- OBLED, C., 1979, Contribution à l'analyse des données en Hydrométéorologie, Thèse D.E., Inst. de Meca. des Fluides, Université de Grenoble.
- OSBORN, H.B., RENARD, K.G., SIMAUTON, J.R., 1979 Dense networks to measure convective rainfall in the southeastern United States, Water Resources Research, 15, p. 1701-1711.
- RANDKIVI, A.J., LAWGUN, N., 1974, Simulation of rainfall sequences, Journal of Hydrology, 22, p. 271-294.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., MEJIA, J.M., 1974, On the transformation of point rainfall to areal rainfall, Water Resources Research, 10(3), 729-735.

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION DE M. DESBORDES
17.09.86 matinée

A une question de Y. L'HOTE qui estime que l'étude pluviométrique en zone urbaine échappe sur deux points : on ne connaît pas l'hétérogénéité spatiale de la pluie sur de petites surfaces et à des petits pas de temps et les constructions interdisent de trouver souvent des emplacements de pluviomètres et pluviographes satisfaisants, sans parler des artefacts dans les mesures, alors pourquoi ne pas étudier de petits bassins ruraux pour répondre à la première question, M. DESBORDES dit qu'il demeure indispensable de différencier l'expérimentation en ville de celle en milieu rural car les environnements sont extrêmement différents et induisent des effets météorologiques spécifiques. Pour Ch. OBLED, avec l'environnement urbain on touche peut-être la limite des méthodes de la géostatistique, mais on n'a pas encore les données qui permettraient de le vérifier. Une expérience à BORDEAUX montre qu'il est cependant encore possible de définir une portée et une fonction de structure pour la pluie en 20 minutes. A des pas de temps plus petits, on manque de résultats.

J. CLAUDE demande si, par la présence d'aérosols, les températures plus élevées de la ville ne perturbent pas le régime des pluies. Pour M. DESBORDES, à partir d'une certaine taille, on observe indiscutablement des différences notables dans la distribution sur de petits pas de temps. Les séries de références restent celles obtenues sur les aéroports; mais la corrélation entre elles et le milieu urbain ne sont pas très bonnes. Des études sont en cours aux U.S.A. pour apprécier ces modifications.

COLOMBANI s'interroge sur la signification physique que l'on peut donner à des pas de temps inférieurs à 5' avec des appareils à tambour. Quelle est même la signification physique du basculement ? Peut-on parler de continuité dans les phénomènes investigués, si l'on n'est pas sûr du calage des enregistreurs. P. CHEVALLIER expose son expérience du bassin ivoirien de BOUROU-BOROTOU où il n'a pas été possible de déterminer à l'échelle journalière une fonction de structures des pluies spatialisée, sur un B.V. de 136 ha. Il espère toutefois obtenir des résultats avec une étude plus fine s'appuyant sur un matériel pluviographique beaucoup plus performant (OEDIPE), en s'attaquant donc à de petits pas de temps. B. POUYAUD rappelle alors l'expérience urbaine de l'hydrologie ORSTOM et l'évaluation des objectifs fixés eux-mêmes : on est parti sur des études hydrologiques axées sur une observation fine de la pluviographie, pour évoluer progressivement vers une position (LE BARBE, BOUVIER) qui montre dans le contexte africain la prépondérance de la nature des sols, de leurs états de surface (et donc de la nature de l'habitat) sur la production de l'écoulement. Les intensités maximales, et même leur répartition, restent un facteur secondaire.

PLUVIOMETRIE ET TELEDETECTION ACTIVE

Jean-Dominique CREUTIN

Institut de Mécanique de Grenoble
B.P.68 -38402 Saint Martin d'Hères Cedex

INTRODUCTION

L'évolution récente des moyens de mesure des précipitations conduit les hydrologues à s'interroger sur l'opportunité de recourir de manière opérationnelle à des dispositifs de télédétection. Les inconvénients connus des mesures in-situ (par pluviomètres ou pluviographes) rendent en effet très attrayants les avantages prêtés aux mesures par télédétection (radar météorologique par exemple). Il peut alors paraître intéressant d'utiliser la télédétection en complément ou bien en remplacement des dispositifs classiques de mesures in-situ.

Le but de cette communication est de rappeler, dans un premier temps, les caractéristiques du radar météorologique. Ce dispositif de télédétection active, installé au sol, est assez différent des dispositifs les plus typiques de la télédétection qui sont des dispositifs passifs, pour l'instant, et embarqués sur satellite. Néanmoins cet exemple illustre bien les traits généraux de ce type de mesure ; de plus, le radar météorologique a fait l'objet de plusieurs tentatives d'utilisation en hydrologie de surface.

Dans un deuxième temps, des exemples nous serviront à illustrer les différentes approches suivies pour répondre aux deux questions principales que pose le recours à des mesures de télédétection: (i) comment apprécier la précision de ce type de mesure et (ii) comment tirer parti de la complémentarité entre la télédétection et les réseaux de mesure in-situ.

I. LE RADAR METEOROLOGIQUE

Le radar météorologique émet pendant un temps bref (quelques microsecondes) un signal électromagnétique de forte puissance (quelques centaines de kw) concentré dans un faisceau de faible ouverture (1 à 2 degrés d'angle). La longueur d'onde choisie (5 à 10

cm) est telle qu'une partie de l'énergie émise peut être rétrodiffusée par des gouttes de pluie (de diamètre compris entre 0.1 et 5 mm). La durée d'émission détermine la distance minimale séparant deux mesures le long du faisceau (généralement 100 à 500 mètres); la portée théorique du faisceau étant de 200 km environ et ces explorations radiales se faisant environ tout les 2 degrés en azimut, un tour d'antenne fournit donc environ 100,000 mesures de puissance rétrodiffusée.

La puissance rétrodiffusée est liée à une grandeur caractéristique de la "cible" météorologique rencontrée, la réflectivité, par l'équation du radar:

$$P_R = k \cdot P_T \cdot \frac{K^2 \cdot L^2 \cdot Z}{r^2}$$

où k est une constante caractéristique du radar, P_T et P_R sont les puissances transmise et rétrodiffusée, K^2 est la constante diélectrique de l'eau, L^2 l'atténuation, r la distance de la cible au radar, et Z la réflectivité.

Sous réserve d'un réglage électronique précis et constant dans le temps, le radar donne donc une mesure de la réflectivité des gouttes de pluie contenues dans son faisceau. La réflectivité de chacune de ces gouttes, supposées sphériques, est proportionnelle à la puissance sixième de son diamètre; la réflectivité d'un ensemble de gouttes de distribution granulométrique donnée $N(D)$ peut donc se calculer en intégrant:

$$Z = \int_{D_{MIN}}^{D_{MAX}} N(D) \cdot D^6 \cdot dD \quad \text{mm}^6/\text{m}^3$$

où D_{MIN} et D_{MAX} représentent les diamètres de gouttes extrêmes. Cette intégrale se calcule en supposant, naturellement, que la distribution granulométrique est homogène dans le faisceau.

Mais l'intensité de précipitations, qui constitue la variable d'intérêt, n'est liée que de manière indirecte à la réflectivité. En reprenant les notations données ci-dessus, l'intensité R se calcule par:

$$R = 3,6 \cdot 10^6 \cdot \frac{\pi}{6} \cdot \int_{D_{MIN}}^{D_{MAX}} N(D) \cdot D^3 \cdot (V_T(D) - W) \cdot dD \quad \text{mm/h}$$

où $V_T(D)$ est la vitesse terminale de chute des gouttes de diamètre D et W, la vitesse verticale de la masse d'air. Seule la connaissance de $N(D)$, $V_T(D)$ et W permet de lier de manière univoque Z à R. A défaut de cette connaissance, des hypothèses sur la forme et la valeur de ces fonctions conduisent à des relations semi-empiriques de la forme:

$$Z = a \cdot R^b$$

Les coefficients a et b sont souvent identifiés expérimentalement; ils varient assez sensiblement en fonction du type de précipitations.

La dispersion de la relation $Z-R$ du fait des seules fluctuations de $N(D)$ a été illustrée par Richards et Crozier (1983); utilisant des mesures au sol de distributions granulométriques par disdromètre au pas de temps de 7 minutes, ils ont calculé Z et R par intégration en prenant par hypothèse $W=0$ et en choisissant une loi classique pour $V_T(D)$; la figure 1 montre les valeurs de Z et R ainsi obtenues pour des situations météorologiques à caractère orageux. A ces fluctuations assez faibles viennent malheureusement s'ajouter celles qui résultent d'autres sources d'incertitude: (i) dans la mesure de Z et (ii) dans la modification de R entre l'altitude du faisceau et le sol; ces sources d'erreurs ont été souvent décrites par les radaristes (I.I.Zawadsky, 1984 par exemple). Elles se traduisent dans l'exemple de Richards et Crozier par des fluctuations nettement plus importantes; la figure 2 montre les valeurs de Z effectivement mesurées par un radar situé à 36 km du disdromètre donnant les intensités de précipitations R pour les mêmes pas de temps de 7 minutes que précédemment.

Il est clair, à l'examen de ces considérations, que la mesure radar des précipitations présente (i) l'avantage d'une résolution spatiale sans comparaison avec les mesures classiques in-situ et (ii) l'inconvénient d'une précision faible due à la nature indirecte de la mesure ainsi qu'à l'altitude élevée où cette mesure est réalisée.

II. VALIDATION DES MESURES RADAR

Par validation (certains auteurs préfèrent le terme de qualification) nous entendons la démarche qui permet d'apprécier la précision des mesures radar. Deux étapes sont nécessaires pour construire un protocole de validation: (i) choisir des valeurs de référence; idéalement ces valeurs doivent être les valeurs exactes de l'intensité de précipitation, auxquelles nous n'avons jamais accès dans la pratique; (ii) définir des critères de précision qui mesurent la distance séparant les valeurs mesurées par le radar des valeurs de référence. Nous décrirons tout d'abord quelques protocoles décrits dans la littérature, puis nous présenterons les résultats que nous avons obtenus dans le cadre de deux études menées à l'Institut de Mécanique de Grenoble.

II.1. Rappel des études menées en France et l'étranger.

Les années 70 ont été fertiles en études de validation de dispositifs radar. W.Wilson et E.Brandes (1979) font une synthèse de ces travaux. Les valeurs de référence choisies sont généralement le résultat d'une intégration par moyenne arithmétique des mesures pluviométriques sol sur un domaine test de grande dimension (200 à 5000 km²) assez proche du radar (moins de 100 km). Les pas de temps sont importants (généralement celui d'un orage ou bien 24 heures). Les critères de précision sont des erreurs absolues (c.a.d. des moyennes de valeurs absolues d'écarts entre valeurs mesurées et valeurs de référence). Ces erreurs sont de l'ordre de 50% pour des précipitations

Figure 1 : Illustration expérimentale de la dispersion de la relation Z-R du fait des seules fluctuations de N(D). (d'après Richards et Crozier)

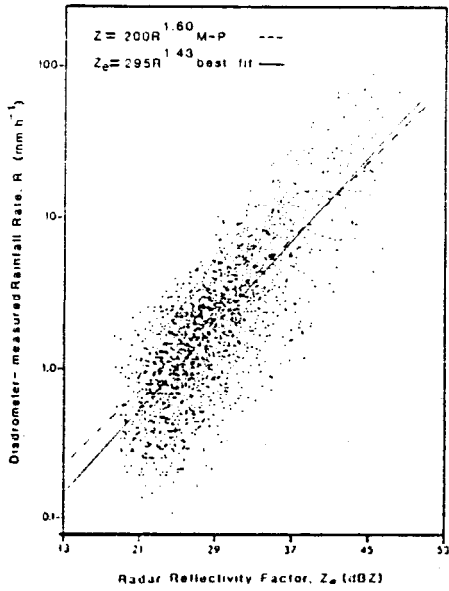
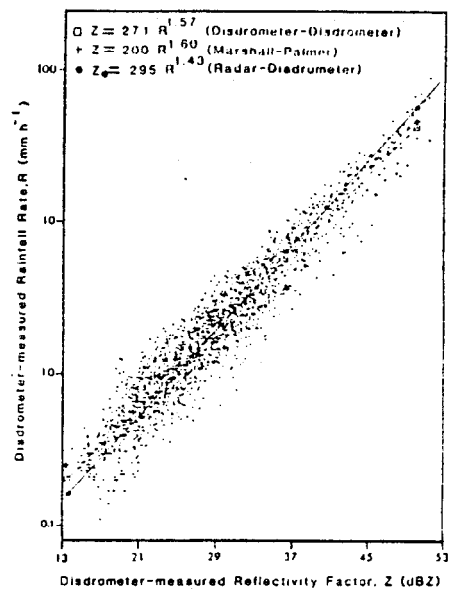


Figure 2 : Illustration expérimentale de la dispersion de la relation Z-R, toutes sources de fluctuations confondues. (d'après Richards et Crozier)

de type convectif et stratiforme; elles chutent entre 20 et 30% après correction à l'aide d'un réseau de mesures au sol.

Dans l'ensemble de ces travaux, certains résultats, obtenus notamment par les radaristes anglais, présentent un contraste sur deux points: (i) leurs pas de temps de travail étaient inférieurs (1 à 3 heures) et (ii) les précisions annoncées plus grandes (7 à 19% après correction à l'aide d'un réseau de pluviographes). Appuyé pour l'essentiel sur l'expérience du "Dee River Project" (projet pilote dans l'utilisation d'un radar en hydrologie mené dans le Nord du Pays de Galle) le caractère exagérément optimiste de ces résultats est dû à un choix pour le moins discutable des valeurs de référence. En effet, ces valeurs sont obtenues par interpolation des mesures sol, respectant la forme générale des champs de précipitations observés par le radar" (voir le rapport "Dee Weather Project", 1977); il s'agissait donc simplement d'une validation d'un dispositif de mesure à l'aide de ses propres mesures.

Cet optimisme a introduit un regrettable malentendu sur la précision du radar: sur la foi de ces résultats, les radaristes proposaient régulièrement aux hydrologues de remplacer les traditionnels pluviographes dont la précision est souvent moins bonne que celle prêtée alors au radar; d'autre part, il devenait désormais difficile d'attribuer au radar des performances inférieures à celles obtenues précédemment sans être soupçonné de mal employer ce dispositif.

Les années 80 ont permis de revenir à plus d'objectivité, notamment grâce à une nouvelle expérience pilote britannique (North West Weather Project utilisant un radar entièrement automatisé installé au nord de Manchester); les précisions annoncées au pas de temps horaire sont de l'ordre de 60% pour des régions situées à moins de 75 km du radar (Report of the steering group NWWP, 1985, page 15).

En France, une première expérience de validation d'un radar météorologique a été tentée par la Météorologie Nationale (projet Hydromel, voir Froment, 1976); cette expérience n'a pas abouti en grande partie en raison des conditions météorologiques particulières de l'année choisie. Depuis lors, trois laboratoires ont entrepris de telles validations: (i) l'Institut de Mécanique de Grenoble (des mesures radar provenant du réseau ARAMIS de la Météorologie Nationale - radars de Dammartin en Goelle et de Toulouse, et de l'Observatoire Météorologique de Mac Gill à Montréal ont été testées à un pas de temps journalier; voir Creutin et al 1982 et 1987 et Delrieu et al 1987); (ii) le CERGRENE (laboratoire de l'ENS des Ponts et Chaussées où, pour des besoins de gestion automatisée en hydrologie urbaine, les possibilités du radar ont été étudiées au pas de temps du quart d'heure (Andrieu, 1987); (iii) l'Observatoire de Physique du Globe de Clermont-Ferrand (ce laboratoire a développé un radar à diversité de polarisation et a commencé de le valider sur une zone urbaine; Pointin, Ramond, Fournet-Fayard, 1987).

II.2. Protocole de validation proposé et résultats obtenus.

Les validations effectuées à l'IMG se sont appuyées sur des valeurs de référence calculées à partir des mesures sol; ces valeurs résultent d'une intégration par krigeage sur des aires géographiques

(ou cibles) correspondant à un ou plusieurs éléments d'image radar ; chacune de ces cibles contiennent un ou plusieurs points de mesure sol.

Ce choix présente différents avantages:

- l'information destinée à valider les mesures radar est obtenue de manière indépendante du dispositif validé;
- les valeurs de référence représentent la valeur de la pluviométrie sol, qui est la variable d'intérêt pour les hydrologues;
- les valeurs comparées présentent une certaine homogénéité d'échelle: l'intégration spatiale effectuée par la mesure radar étant irréversible, il paraît inévitable de la comparer au résultat d'une intégration de la mesure sol ponctuelle sur des aires communes;
- l'intégration par krigeage (méthode d'estimation géostatistique maintenant classique en hydrologie, voir par exemple Delhomme, 1978) confère au résultat obtenu une optimalité statistique; la valeur de l'intégrale s'accompagne d'une estimation de la variance de l'erreur commise, qui peut être utilisée comme un index de précision de cette intégrale, donc de la valeur de référence;
- la présence d'une ou plusieurs stations pluviométriques sur chaque cible permet d'espérer, a priori, une bonne précision d'estimation de l'intégrale; cet espoir est pris en défaut lorsque le champ pluvieux est trop cahotique, ce qui se traduit par une variance d'estimation forte;
- enfin, la dimension réduite des cibles, et leur distribution spatiale aussi dense et uniforme que possible, permet de tester la capacité du radar à apprécier la variabilité spatiale de la pluviométrie.

Les résultats dépendent naturellement des conditions d'expérience: dans le cas de Dammartin en Goelle le réseau pluviométrique se trouvait loin du radar (entre 70 et 180 km), les cibles avaient une surface de 25 km² et les situations météorologiques étudiées comprenaient des situations frontales et convectives; dans le cas de Montréal le réseau est plus proche (en deça de 100 km), les cibles plus réduites (6 km²) et les situations ont un caractère convectif plus systématique.

Nous disposons dans les deux cas d'un ensemble de 11 journées; les erreurs commises par le radar à ce pas de temps journalier sont respectivement de 65% et 45% pour Dammartin et Montréal.

La cofluctuation des mesures radar avec les valeurs de référence a également été appréciée en calculant, pour chaque journée, le coefficient de corrélation entre ces valeurs ou, plus précisément, le carré de ce coefficient qui représente la fraction de la variance spatiale des valeurs de référence expliquée par les mesures radar. En moyenne sur l'ensemble des journées disponibles, ces fractions valent respectivement 37% et 42%.

De tels résultats n'ont pas de signification dans l'absolu. Afin de les situer, nous les avons comparés avec les performances d'un réseau classique de pluviomètres utilisé pour calculer la lame d'eau sur les cibles de validation. Bien sûr, certaines précautions ont été prises pour éviter que l'information utilisée pour établir la référence ne soit utilisée lors de cette intégration. En terme de cofluctuation spatiale, les performances du radar sont équivalentes à celles d'un réseau de densité égale environ à une station pour 1500 km² (les fractions de variance expliquée sont respectivement égales à

25%, 44% et 58% pour des densités de une station pour 2000, 1400 et 700 km²).

III. ETALONNAGE DES MESURES RADAR

Le terme d'étalonnage a été classiquement donné par les radaristes à la démarche qui consiste à corriger les mesures radar à l'aide des mesures pluviométrique sol. Nous rappellerons les méthodes d'étalonnage décrites dans la littérature, puis nous décrirons brièvement la méthode que nous préconisons, dont la logique est assez différente.

III.1. Description de quelques méthodes classiques d'étalonnage.

L'ensemble de ces méthodes sont fondées sur une correction de la constante multiplicative a de la relation réflectivité-intensité. Ce choix s'explique en pratique par la difficulté de remettre en cause le paramètre b; en effet les mesures radar corrigées sont généralement des cumuls de différentes images prises à des instants successifs (par exemple une estimation horaire est obtenue en cumulant les 12 intensités de précipitations déduites d'images radar prises à intervalles de 5 minutes); ces cumuls n'ont de sens que si ils sont opérés sur des valeurs de réflectivité transformées en intensité, donc après un choix de relation Z-R dont seul le paramètre multiplicatif pourra être réajusté.

La correction la plus simple consiste à appliquer uniformément à l'ensemble des mesures radar le même facteur de correction multiplicative de manière à réduire, aux points d'étalonnage, l'écart entre les mesures radar et les mesures pluviométriques sol. Si l'on note $P_{sol}(x_i)$ la valeur de l'intensité pluvieuse mesurée par le pluviomètre x_i (i prenant des valeurs de 1 à N) et $Pradar(x_g)$ la valeur de l'intensité pluvieuse déduite de la mesure radar sur l'élément d'image x_g ($g=1$ à G), le facteur correctif F peut être calculé de la manière suivante:

$$F = \frac{\sum_{i=1}^N P_{sol}(x_i)}{\sum_{i=1}^N Pradar(x_i)} \quad \text{ou bien} \quad F = \sum_{i=1}^N \frac{P_{sol}(x_i)}{Pradar(x_i)}$$

Son application permet d'obtenir, en tout point de grille x_g des valeurs corrigées:

$$Pradar(x_g) = Pradar(x_g) \cdot F$$

telles que la moyenne des valeurs Pradar(x_i) soit égale à la moyenne des valeurs $p_{sol}(x_i)$, ou bien telle que la moyenne de leurs rapports soit égale à 1.

Des méthodes plus sophistiquées ont proposé de prendre en compte de manière explicite les variations du facteur F dans l'espace (Brandes, 1976), ou/et dans le temps (Collier, 1987). Le facteur F peut en effet être calculé en chaque point d'étalonnage ($F(x_i) = p_{sol}(x_i)/Pradar(x_i)$), puis estimé par interpolation en chaque point x_g . D'autre part les fluctuations de F dans le temps peuvent être reliées statistiquement au type météorologique de précipitation, puis modulées suivant cette relation.

Les difficultés soulevées par l'application de ces dernières méthodes sont de deux ordres:

- le calcul des facteurs F en un point pose des problèmes d'instabilité notamment lorsque les valeurs de pluie sont faibles;
- la régionalisation des facteurs F suppose (i) qu'ils sont spatialement organisés et (ii) que la méthode d'interpolation utilisée tiendra compte de cette organisation afin d'apporter certaines garanties sur la fiabilité de ces facteurs entre les points d'étalonnage.

Ces difficultés ont conduit les auteurs à résoudre ces problèmes de manière souvent empirique et lourde; C.Collier, par exemple, traite la variabilité spatiale et temporelle de F à l'aide de plusieurs dizaines de relation Z-R pour la région couverte par un radar.

III.2. Méthode d'étalonnage proposée.

Plutôt que de corriger une mesure (Pradar) à l'aide d'une autre (p_{sol}), nous proposons de combiner ces deux types d'information afin de vérifier un critère statistique clair: minimiser la variance d'estimation de la variable d'intérêt, ici l'intensité de pluie au sol. La méthode utilisée pour cela est le cokrigage (ou interpolation optimale multivariable) qui est une extension à deux variables des méthodes d'estimation de la géostatistique (G.Matheron, 1965) ou de l'analyse objective (L.S.Gandin, 1965).

La combinaison proposée est linéaire:

$$p^*_{sol}(x_0) = \sum_{i=1}^N l_i \cdot p_{sol}(x_i) + \sum_{g=1}^G l_g \cdot Pradar(x_g)$$

et les coefficients l_i et l_g minimisent la variance:

$$\text{var}(p^*_{sol}(x_0) - p_{sol}(x_0))$$

où $p_{sol}(x_0)$ représente la valeur exacte de l'intensité de pluie au point x_0 .

La minimisation de ce critère nécessite une modélisation statistique de la structure spatiale des variables p_{sol} et Pradar:

sous réserve de la bonne adéquation de ce modèle, les coefficients l_1 et l_2 prennent en considération (i) la géométrie des réseaux de mesure et du point reconstitué, (ii) la variabilité spatiale propre de chaque type de mesure, et (iii) leur cofluctuation spatiale.

Cette méthode gère donc de façon automatique la pondération relative à attribuer à chaque type d'information disponible.

Ce mode d'étalonnage appliqué aux données décrites précédemment nous a permis de réduire les erreurs relatives respectivement à 22% et 37% pour Dammartin (une station d'étalonnage pour 700 km²) et Montréal (une station pour 1400 km²). La cofluctuation avec les valeurs de référence est également améliorée en passant respectivement à 58% et 54%.

CONCLUSION

Le radar météorologique, comme tout dispositif de télédétection, fournit des mesures indirectes qu'il est nécessaire de valider et d'étalonner à l'aide de mesures directes. A ce jour peu d'expériences destinées à montrer l'intérêt quantitatif du radar en hydrologie ont été réalisées. Elles supposeraient, d'une part l'existence d'une longue série de mesures radar dans une région sensible d'un point de vue hydrologique et, d'autre part une validation rigoureuse des améliorations apportées sur l'estimation des lames d'eau mais aussi sur la reconstitution des débits. Il est raisonnable de penser que l'expérience Cévennes 86-87 conduit en ce sens; trois laboratoires (IMG, LAMP, et LCPC de Nantes) appuyés par le Ministère de l'Environnement, ont installé, pour les automnes 1986 et 1987, un radar couvrant la région des Gardons; si cette expérience peut être prolongée de manière à concerner un nombre suffisant d'épisodes générateurs de crues significatives, elle fournira un ensemble de données unique dont l'analyse sera riche.

Enfin, rappelons que des développements technologiques récents (radars multiparamètres par exemple) permettent d'envisager des progrès dans l'interprétation physique des mesures et donc une amélioration de la précision de ce dispositif.

BIBLIOGRAPHIE

ANDRIEU H. 1987

Expérience radar météorologique et hydrologie urbaine en Seine-Saint-Denis. Article soumis à la Houille Blanche.

BRANDES E.A., 1975

Optimizing rainfall estimates with the aid of radar. J. Appl. Meteor., 14, 1339-1345.

CENTRAL WATER PLANNING UNIT, 1977

Dee Weather Radar and Real-time Hydrological forecasting Project. Report by the Steering Comm. CWPU, Reading.

COLLIER C.G. 1987

Accuracy of rainfall estimates by radar. Article en trois parties à paraître dans J. of Hydrology.

CONSORTIUM OF THE NORTH WEST WEATHER PROJECT, 1985

North West Weather Project. Report of the Steering Group, 73 pp.

CREUTIN J.D., G. DELRIEU et C. OBLED, 1983

Calibration d'un radar météorologique pour la mesure des précipitations: premiers résultats en région parisienne. La Houille Blanche, no 5/6, 421-429.

CREUTIN J.D., G. DELRIEU et T. LEBEL, 1987

Rain measurement by rain-gage-radar combination: a geostatistical approach. Article soumis à J. of Atm. and Ocean. Technology.

DELHOMME J.P., 1978

Kriging in hydrosociences. Advan. Water Resources, 1(5), 251-266.

DELRIEU G., A. BELLON et J.D. CREUTIN, 1987

Estimation de lames d'eau spatiales à l'aide de données de pluviomètres et de radar météorologique. Article soumis au J. of Hydrology.

FROMENT G., 1981

Projet Hydromel. Rapport interne de la Météorologie Nationale, 32 pp.

GANDIN L.S., 1965

Objective analysis of meteorological fields. Israel Program for Scientific Translation, Jerusalem, 242 pp.

MATHERON G., 1965

Les variables régionalisées et leur estimation. Masson Ed., Paris, 305 pp.

POINTIN Y., D. RAMOND et J. FOURNET-FAYARD, 1986

Application d'un radar à diversité de polarisation en hydrologie urbaine: Clermont-Ferrand 85_86. Document de travail 86-12, 38 pp.

RICHARDS W. et CROZIER C., 1983

Precipitation measurements with a C-band radar in Southern Ontario. Atmos. - Ocean., 21, 125-137.

WILSON J.W. and E.A. BRANDES, 1979

Radar measurement of rainfall - a summary. Bull. Amer. Meteor. Soc., 60, 1048-1058.

ZAWADSKY I.I., 1984

Factors affecting the precision of radar measurement of rain. 22nd Conference on Radar Meteorology, Boston, 251-256.

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION DE M. CREUTIN
17.09.86 matinée

M. ROCHE, visiblement quelque peu décontenancé par la tournure de l'exposé de M. CREUTIN, précise combien les résultats présentés lui semblent aller à l'encontre de l'optimisme de bon ton affiché dans les instances internationales sur le RADAR. Il se déclare prêt à se faire l'interprète de ces résultats dans les instances spécialisées auxquelles il appartient, et demande au conférencier les références citées.

En réponse, M. CREUTIN fait un historique de la quantification de la pluie par la méthode radar. On a d'abord présenté les premières quantifications de la pluie par radar comme une chose acquise. Ensuite, on s'est rendu compte que ces premiers résultats manquaient de critères objectifs de validation et étaient systématiquement trop optimistes. Il faut de plus bien séparer l'utilisation du radar en prévision météorologique, où la technique radar est maîtrisée et remplit pleinement son rôle et son utilisation pour l'hydrologie dans la quantification de la pluie moyenne sur une zone donnée, où les techniques sont encore à l'état de mise au point. M. BERINGUER, de la Météorologie Nationale, est beaucoup moins pessimiste et cite la thèse d'ANDRIEU, qui, avec un radar opérant en Seine St Denis, donne des résultats différents aboutissant à une bonne couverture. Actuellement les études portent sur un correcteur en temps réel qui permettrait d'inclure des calibrages à partir de mesures au sol quantitatives. M. CREUTIN persiste à considérer qu'il demeure indispensable de qualifier un instrument de mesure avant de s'en servir et estime que le travail d'ANDRIEU s'est fait dans un tout autre contexte.

Ch. OBLED, pour calmer ce débat fort intéressant, propose une synthèse : les radars ne doivent pas être rejetés pour autant. Certes, au départ les radaristes ont sans doute voulu tirer de leurs données plus qu'elles ne pouvaient vraiment dire. Depuis, ils sont revenus à une attitude plus scientifique, mais actuellement il n'est pas contestable, malgré les calibrages, que les lames d'eau estimées par le radar seul, ou même le radar plus le réseau de calibration, n'est toujours pas meilleure que la lame d'eau résultat du seul réseau sol de calibration.

G. GIRARD fait alors mention d'un radar utilisé à CLERMONT FERRAND et demande des renseignements à son sujet ? Ce radar à polarisation est le premier de ce type à être utilisé en FRANCE. Sa calibration est en cours et on n'a donc pas encore de résultats. L'équipe de l'IMG prévoit de le tester dans les Cévennes en 1987, où il serait installé en situation "hydrologique".

ESTIMATION, REGIONALISATION ET MOYENNE SPATIALE DE LA DISTRIBUTION FREQUENTIELLE DES PLUIES

T. LEBEL, M. SLIMANI
(ORSTOM) - (INAT TUNIS)

1. INTRODUCTION

L'étude fréquentielle des crues a toujours été et demeure un sujet d'étude privilégié pour les hydrologues. Cette étude devrait en principe être basée sur l'analyse de longues séries de débits mesurés en un point où l'écoulement n'ait pas été perturbé durant la période de mesure, assurant l'homogénéité des données. De telles conditions sont rares, et les séries de débits homogènes pouvant se prêter à l'inférence statistique font souvent défaut.

Plusieurs méthodes largement diffusées pallient à la carence des mesures hydrométriques par l'utilisation de l'information pluviométrique. On peut citer comme exemples le NERC flood studies report (1975) en Grande Bretagne ou, en France, les méthodes SOCOSE et CRUPEDIX du Ministère de l'Agriculture, de même que la méthode du Gradex proposée par Guillot et Duband (1967). Les études pluviométriques présentent un double avantage par rapport aux études hydrométriques :

- + une station pluviométrique bien surveillée fournit des mesures plus stables dans le temps qu'une station limnimétrique.
- + les pluies sont mieux organisées dans l'espace, du fait particulièrement que si les débits résultent des pluies, c'est à travers des processus physiques dont les paramètres eux sont très variables à toutes les échelles.

Il est donc raisonnable de penser que les études régionales de pluie apportent plus que les études fréquentielles de débit, aussi bien en terme d'extrapolation fréquentielle que d'interpolation spatiale. Ceci est d'ailleurs d'autant plus vrai que l'on cherche à prédire des débits de période de retour élevée. En recourant au biais des études pluviométriques, on se heurte à un obstacle supplémentaire qui est le passage ultérieur de la pluie de fréquence F_0 au débit de même fréquence. Cet aspect ne sera pas traité ici car il déborde la thématique de ces deuxièmes journées hydrologiques de l'ORSTOM.

2. EVENEMENTS PLUVIEUX ET PLUIES DE PROBABILITE P_0

L'analyse spatiale des paramètres caractérisant la distribution fréquentielle de la pluie peut se décomposer en trois étapes :

- + l'étude des modèles probabilistes permettant de représenter au mieux les distributions ponctuelles observées. La cohérence nécessaire pour la régionalisation impose le choix d'une classe de modèles unique, seuls les paramètres variant d'une station à l'autre. L'examen simultané des distributions expérimentales de chaque station sera à la base de ce choix.
- + régionalisation, en particulier à travers la cartographie. Il faudra au préalable s'interroger sur le bien fondé de cette cartographie. En d'autres termes la variable présente-t-elle une organisation suffisante dans l'espace et quelle technique d'interpolation respecte-t-elle le plus fidèlement cette organisation ?
- + le calcul des valeurs moyennes qui sont celles qui intéressent véritablement l'hydrologue.

Il y a donc une certaine analogie entre l'analyse spatiale de l'événement pluvieux telle qu'elle a été décrite dans les contributions de Ch. Obled et P.M. Lehucher et l'analyse spatiale des paramètres fréquentiels, mais il y a également des différences notables :

- + les valeurs servant de base à la cartographie sont des valeurs estimées et non pas mesurées, ce qui a pour première conséquence que l'incertitude au point d'observation est plus grande.
- + l'analyse fréquentielle requiert de travailler sur des échantillons d'une trentaine de valeurs au moins. Pour pouvoir mettre en regard les modèles calés aux différentes stations, les périodes d'observations doivent de surcroît être identiques. Cet impératif de disposer de séries longues et concomitantes réduit le nombre de stations disponibles.
- + on ne dispose que d'une seule réalisation du processus aléatoire, puisqu'il n'existe qu'une seule pluie centennale (ou millénaire) par station. Quand on s'intéresse aux événements, on dispose au contraire de plusieurs réalisations qui une fois normées (par leur variance par exemple) peuvent être considérées comme étant des réalisations du même processus aléatoire, ce qui permet a priori une inférence plus robuste de la fonction de structure spatiale du phénomène.
- + si on travaille à un seuil de probabilité P_0 donnée, la valeur qui intéresse l'hydrologue est la pluie moyenne sur un domaine S ayant cette probabilité P_0 d'être dépassée (ou non dépassée). La résolution classique d'un système de type BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) pour les valeurs moyennes permet, elle, de calculer la moyenne des pluies ponctuelles de probabilité P_0 sur ce domaine S . Cette valeur est différente de la pluie moyenne recherchée du fait que la pluie sur un domaine pour un événement particulier n'est jamais uniformément répartie. Une valeur exceptionnellement forte en un point d'un bassin ne correspond pas nécessairement à des valeurs aussi exceptionnelles en d'autres points. Ce fait est traduit par la notion d'abattement : la pluie moyenne de probabilité 1% par exemple sera en général inférieure à l'intégrale des pluies ponctuelles de même probabilité. La résolution du système d'interpolation ne permet donc pas de calculer des pluies moyennes affectées d'une probabilité donnée.

Le fait de disposer de réseaux de mesure a priori moins denses et de travailler en réalisation unique pourrait faire penser que les paramètres caractérisant la distribution fréquentielle des pluies se prêtent plus difficilement à une étude régionale que les hauteurs d'eau tombées au cours d'un événement donné, surtout à petits pas de temps ($< 24h$) où les séries longues pluviographiques sont assez rares. En réalité, ces inconvénients sont compensés par une variation dans l'espace plus graduelle des paramètres fréquentiels. C'est d'ailleurs aux faibles pas de temps (par exemple une heure) que l'écart entre les distances de corrélation (portées) des phénomènes (paramètres fréquentiels/événements) est la plus importante. Il est donc difficile de préjuger de la possibilité d'utiliser les méthodes d'interpolation optimale pour cartographier des pluies décennales, centennales ou autres, la moindre densité des réseaux de mesure étant à mettre en balance avec une meilleure organisation dans l'espace.

Ces différents aspects de l'analyse régionale des paramètres fréquentiels pluviométriques peuvent être illustrés par une étude particulière du type de celle menée dans les Cévennes par l'équipe d'hydrométéorologie de l'Institut de Mécanique de Grenoble.

ETUDE DE CAS SUR LA REGION CEVENOLE

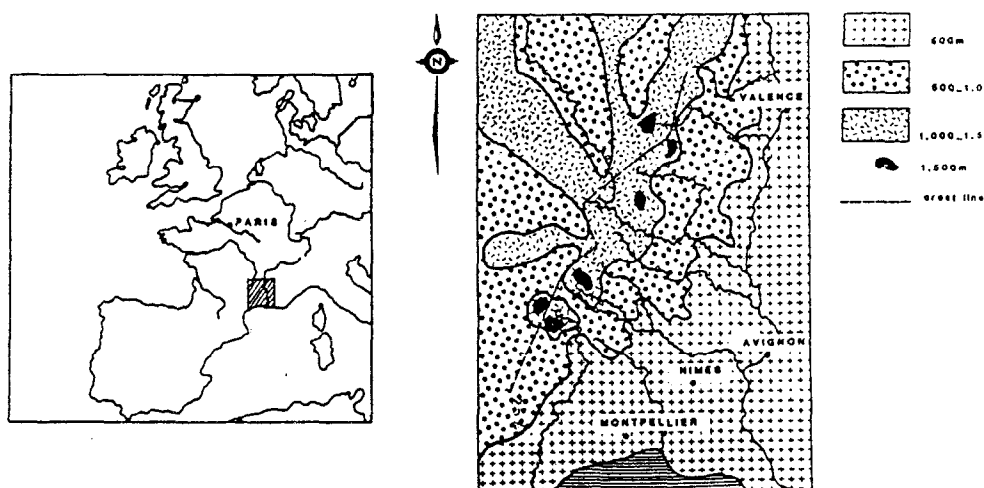


Fig 1 : Zone d'étude

3. LA ZONE D'ETUDE

Comme on peut le constater sur la figure 1, cette zone d'étude dépasse largement la région cévenole proprement dite. Elle inclut le haut vivarais au Nord et les garrigues languedociennes au Sud. A l'Ouest elle mord largement sur les hauts-plateaux du Massif Central et à l'Est elle est limitée par le Rhône, formant ainsi un quadrilatère de 34.000 km² environ. C'est une région où le relief joue un rôle prédominant, tant par ses contrastes (hauts-plateaux à plus de 1000 m au Nord-Ouest, sous régime Atlantique et garrigues du Sud-Est, d'altitude inférieure à 200m, proches de la Méditerranée) que par son caractère abrupt dans la partie centrale : le dénivelé atteint en certains points 1200 m sur une distance ne dépassant pas 20 km.

- Les crues violentes de ses cours d'eau (Vidourte, Gardons, Ceze) sont depuis fort longtemps célèbres, ce qui nous permet de disposer aujourd'hui de données pluviométriques assez nombreuses et anciennes. On a pu ainsi rassembler les données de 47 postes pluviographiques ayant fonctionné de façon concomitante durant au moins les 15 années antérieures à 1982 (figure 2). Certaines stations sont plus anciennes, telle celle de Montpellier Bel Air dont les enregistrements remontent à 1922. Que ce soit du point de vue de la protection contre les crues ou de celui du développement touristique, les aménagements hydrauliques concernent avant tout les bassins amonts dont la superficie ne dépasse guère 500 - 600 km². Les temps de concentration sont donc assez faibles, toujours inférieurs à la journée et dépassant rarement 12 heures, du fait également de la forte pente moyenne. De nombreux aménagements successifs et les détarages provoqués par les crues violentes font qu'aucune longue série de débits n'est disponible, justifiant particulièrement le recours aux études pluviométriques. Afin de couvrir le plus grand nombre possible de cas de figure, six pas de temps ont été choisis : 1, 2, 4, 6, 12 et 24 heures. La nécessité d'utiliser uniquement de l'information pluviographique a bien entendu réduit de beaucoup le nombre de postes disponibles. L'étude s'est limitée aux pluies d'automne responsables des crues les plus brutales et les plus dévastatrices, assurant par là une homogénéité aux échantillons traités (les fortes pluies d'automne ont pour origine des dépressions méditerranéennes).

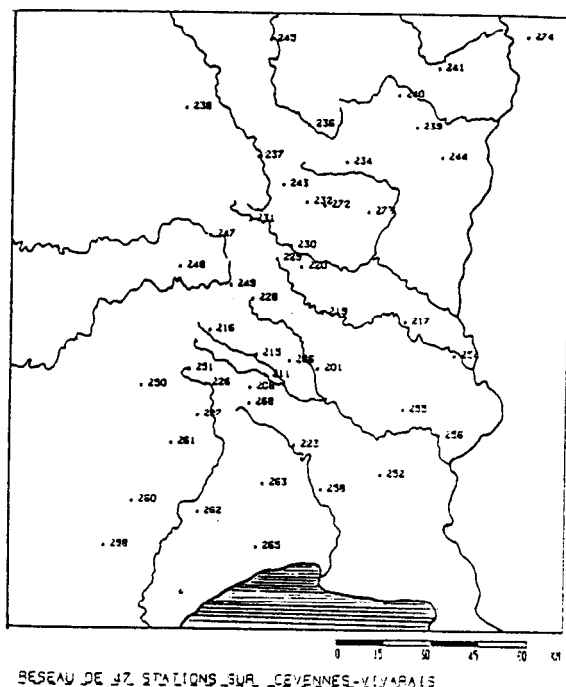


Fig. 2 : Le réseau pluviographique (1968-1982)

4. DISTRIBUTION DES VALEURS EXTREMES DE PLUIE PONCTUELLE

Pour chaque station, la distribution des maxima mensuels d'automne (septembre, octobre, novembre) aux 6 pas de temps a été étudiée sur la totalité de la période disponible. En règle général il est apparu que la loi de Gumbel s'ajustait bien à ces échantillons. Néanmoins, des courbures dans la partie inférieure du nuage de points ont parfois été observées. Des études plus fines menées sur des stations longues ont alors montré que ces courbures disparaissaient lorsque l'on pouvait travailler sur des échantillons de maxima annuels (figure 3), ce qui est conforme à ce que la théorie laisse attendre (Slimani and Lebel, 1986). Là où le petit nombre d'années disponibles (15-25 ans) ne permet pas de se contenter d'une valeur par an, ce problème de courbure a été contourné en ajustant par moindres carrés une loi de Gumbel sur la partie supérieure de l'échantillon. Typiquement, cela permet pour une station de 20 ans (60 maxima mensuels) de conserver 40 à 50 points pour l'ajustement.

On a également observé la présence de valeurs "anormalement" fortes ("outliers") dans la partie supérieure de certaines distributions expérimentales. Ceci concerne surtout les stations situées à l'Ouest de la ligne de crête et les faibles pas de temps. On peut tenter d'expliquer cela par l'occurrence relativement faible des retours d'épisode cévenol provoquant des pluies intenses dans des zones où elles ne sont d'habitude pas observées, comme cela a été le cas lors de l'épisode de septembre 1980. Dans le cas où la présence simultanée d'outliers et d'une courbure dans la partie basse de l'échantillon ne permettait pas un simple ajustement par moindre carré, on a ajusté un modèle sur l'ensemble des pluies successives. Ce modèle, préconisé par Duband (1967a), est une somme de deux exponentiels :

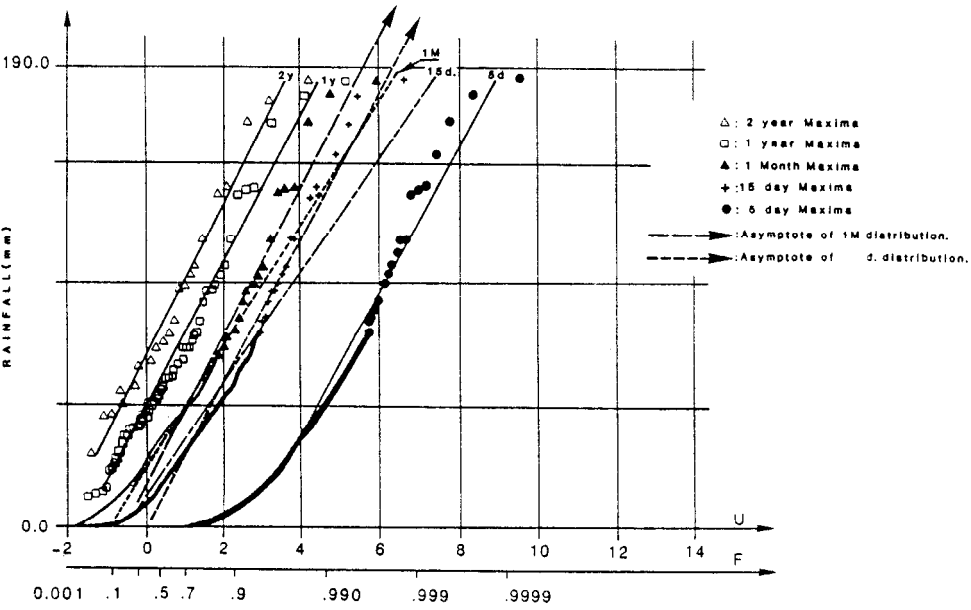


Fig. 3 : Distribution des valeurs extrêmes de pluie journalière à Montpellier Bel-Air. Les maxims sont calculés sur des périodes de 5 jours, 15 jours, 1 mois, 1 an et 2 ans respectivement, en allant de la droite vers la gauche.

$$F(z) = 1 - \beta e^{-z/a} - \gamma e^{-z/c} \quad (1)$$

avec $a > c > 0$,

qui pour des valeurs fortes de Z se réduit à

$$F(z) \approx 1 - \beta e^{-z/a}$$

c'est à dire qu'il possède une asymptote de pente a en papier de Gumbel, égale à la pente de la loi de Gumbel qui pourrait être calée sur des maxima. C'est cette pente que l'on appelle gradex (gradient de l'exponentielle).

Quelques résultats apparaissent plus spécialement importants à retenir à la suite de cette étude des distributions ponctuelles :

- 1/ Le modèle de Gumbel est généralement valide dans la zone pour les 6 pas de temps considérés et pour la saison d'automne.
- 2/ En cas de mauvaise adéquation du modèle à un échantillon donné, une étude plus fine (échantillon de maxima annuels, ou au contraire échantillon de toutes les pluies), permet d'ajuster soit une loi de Gumbel, soit un modèle asymptotiquement convergent vers une loi de Gumbel.
- 3/ Pour ce qui est de la loi de Gumbel, l'ajustement par la méthode du maximum de vraisemblance, parce qu'il donne trop de poids aux valeurs faibles, fournit des estimations généralement moins bonnes que la méthode des moments (figure 4). Ceci a été confirmé aussi bien par des simulations stochastiques que par le découpage des séries exceptionnellement longues (telle Montpellier Bel air) en sous-séries (SLIMANI, 1985).
- 4/ Seule l'étude à l'échelle régionale a permis de résoudre avec une certaine confiance les problèmes posés par quelques stations particulières.

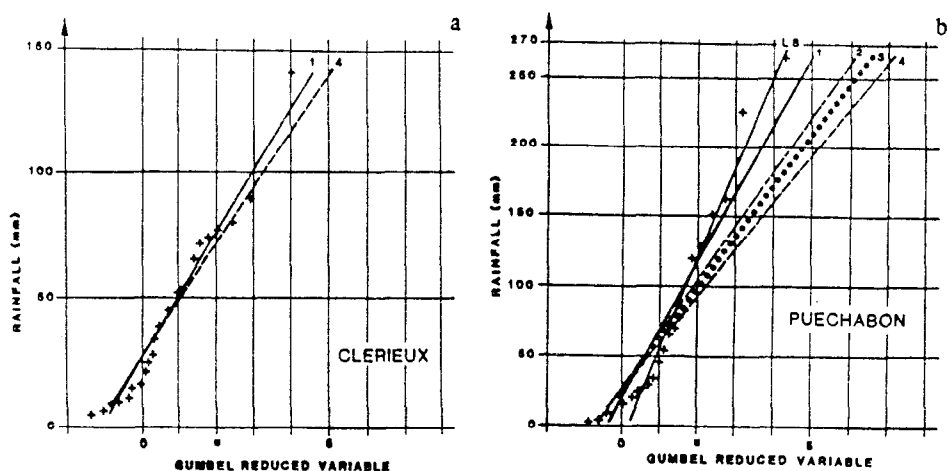


Figure 4 : Ajustement d'une loi de Gumbel à la distribution expérimentale des maxima mensuels.

- a) pluies en 12 heures à Clérieux (N° 274 sur la figure 2)
- b) pluies en 2 heures à Puechabon (N° 262 sur la figure 2).
- LS : ajustement par moindres carrés sur la partie supérieure de la distribution.
- 1 : ajustement par la méthode des moments
- 4,2,3 vraisemblance, en utilisant la formulation classique (SLIMANI and LEBEL, 1985) et les corrections proposées par REVFEIM (1983) et FIORENTINO (1984) respectivement.

La procédure suivie pour ajuster un modèle probabiliste en chaque station a donc été la suivante:

- 1/ tracé de la distribution expérimentale des maxima mensuels sur un papier de Gumbel en utilisant la formule $(i-0,5)/n$ pour calculer la fréquence empirique de la i ème station. Calcul de la moyenne $\bar{z}$ et de la variance s_z^2 de l'échantillon.
- 2/ ajustement de la loi de Gumbel par la méthode des moments et du maximum de vraisemblance. Si la qualité de l'ajustement est bonne :
 - 2a) estimation des paramètres a (gradex) et z_0 (mode) par la méthode des moments :

$$\hat{a} = 0,78 S_z$$

$$z_0 = \bar{z} - 0,577 a \quad (2)$$

sinon

- 2b) étude plus fine (maxima annuels; distribution complète).

- 3/ calcul du gradex(a), de la pluie decennale (P10) et de la pluie centennale (P100) sur la periode commune 1967-1982 pour chacune des 47 stations.
- 4/ calcul de l'ecart type d'estimation ponctuelle :

$$\sigma_a = 1,05 \sqrt{\frac{1}{N}} = 0,82 s \sqrt{\frac{1}{N}}$$

$$\sigma_{P10} = 3,82 \sqrt{\frac{1}{N}} = 2,98 s \sqrt{\frac{1}{N}}$$

$$\sigma_{P100} = 6,15 \sqrt{\frac{1}{N}} = 4,80 s \sqrt{\frac{1}{N}}$$

où N est la taille de l'échantillon (ici 45 environ, ce qui implique un écart-type relatif de l'ordre de 15% sur l'estimation de a).

- 5/ calcul de la relation de Montana à chaque poste, ce qui permettra d'interpoler les paramètres étudiés pour des pas de temps intermédiaires.

Exemple :

$$P_{100}(\Delta t_2) / P_{100}(\Delta t_1) = (\Delta t_2 / \Delta t_1)^n$$

La loi de Montana est donc caractérisée par l'exposant n.

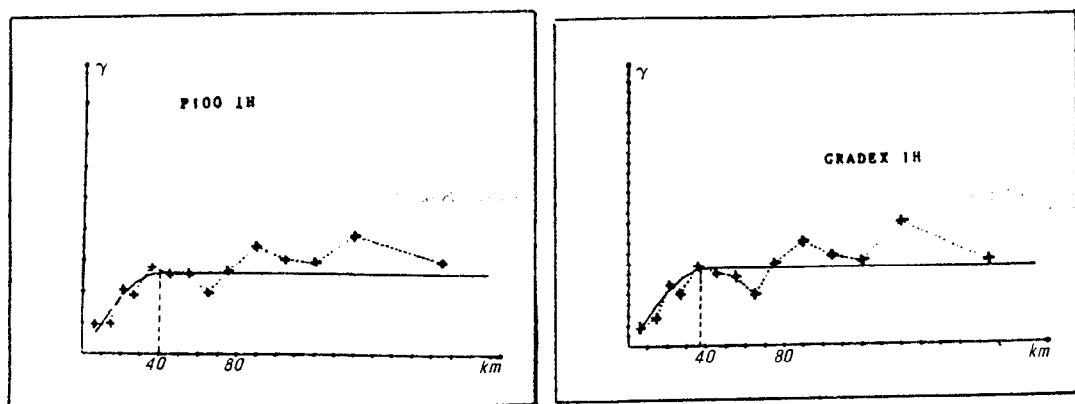


Fig. 5 : Calage d'un modèle sphérique (portée 40 km) sur les variogrammes expérimentaux de la pluie centennale et du gradex horaires.

5. REGIONALISATION

Le tracé de cartes qui est l'objectif ultime de la régionalisation a été effectuée selon trois approches différentes dont on a cherché à comparer les résultats pour les 18 variables concernées (3 paramètres fréquentiels à 6 pas de temps).

- cartographie directe à partir des valeurs ponctuelles à la suite d'une interpolation par krigeage aux noeuds d'une grille régulière.
- étude des relations entre paramètres fréquentiels et relief. Cartographie des résidus de la régression multiple.
- combinaison des deux démarches ci-dessus en intégrant le relief dans le processus et interpolation directe par le cokrigeage.

5.1. Cartographie directe

La première étape de toute cartographie directe est l'étude de la structure spatiale du phénomène qui doit permettre de dire si le phénomène étudié est cartographiable ou non. Deux exemples de variogrammes expérimentaux pour les pluies horaires sont donnés sur la figure 5. On constate que dans les deux cas il y a un palier manifeste et qu'un modèle de type sphérique s'ajuste assez bien. Le même type de résultat obtenu pour les autres pas de temps amène à conclure que l'organisation spatiale est assez bonne, sans dérive manifeste et qu'une cartographie directe est donc envisageable.

Comme on peut le voir dans le tableau 1, la distance de décorrélation (portée) croît régulièrement, depuis 45 km pour la P10 en une heure, à 80 km pour le P10 en 24 heures, et de 40 km pour la pluie centennale horaire à 60 km pour la pluie centennale journalière.

Tableau 1 : Portée en km des variogrammes de la pluie décennale et de la pluie centennale

Pas de temps (heures)	1	2	5	6	12	24
P 10	45	48	50	55	72	80
P100	40	45	46	50	56	60
Pluie-événement	25	30	35	40	50	65

Il apparaît clairement que les paramètres fréquentiels sont plus fortement corrélés dans l'espace que les événements, surtout aux faibles pas de temps. Par ailleurs, et bien que des données supplémentaires soient nécessaires pour aboutir à une conclusion sûre, l'abaissement de la portée lorsque la durée de retour augmente, peut s'expliquer physiquement par le fait que les pluies les plus fortes sont plus concentrées spatialement.

Si les cartes obtenues par krigeage peuvent être considérées comme fiables dans les zones où la densité du réseau est suffisamment grande, on peut par contre s'interroger sur leur valeur dans les endroits faiblement échantillonnés (par exemple la zone comprise entre les basses vallées du Gardon et de la Cèze ou sur la basse Ardèche). Lorsqu'on cherche à interpoler en un point qui n'est pas corrélé avec une station de mesure, le krigeage en dérive constante estime la valeur au point comme étant la moyenne locale du champ. Dans le cas qui nous intéresse, cela peut conduire à de graves sous-estimations des risques encourus. Pour cette raison, un krigeage avec dérive linéaire, qui a tendance à "exagérer" les bosses, pourrait être préféré pour les zones de montagne où souvent les stations sont établies dans les vallées. Un cas particulier de krigeage avec dérive linéaire est celui de l'interpolation spline de type plaque mince (Dubrule, 1981). Sur la figure 6 on peut comparer les cartes obtenues à l'aide d'un krigeage avec dérive constante (variogramme sphérique) d'une part et à l'aide des fonctions spline d'autre part. On constate qu'effectivement le dôme central des isohyètes supérieures à 18 mm est plus étendu sur la carte spline.

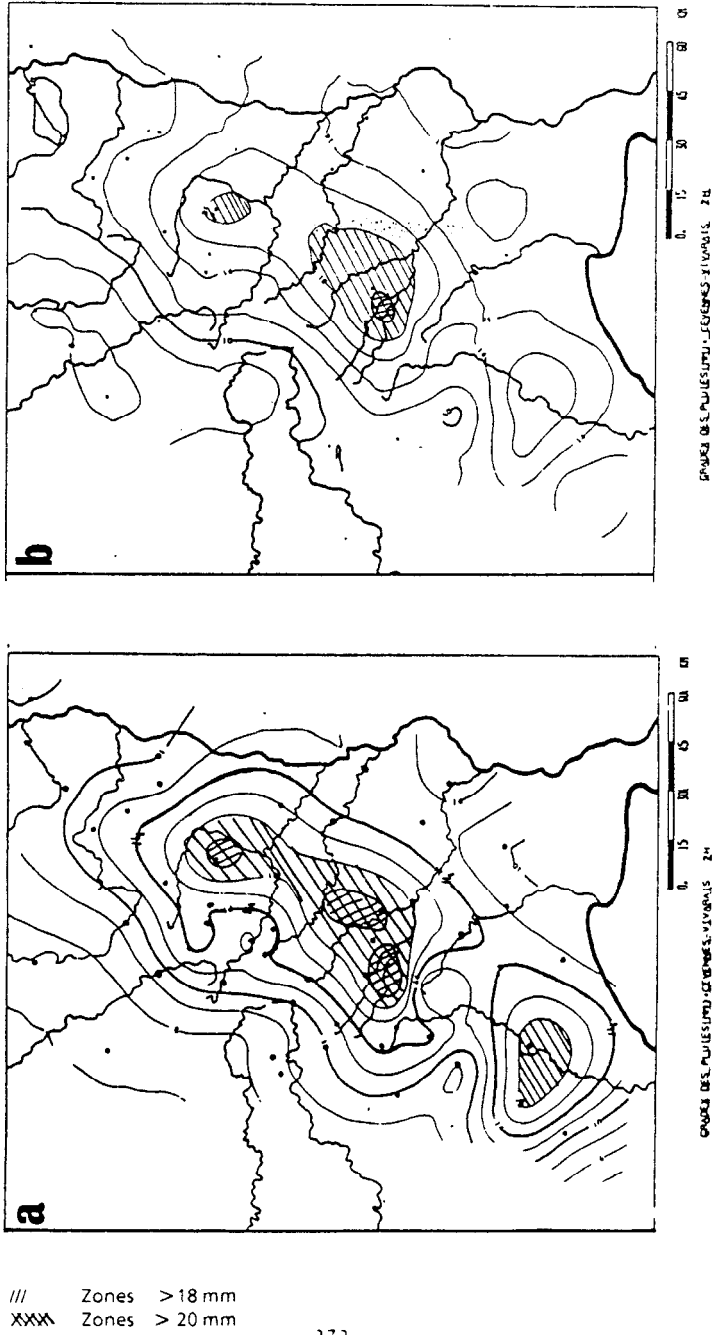
Quelles que soient les raisons qui puissent nous pousser à choisir une technique d'interpolation plutôt qu'une autre (confiance dans les outils statistiques, ou préférence pour la surestimation plutôt que la sous-estimation), le crédit que l'on peut accorder au résultat obtenu est évidemment faible dès lors que l'on travaille sur une zone pratiquement dépourvue de mesures.

Ceci amène tout naturellement à essayer d'introduire une donnée exogène susceptible de rattacher l'interpolation à une information plus locale. C'est ce qui a été tenté en étudiant les relations entre la topographie et les variables pluviométriques, suivant en cela l'exemple de Laborde (1984).

5.2. Liens avec le relief

Lorsqu'on examine la figure 6, le relief schématisé sur la figure 1 semble jouer un rôle important dans l'organisation générale des isovaleurs. On a donc calculé pour chacune des 47 stations, une centaine de paramètres morphométriques susceptibles de caractériser l'altitude, l'encaissement et l'exposition de chaque site, puis on a étudié par corrélation multiple les liens entre ces paramètres et chacune des 18 variables pluviométriques. Il est apparu que parmi la centaine de paramètres proposés, quatre ont un pouvoir explicatif significatif. Les quatre paramètres sélectionnés diffèrent les uns des autres selon la variable pluviométrique (c'est à dire selon le pas de temps et le paramètre fréquentiel considérés), mais la distance et l'exposition par rapport à la ligne de crête d'une part et à la mer d'autre part ressortent presque toujours (Slimani, 1985).

Figure 6 : Cartographie du gradex des pluies en 2 heures
 a : Spline (krigeage avec dérive linéaire)
 b : Krigeage(variogramme sphérique, dérive constante)



Pour une variable pluviométrique Z quelconque (gradex, pluie décennale ou pluie centennale à un des 6 pas de temps considérés) on a donc calculé une équation de régression du type :

$$Z = \sum_{j=1}^J \alpha_j Y_j + \varepsilon$$

où Y_j est une variable topographique explicative et α_j le coefficient de régression. j est généralement égal à 4.

On peut également écrire :

$$Z_R = \sum_{j=1}^J \alpha_j Y_j \quad (3)$$

$$\text{et} \quad Z = Z_R + \varepsilon,$$

relation valable en tout point où les variables topographiques sont disponibles, c'est à dire dans ce cas aux noeuds d'une grille régulière de 500 * 500 m, résultat d'une digitalisation manuelle du relief.

On est alors à même de tracer deux cartes :

- 1) la carte des Z_R
- 2) la carte des ε

L'estimation en un point (Y_0) peut donc se faire de deux façons :

$$\text{tab. 15} \quad Z(x_0) = Z_R(x_0) + \varepsilon$$

qui est le résultat d'une interpolation dans le champ des Z_R et dans le champs des ε ; ou :

$$\text{tab. 15} \quad Z(x_0) = Z(x_0) + \varepsilon \quad (4)$$

et dans ce cas, Z_R a été recalculé au point x_0 à partir de la carte topographique.

Dans notre cas, il s'est avéré difficile de procéder ainsi car le champ des ε était en général mal structuré dans l'espace, rendant l'interpolation peu sûre.

Par ailleurs, la variance expliquée de Z par Z_R (R^2) varie de 51 % (1 h) à 68% (24 h), valeurs trop faibles pour se contenter d'une approximation $\hat{Z}(x_0) = Z_R(x_0)$.

En conclusion, la carte des Z_R , générée par le relief seul, se caractérise par une très bonne résolution mais ne pouvait être utilisée telle quelle du fait du fort pourcentage de variance inexpliquée.

5.3. Cokrigage

Alors que l'équation de régression (4) ne prend en compte que des variables externes calculées du point x_0 , l'interpolation par krigeage du paragraphe 2.1, est assimilable à une autoregression sur les valeurs de la même variable Z observée en d'autres points ($X_{i,i} = 1, n$). Le cokrigage vise à fusionner ces deux approches complémentaires en ayant recours à un modèle spatial de type ARMA.

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) + \sum_{j=1}^J \alpha_j y_j + \varepsilon(x_0)$$

En théorie on pourrait construire ce modèle en utilisant toutes la variables topographiques y_j , mais on aboutirait alors à un système surdéterminé puisqu'on dispose de 47 stations et de 100 variables y_j .

En réalité, l'étude de corrélation multiple du paragraphe 5.2. a montré que les variables y_j étaient fortement liées entre elles et qu'un petit nombre seulement avait un pouvoir explicatif significatif. Afin de ne pas surparamétriser le modèle, il a donc été décidé d'introduire une unique variable exogène $Z_R(x_0)$ supposée représenter à elle seule la part la plus intéressante du relief. On aboutit donc à :

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) + \alpha_0 Z_R(x_0) \quad (5)$$

Le modèle peut être raffiné en prenant de surcroît en compte les valeurs de Z_R aux noeuds de grille entourant x_0 , afin de provoquer un certain lissage de l'effet relief.

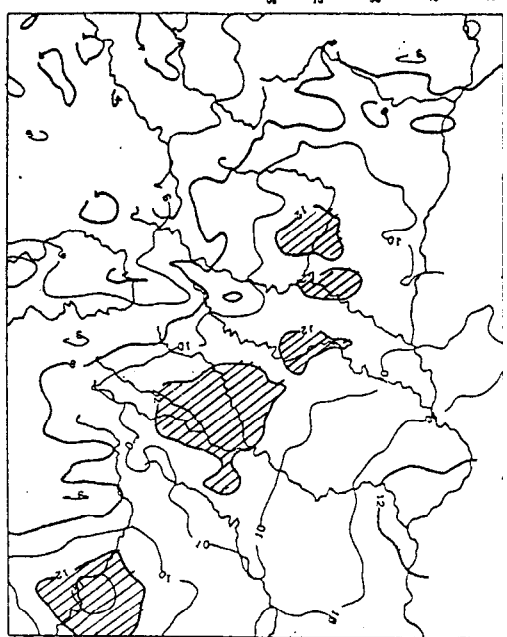
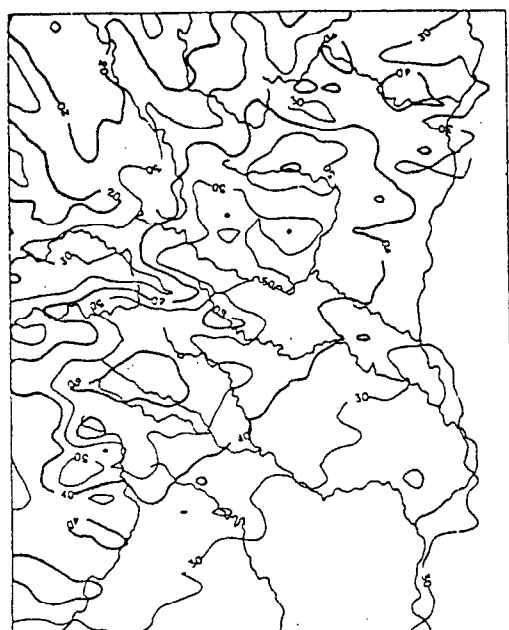
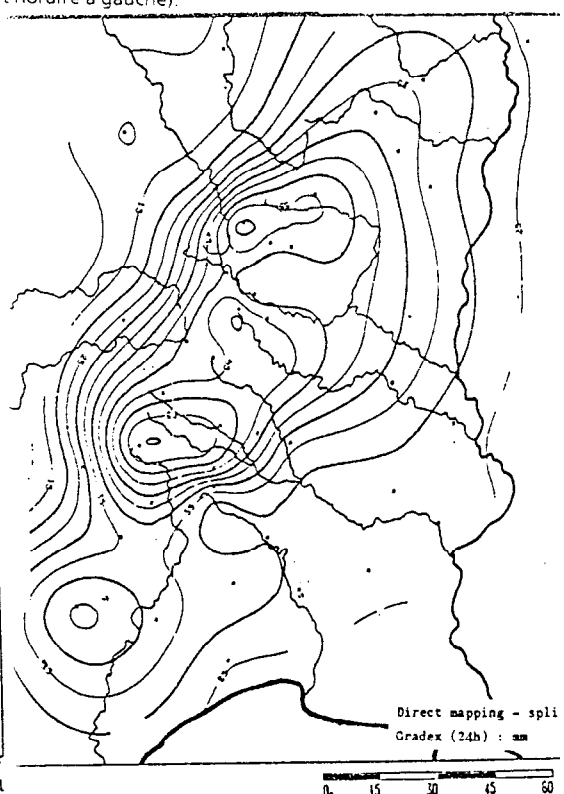
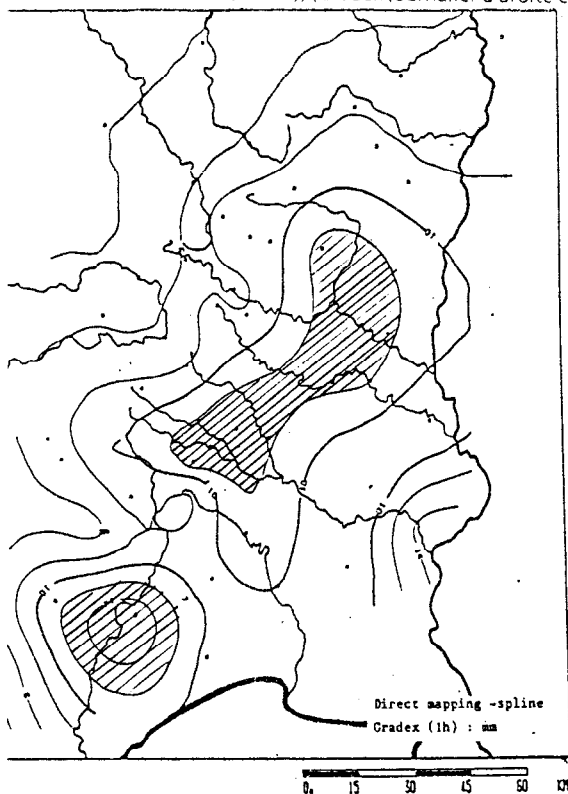
De façon similaire au krigeage, le cokrigage permet de tracer la carte des variances théoriques d'erreur d'estimation $\sigma^2(x_0)$ et ces variances peuvent être utilisées pour construire des intervalles de confiance pour la carte des $Z(x_0)$.

Le point délicat de la mise en oeuvre d'une interpolation par le krigeage est l'inférence des fonctions de structure croisées entre la variable expliquée et les variables exogènes.

Sur la figure 7, on a tracé deux cartes provenant de la cartographie directe et deux cartes obtenues par cokrigage. On peut constater que :

- + l'introduction du relief ne change pas de manière significative l'allure générale des cartes, dans les secteurs bien instrumentés.
- + les cartes obtenues par cokrigage ont un aspect beaucoup moins lisse que celles résultant d'une cartographie directe. Cela est surprenant puisqu'en général l'introduction des termes de moyenne mobile provoque un certain lissage. Ce comportement paradoxal est lié au fait que la variable exogène Z_R est connue avec une bien meilleure résolution que la variable Z . Les irrégularités de détail induites par un relief aux variations locales assez brutales doivent donc être considérées avec prudence.
- + Malgré cela, dans les zones faiblement échantillonnées et sur les bords, l'utilisation du relief remédie en partie aux carences du réseau de mesure et permet de réduire les effets de bordure observés sur les cartes de la figure 6. On peut néanmoins s'interroger sur la validité du modèle (5), basée sur la relation (3), pour la partie Nord-Ouest du secteur étudié. En effet la régression (3) a été obtenue à partir d'un réseau de mesures concentré au Sud-Est de la ligne de crête, et son extrapolation en dehors de ce domaine demande à être justifiée.

Figure 7 : Comparaison des cartes obtenues par cartographie directe (en haut) et cokrigage (en bas), (Gradex journalier à droite et horaire à gauche).



Quelle que soit la représentation choisie, une constatation globale s'impose : la position des noyaux de fortes isovaleurs diffère selon le pas de temps considéré. Les noyaux sont situés sur la partie inférieure des bassins amonts pour la pluie horaire et remontent graduellement le relief jusqu'à se centrer sensiblement sur la ligne de crête pour les pluies journalières. L'étude fréquentielle confirme donc les observations faites à l'échelle de l'événement par Tourasse (1981), à savoir qu'il pleut plus souvent et plus longtemps mais moins intensément sur la ligne de crête qu'au pied des reliefs. En d'autres termes, les zones de pluie fréquente diffèrent des zones de pluie intense, ce qui se traduit notamment par le fait que la zone des plus fortes pluies horaires n'est pas la même que celle des plus fortes pluies journalières.

6. DISTRIBUTION DES PLUIES MOYENNES

On s'est uniquement préoccupé jusqu'ici de la régionalisation des distributions statistiques de pluie ponctuelle. En fait, la variable dont il est le plus intéressant de connaître la distribution est la pluie moyenne sur un domaine de superficie S , Z_S :

$$Z_s = \frac{1}{S} \int_S Z(M) dM \quad (6)$$

où M est un point quelconque du domaine.

A priori, il existe deux possibilités pour modéliser la fonction de répartition de Z_S :

- 1) ajuster le modèle sur une série d'observations de Z_S (démarche comparable à ce qui se fait normalement pour la pluie ponctuelle).
- 2) dériver le modèle à partir du modèle de pluies ponctuelles et d'une fonction d'abatement spatial.

Dans la pratique, aucune de ces deux approches n'est envisageable telle quelle puisque :

- 1) on ne sait pas mesurer Z_S . La seule série d'observations disponible est celle de $Z_S = \sum \lambda_i Z_i$, calculée à partir des mesures ponctuelles.
- 2) on ne sait pas calculer la distribution de l'intégrale (6) à partir de la seule connaissance de celle de $Z(M)$, même si on connaît la fonction de corrélation spatiale (voir tentatives de Duband (1967b), pour un nombre fini de variables identiquement distribuées).

On doit donc dans tous les cas avoir recours à des hypothèses simplificatrices et à des approximations plus ou moins sophistiquées selon que l'on considère que la pluie est homogène dans l'espace ou non.

6.1. Pluie homogène :

Si la pluie est homogène sur un domaine S , toutes les variables aléatoires ($Z(M)$, $M \in S$) sont alors identiquement distribuées, c'est à dire notamment que la moyenne μ_z , la variance (σ_z^2) et la loi de probabilité sont les mêmes en tout point du domaine.

Sous l'hypothèse que l'on connaît le type de modèle pour la distribution de la pluie moyenne (ce type pouvant être le même que celui de la pluie ponctuelle), la détermination du modèle se limite à l'estimation de ses paramètres $\{\theta_i\}$.

Sous l'hypothèse simplificatrice supplémentaire que le modèle est un modèle à deux paramètres (θ_1, θ_2) et que les estimateurs ($\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$) obtenus par la méthode des moments sont non biaisés, l'inférence de la distribution des pluies moyennes se limite alors à l'estimation de la moyenne μ_S

et de l'écart type σ_z de cette distribution. Une telle estimation ne nécessite que la connaissance de μ_z , σ_z^2 et de la fonction de corrélation spatiale $[K(MM')]$ puisque l'on a :

$$\mu_S = \frac{1}{S} \int_S \mu_z$$

$$\sigma_S^2 = \frac{1}{S^2} \int_S \int_S K(\overline{MM'}) dM dM'$$

Cette intégrale (qui est quadruple puisque chacune des deux extrémités du vecteur MM' décrit la surface S) se transforme en :

$$\sigma_S^2 = \sigma_z^2 - \frac{1}{S^2} \int \int \gamma(\overline{MM'}) dM dM' \quad (7)$$

lorsque la fonction de corrélation spatiale est un variogramme borné par la variance σ_z^2 (voir par exemple sur le calcul de σ_z^2 , Journel and Huijbregts (1978)).

Cette double intégrale peut être calculée analytiquement pour des formes de domaine particulières (rectangle (Serra, 1976), cercle), et approximer numériquement dans le cas général à partir d'une discrétisation suffisamment fine de la surface S .

Bien qu'il soit possible pour certaines lois particulières et à partir de la formulation (7) de mettre sous forme analytique le coefficient d'abattement défini par Brunet-Moret et Roche (1963), de tels calculs ne peuvent s'appliquer au cas qui nous intéresse puisque les figures 6 et 7 montrent qu'à l'évidence l'hypothèse d'homogénéité n'est pas réaliste à l'échelle d'un Bassin Versant de 100 à 500 km². Ainsi sur le Gardon d'Alès (318 km²) la pluie centennale horaire varie de 53 à 70 mm et le gradex de 8,5 à 12,5 mm.

6.2. Pluie non identiquement distribuée

Si on est capable d'identifier la dérive du phénomène et le variogramme des résidus, l'approche décrite au paragraphe 6.1. est encore envisageable.

On sait néanmoins que cette double identification est à la fois délicate et peu robuste (Delhomme, 1976) et on est donc amené à travailler non plus sur la variable Z mais sur son estimée :

$$Z_S = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_i \quad (8)$$

Pour que $\hat{Z}_S$ soit une estimation sans biais, il faut que $\sum \lambda_i = 1$. Les coefficients de pondération λ_i étant par exemple calculés par krigeage.

La qualité de l'estimateur $\hat{Z}_S$ peut être a priori et théoriquement mesurée par la variance de l'erreur d'estimation, directement calculable dans le cas du krigeage.

Si cette variance est faible (par exemple inférieure à 10 % de la variance σ_z^2), on peut admettre que la distribution de $\hat{Z}_S$ constitue une approximation suffisante de la distribution de Z_S .

Sous les hypothèses déjà faites au paragraphe 6.1. (loi de distribution de type connu à deux paramètres estimés par la méthode des moments), la connaissance de la distribution de $\tilde{Z}_S$ se ramène à celle de la moyenne $\mu(\tilde{Z}_S)$ et de la variance $\sigma^2(\tilde{Z}_S)$, qui peuvent être évaluées à l'aide des expressions ci-dessous :

et $\mu(\tilde{Z}_S) = \sum \lambda_i \mu_i$ où μ_i est la moyenne à la station i

$$\sigma^2(\tilde{Z}_S) = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \text{cov}(Z_i, Z_j) \quad (9)$$

$$\text{avec } \text{cov}(Z_i, Z_j) = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

σ_i étant l'écart-type à la station i et ρ_{ij} le coefficient de corrélation entre les stations i et j .

L'inférence d'un corrélogramme ou d'un variogramme unitaire (Cf. Lebel and Bastin, 1985) peut fournir l'expression analytique de ρ_{ij} , et l'expression (9) devient alors :

$$\sigma^2(\tilde{Z}_S) = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (10)$$

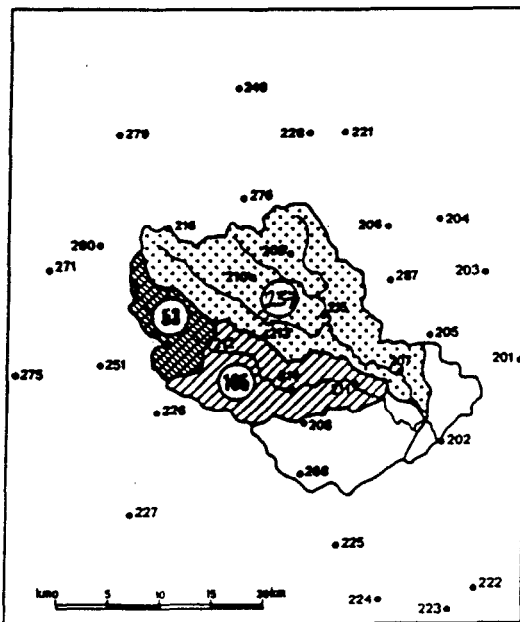


Fig. 8 : Le Gardon d'Anduze (545 km²) : bassin principal et sous bassins.
 (53 km² : Gardon de St André ; 165 km² : Gardon de St Jean (Gardon de St André inclus).
 237 km² : Gardon de Mialet.

6.3. Application au Gardon d'Anduze

Le Gardon d'Anduze est un bassin de 545 km² dont l'altitude varie entre 130 et 1300 m, pour lequel on disposait en 1981 des données pluviographiques suivantes sur un carré de 70 x 70 km centré sur le bassin (figure 8) :

- 34 stations fonctionnant depuis 1975 au moins, dont 12 appartenant au bassin
- 18 stations fonctionnant depuis 1975 au moins, dont 5 appartenant au bassin (voir tableau 2)
- 13 stations fonctionnant depuis 1963

Parmi les 18 stations "mi-longues", 7 ont un poids prépondérant dans l'estimation de la pluie par krigeage sur le bassin. Le tableau 2 montre la forte variabilité des paramètres de la loi de Gumbel pour ces stations.

L'estimation du gradex (paramètre d'échelle) de la pluie moyenne sur ce bassin et sur des sous-bassins doit donc prendre en compte cette variabilité. Dans un premier temps on peut admettre comme borne supérieure de l'estimation, la moyenne pondérée des gradex ponctuels.

$$g_S^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i g_i \quad (11)$$

où les λ_i sont les coefficients de l'estimateur de krigeage ($\hat{Z}_S$), n étant le nombre de stations longues du voisinage. Ce calcul revient à considérer qu'il existe une interdépendance totale entre les stations ($\rho_{ij} = 1$ dans la formule 10 pour $i \neq j$), ce qui maximise $\sigma^2(\hat{Z}_S)$.

Il est à noter que le calcul de g_S par l'expression 11 est sensiblement équivalente à une intégration numérique de la surface krigée sur le bassin. L'écart éventuel entre les deux calculs peut provenir soit de l'adoption d'une fonction de structure différente pour le calcul de Z_S de celle considérée pour l'interpolation du champ des gradex, soit des arrondis numériques. Les fonctions de structure de l'événement pluvieux d'une part et des gradex d'autre part étant très proches (voir tableau 1), et les intégrations numériques étant calculées sur des grilles suffisamment fines, on peut constater dans le tableau 2 que les différences entre les deux calculs sont effectivement faibles (valeurs marquées respectivement par * et **).

Tableau 2 : Distribution de la pluie moyenne horaire calculée à partir des distributions ponctuelles. Le gardon de St Jean est inclus dans le Gardon d'Anduze

	Altitude (mm)	gradex (mm)	P 10 (mm)	P 100 (mm)
St Jean du Gard (1)	200	13,5	55	87
St Etienne V.F. (2)	290	12,1	51	80
Soudorgues (1)	502	12,6	53	83
Cognac (2)	595	8,8	38	59
Barre des Cévennes (2)	916	8,6	38	58
Valleraugue (3)	360	9,9	45	68
Aigoual (3)	1567	9,7	45	68
Gardon à Anduze (545 km ²)		* 12,6 ** 12,0	52 52	82 81
Gardon à St Jean (165 km ²)		* 11,8 ** 11,5	49 48	77 76

(1) Stations du Gardon de St Jean (donc du Gardon d'Anduze)

(2) Stations du Gardon d'Anduze n'appartenant pas au Gardon de St Jean

(3) stations n'appartenant pas au Gardon d'Anduze mais ayant un poids (λ_i) fort dans le calcul de Z_S par krigeage.

$$* g_s = \sum \lambda_i g_i$$

** Intégration numérique de la surface krigée.

On peut maintenant chercher un estimateur plus réaliste de g_s en développant l'expression (10).

La loi de Gumbel s'ajustant bien aux maxima mensuels ponctuels, on suppose qu'il en est de même pour les maxima mensuels des pluies moyennes et on cherche à estimer le gradex g en se basant sur l'estimateur des moments : $g_S = 0,48 \alpha_S$

avec $\alpha_S = \alpha(Z_S)$, $\alpha(Z_S)$ étant calculé à l'aide de la relation (10), et en utilisant le variogramme unitaire ($\gamma_{ij} = 1 - \rho_{ij}$), on obtient :

$$g_S = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j (1 - \gamma_{ij}) g_i g_j)^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

et

$$Z_{OS} = \mu_S - 0,577 g_s$$

avec

$$\mu_S = \sum \lambda_i Z_i \mu_i$$

Le calcul de g_s ne nécessite donc que la connaissance des gradex ponctuels et des variogrammes aux différents pas de temps. En utilisant les gradex ponctuels calculés pour les 13 stations longues du domaine d'étude et des variogrammes identifiés par ailleurs, on a pu estimer g_s avec la relation (12). On obtient alors des valeurs g_s sensiblement inférieures à celles obtenues par l'expression 11, comme cela apparaît dans le tableau 3. Dans la mesure du possible, ces résultats demandent à être validés, ce qui est envisageable dans cette région grâce à l'importance du réseau pluviographique.

6.4. Validation

La validation des calculs de g_s ne peut se faire par comparaison avec des valeurs observées ou connues par la théorie, et ce pour les raisons exposées en début de section 6. On doit donc chercher à définir une valeur g_s de référence qui tienne lieu de "vérité terrain".

Dans ce but une série test de pluies moyennes Z_s a été constituée dont on a étudié la distribution expérimentale permettant de vérifier :

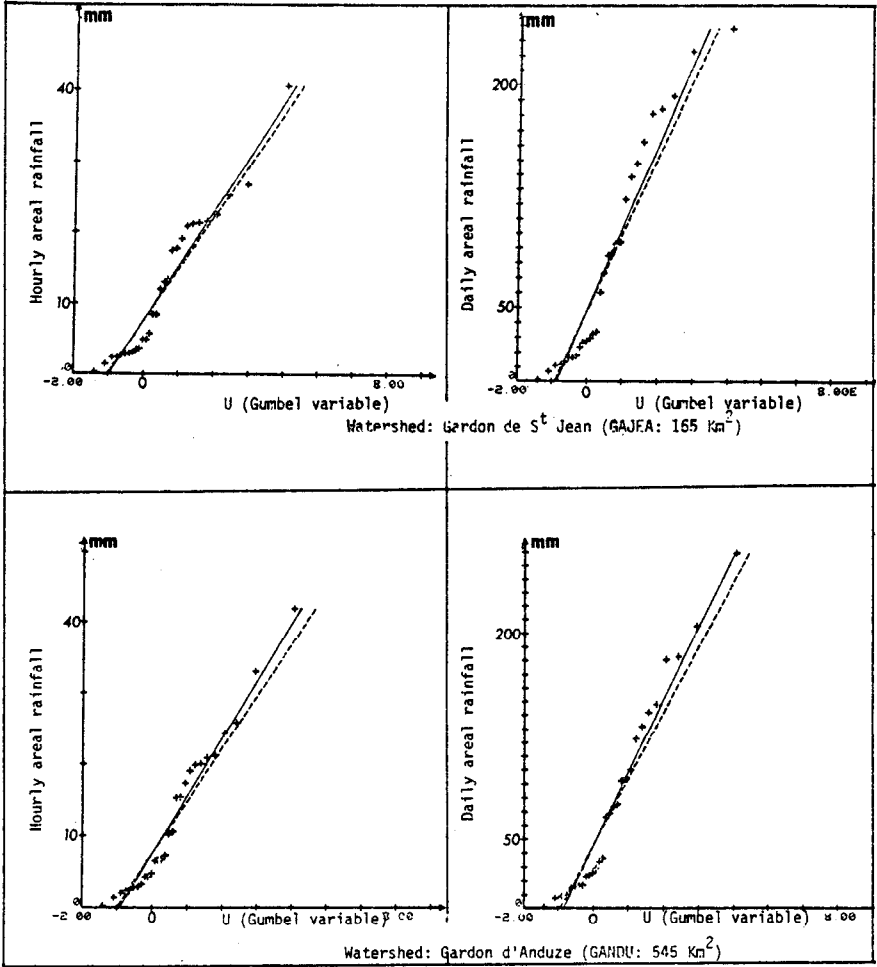
- 1) si la loi de Gumbel s'ajuste effectivement à cette distribution ;
- 2) si les paramètres de cette loi sont proches de ceux calculés au paragraphe 6.3. par l'expression 12.

Pour ce faire, on s'est basé sur les données de la période 1971-1980 enregistrées aux 18 stations mi-longues. Les données des années 1968-1970 ont dû être abandonnées à cause de lacunes rendant impossible le calcul de pluies moyennes homogènes avec celles établies pour les années 1971-1980.

La validation a porté sur quatre bassins : le bassin principal de 545 km² et trois sous-bassins. On a ainsi pu vérifier que :

1. Les pluies moyennes s'ajustent bien à une loi de Gumbel (figure 9) ; pour tous les bassins et pas de temps considérés, validant ainsi l'hypothèse qui est à la base des calculs des paragraphes 6.2. et 6.3.
2. Les estimations fournies par l'expression (12) sont proches des estimations obtenues par calage direct de la loi de Gumbel sur la série des pluies moyennes (valeurs (1) du tableau 3).
3. Le calcul de g_s par la moyenne pondérée des gradex (valeurs (2) dans le tableau 4) conduit à des surestimations importantes, et par comparaison avec les valeurs (1), n'est plus proche de g_s^* que pour le plus petit bassin du pas de temps de 24 h.

Fig. 9 : Ajustement de la loi de Gumbel aux maxima mensuels des pluies moyennes spatiales estimées par krigeage (1971-1980)



— : méthode des moments
 - - - : méthode du maximum de vraisemblance

Tableau 3 : Comparaison des valeurs de g_s et P100 obtenues à l'aide de trois méthodes

		GRADEX SPATIAL			PLUIE DECENNALE		
		test	$\hat{g}_s$ (1)	$\hat{g}^*_s$ (2)	test	1	2
G. Anduze (545 km ²)	1 H	8,1	8,1	12,6	54	59	82
	24 H	53,3	53,7	61,5	349	350	390
G. Mialet (237 km ²)	1 H	9,0	9,1	12,4	61	64	81
	24 H	58,3	67,6	65,6	377	371	413
G. St Jean (165 km ²)	1 H	7,7	8,5	11,8	52	60	77
	24 H	56,2	56,0	66,3	369	367	420
G. St André (53 km ²)	1 H	7,9	7,5	9,8	54	53	65
	24 H	61,7	56,9	65,0	394	364	409

(1): g_s calculé par l'expression 12 (portée du variogramme : 25 km pour 1 h ; 50 km pour 24 h)

(2) : g_s calculé comme la moyenne pondérée des gradex ponctuels.

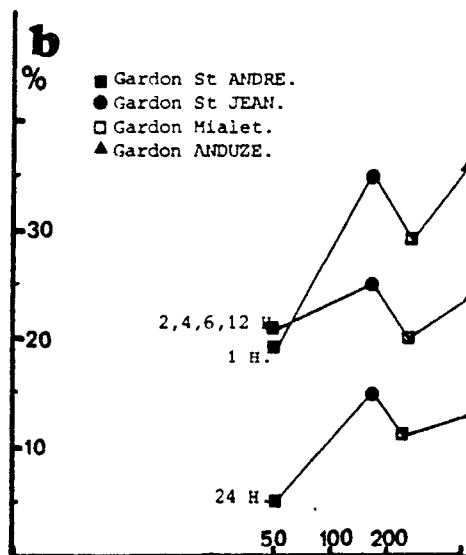
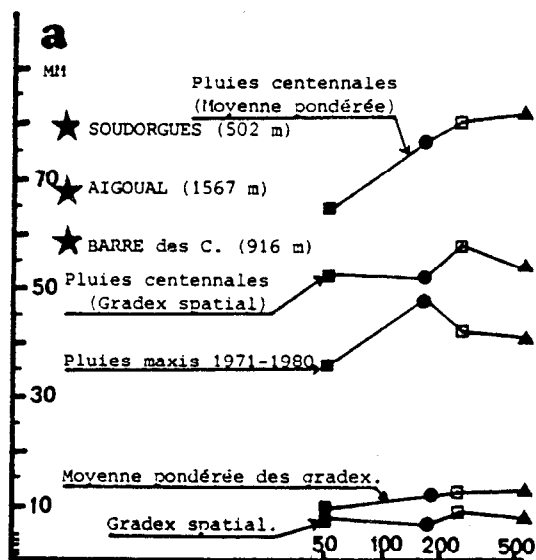
6.5. Abattement

La notion d'abattement telle qu'elle est définie par Brunet-Moret et Roche (1963) perd sa signification sur des domaines où les paramètres fréquentiels ponctuels ne sont pas constants. On peut néanmoins comparer les valeurs spatiales calculées avec l'expression (12) à certaines valeurs ponctuelles comme cela est fait sur la figure 10a.

On peut également redéfinir l'abattement dans un contexte de non homogénéité comme étant un rapport de la valeur spatiale calculée avec le variogramme sur la moyenne des valeurs ponctuelles. La figure 10b montre que ce rapport (en réalité son complément à 1 sur cette figure) n'est pas une fonction monotone de la superficie du bassin considéré. Dans les zones à fort relief, l'altitude et l'exposition du bassin compte autant que sa superficie lorsque celle-ci reste comprise entre 50 et 500 km² environ. On peut retenir les ordres de grandeur qui sont de 10 à 15 % pour les pluies journalières et de 30% environ pour les pluies horaires.

6.6. Apport de la géostatistique dans l'étude de l'abattement

Dans le protocole décrit au paragraphe 6.4. pour valider les calculs du paragraphe 6.3., on peut remarquer que 18 stations ont été utilisées pour calculer les séries test de pluie moyenne, alors que 13 stations ont servi pour l'estimation de g_s d'après l'expression (12). Ceci illustre un des avantages principaux de la méthode proposée qui est d'utiliser au mieux l'information couramment disponible. En effet l'intensification des mesures hydrométéorologiques est en France un phénomène relativement récent et les réseaux denses de mesures pluviographiques ont une durée d'existence encore faible, exception faite de quelques régions privilégiées comme les Cévennes. L'utilisation du variogramme pour évaluer les intercorrélations entre stations et aboutir ainsi à un calcul plus réaliste des paramètres de la distribution fréquentielle des pluies moyennes, permet de combiner une information temporelle ponctuellement assez riche mais rare dans l'espace (les quelques stations pluviographiques longues d'une région) avec une



a: Relations entre la surface et les valeurs spatiales du gradex et de la pluie centennale horaire. Les valeurs obtenues en faisant la moyenne pondérée des distributions ponctuelles, sont continuellement croissantes, tandis que, en tenant compte de l'autocorrélation spatiale (gradex spatial), on observe un nivellement.

★ Pluies centennales en trois stations du bassin.

b: Abattement α_s en fonction de la surface. Les valeurs sont pratiquement identiques pour les pas de temps compris entre 2 et 12 heures (une seule courbe). Au delà de 100 km², la relation abattement-surface ne croît plus de manière significative.

$$\alpha_s = \left(1 - \frac{g_s}{g_p}\right) \quad \begin{array}{l} g_s: \text{gradex spatial} \\ g_p: \text{moyenne pondérée des gradex.} \end{array}$$

Figure 10 : Valeurs spatiales et ponctuelles (d'après Lebel, 1984)

information spatiale plus fournie mais qui s'étend sur une faible durée. Ainsi sur la zone du Gardon d'Anduze le variogramme des événements pluvieux à divers pas de temps a-t-il été inféré à partir d'un réseau de 34 stations, nettement plus dense que celui de 18 stations utilisé pour les séries test ou que celui des 13 stations longues.

Les excellent résultats du tableau 3 ne doivent pas masquer toutes les approximations d'ordre méthodologique qui sont à la base de ces calculs, approximations qui méritent d'être discutées.

- 1) On étudie la distribution de Z_s , mais on ne sait pas sous quelles conditions on peut affirmer que la distribution de Z_s converge vers celle de Z_s .
- 2) On utilise un variogramme qui a été calé sur des séries d'événements pluvieux, dont la définition est différente de celle des pluies maximales mensuelles dont on estime le gradex.
- 3) On est incapable de fournir une fourchette d'erreur théorique prenant en compte à la fois les erreurs induites par l'inférence du modèle de variogramme et celles découlant de l'ajustement des lois de Gumbel ponctuelles.

Le bilan provisoire de cette approche doit être évalué d'un triple point de vue : l'acquis, les prolongements souhaitables et les précautions d'utilisation :

- + elle a été validée de manière satisfaisante, pour plusieurs tailles de bassin et plusieurs pas de temps, dans une zone où la variabilité des paramètres de la distribution fréquentielle est importante.
- + elle manque d'un soutien théorique plus rigoureux, ou de validations expérimentales plus systématiques, qui permettraient son extension à d'autres ensembles régionaux.
- + la dimension caractéristique des bassins auxquels elle est applicable ne saurait dépasser une à deux fois la valeur de la portée, car au-delà l'hétérogénéité devient telle que la loi de Gumbel pourrait ne plus être valide.

7. CONCLUSION

Les recherches menées sur chacun des trois volets de l'étude régionale présentée ici ne se situent pas à un égal degré d'avancement.

Ainsi peut-on considérer que la question de l'ajustement des distributions ponctuelles a été réglée de manière satisfaisante à l'aide des outils classiques de l'inférence statistique. Peu de prolongements sont à attendre de ce côté, excepté pour des pas de temps inférieurs à l'heure.

La cartographie des paramètres ponctuels a montré tout l'intérêt de l'interpolation optimale de type "krigeage", aussi bien pour comparer entre elles les variabilités spatiales des paramètres selon les pas de temps et les périodes de retour considérés, que pour tracer des cartes dont on peut localement apprécier le degré de fiabilité, grâce par exemple au calcul des écarts-types d'erreur d'estimation. On a pu également montrer l'apport que l'on pourrait attendre de la prise en compte du relief dans le tracé de ces cartes, apport qu'une technique comme le cokrigeage permet d'optimiser. L'étape ultime devrait ici être la validation des cartes par comparaison des valeurs reconstituées par interpolation avec d'éventuelles valeurs observées. Une telle validation n'est à l'heure actuelle envisageable que pour le pas de temps journalier car toutes les séries pluviographiques longues ont été utilisées pour la tracé des cartes alors que de nombreuses stations pluviométriques restent à exploiter. Une étude plus fine de la variabilité à petite échelle (distances inférieures à 10 km) serait également intéressante.

Pour ce qui est, enfin, de la distribution des durées moyennes spatiales, il semble que la géostatistique permette le calcul des deux premiers moments de la distribution dans le cas où la

pluie n'est pas homogène sur le bassin considéré. Cette approche pourrait a fortiori permettre de déboucher sur le calcul de coefficients d'abattement dans le cas où la pluie est supposée homogène, c'est-à-dire sur de faibles surfaces pour lesquelles la variabilité spatiale de la distribution fréquentielle peut être en première approximation négligée. Par les questions théoriques qu'elle soulève, aussi bien que du fait des difficultés de validation des résultats obtenus, cette approche mériterait d'être testée plus amplement et sur d'autres régions.

En dépit des différences qui existent dans la conception de chacune des parties de l'étude, il faut souligner qu'elles ont été développées parallèlement et que l'ensemble forme un tout, permettant aussi bien de répondre à des questions d'ordre théorique qu'aux préoccupations pratiques des ingénieurs. La géostatistique n'est ici qu'un outil parmi d'autres, qui dans l'état actuel permet de valoriser au mieux spatialement les connaissances ponctuelles obtenues grâce à l'inférence statistique classique.

BIBLIOGRAPHIE

- Brunet-Moret, Y. et M. Roche, 1986. Etude théorique et méthodologique de l'abattement des pluies. Cah. ORSTOM, sér. hydrol., Vol. III, n°4.
- Delhomme, J.P., 1976. Application de la Théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau. Thèse de Docteur Ingénieur. Ecole des Mines, Paris.
- Duband, D., 1967a. Distribution of the sum of daily precipitations. in: International Hydrology Symposium, vol. 1 pp. 516-526. Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- Duband, D., 1967b. Compléments sur l'estimation du gradex d'une station et de la pluie moyenne sur un bassin. Note interne EDF/DTG (09-67 DD:JJ).
- Dubrule, O., 1981. "krigeage et splines en cartographie automatique". Thèse de Docteur Ingénieur. Ecole des Mines, Paris.
- Fiorentino, M. and S. Gabriele. 1984. A Correction for the Bias of Maximum-Likelihood Estimators of Gumbel Parameters. Journal of Hydrology. Vol. 73, pp.39-49.
- Guillot, P. and D. Duband. 1967. The Gradex to Compute Extreme Flood Probability from the Observation of Rainfall. in: International Hydrology Symposium, vol. 1 pp. 506-515 Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- Journal, A., and Huijbregts, Ch., 1978. Mining geostatistics. Academic Press. New York.
- Laborde, J. P., 1984. Analyse des données et cartographie automatique en hydrologie. Eléments d'hydrologie lorraine. Thèse d'Etat. INPL. Nancy.
- Lebel, T., 1984. Moyenne Spatiale de la Pluie sur un Bassin Versant: Estimation Optimale, Generation stochastique et Gradex des Valeurs Extremes. Thèse de Docteur Ingénieur. Institut National Polytechnique de Grenoble, France.
- Lebel, T., and G. Bastin. 1985. Variogram Identification by the Mean-square Interpolation Error Method with Application to Hydrology Fields. Journal of Hydrology. Vol. 77, 31-56. Natural Environment Research Council. 1975. Floods studies report. Vol. 5. NERC. London UK.
- Natural Environment Research Council. 1975. Flood Studies Report Vol. 5. NERC. London U.K.
- Obled, Ch., 1986. Introduction au Krigeage à l'usage des hydrologues. 2èmes Journées Hydrologiques, ORSTOM Montpellier.

- Revfeim, K.J.A., 1983. On the Analysis of Extreme Rainfalls. *Journal of Hydrology*, Vol. 62 pp. 107-117.
- Serra, J., 1967. Echantillonnage et estimation locale des phénomènes de transition mincés. Thèse de Docteur Ingénieur, Institut de Recherche de la Sidérurgie.
- Slimani, M. 1985. Etude des pluies de fréquence rare à faible pas de temps sur la région Cévennes-Vivarais. Thèse de D. I., USMG-INPG, Grenoble.
- Slimani, M., and T. Lebel. 1986. Comparison of three methods of estimating rainfall frequency parameters according to the duration of accumulation. International symposium on flood frequency and risk analyses. En cours d'édition par D. Reidel publishing company.
- Tourasse, P., 1981. Analyses spatiales et temporelles de précipitations et utilisation opérationnelle dans un système de prévision des crues. Thèse de Docteur Ingénieur. USMG-INPG, Grenoble.

Régionalisation des précipitations journalières de période de retour 5, 10 et 50 ans dans l'Ouest de la Suisse

Jean-Pierre Jordan - Paul Meylan
Institut de Génie rural - EPFL -
1015 Lausanne

1. Introduction

Ce bref exposé présente certains aspects de l'étude, menée par l'Institut de Génie rural, sur la distribution spatiale des pluies journalières extrêmes dans l'Ouest de la Suisse. La méthodologie utilisée est, pour l'essentiel, semblable à celle que M. Lebel vient de décrire et nous n'y reviendrons que rapidement, préférant mettre en lumière quelques résultats particuliers. Précisons, en effet, que nos travaux ont été guidés par l'expérience française en la matière, notamment par les études de MM. Scherer et Laborde.

Après avoir déterminé le paramètre fréquentiel, dans notre cas la pluie journalière d'un certain temps de retour P_T , nous recherchons la fonction qui le relie au relief ou à un paramètre le caractérisant. Nous avons:

$$P_T = f_T(Z) + R_T$$

avec: P_T = la pluie journalière extrême
 f_T = la fonction (dans notre cas nous utiliserons la régression linéaire simple)
 Z = le (ou les) paramètres caractérisant le relief
 R_T = les résidus

Les résidus, variable régionalisée, au sens de la théorie de Matheron, sont alors interpolés aux noeuds d'une maille régulière par la méthode du krigeage.

Enfin, connaissant la valeur $f_T(Z)$ à ces noeuds, nous reconstituons le paramètre fréquentiel. La cartographie du paramètre est finalement effectuée par simple interpolation linéaire à l'aide d'un logiciel approprié.

2. La région d'étude

Le périmètre d'étude, schématisé sur la figure 1, est limité au Plateau de suisse romande et au Jura. Les Alpes ont été pour l'instant écartées, car elles présentent certaines particularités qui nous obligent à les étudier séparément, citons:

- [illegible]

Les dimensions de notre région sont d'environ 80 sur 150 kilomètres. Celle-ci est équipée de 66 pluviomètres (faisant partie du réseau officiel de l'Institut Suisse de Météorologie), relativement bien répartis, dont la période de mesure varie entre 14 et 84 ans (80% de ceux-ci ayant une période supérieures à 40 ans).

290

3. L'analyse statistique

L'ajustement des séries de maxima annuels sur une loi de Gumbel à l'aide de la méthode des moments corrigées ("moindre rectangles") pour un échantillon de taille finie nous a permis de déterminer les pluies journalières de différents temps de retour. Nous avons préféré la méthode des moments à celle du maximum de vraisemblance car cette méthode fournit une droite d'ajustement moins influencée par l'inflexion caractéristique de la partie inférieure de la série lorsqu'elle est distribuée selon une loi de Gumbel (fig. 2).

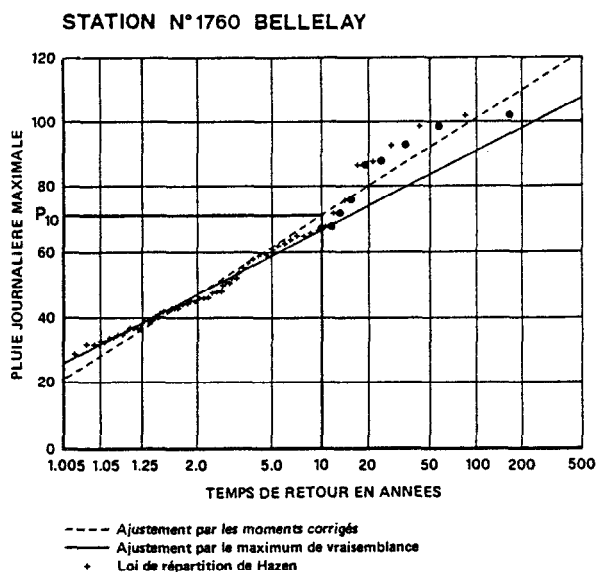


Fig. 2 : Ajustement des pluies journalières à la station de Bellelay sur une loi de Gumbel

Terminons cette partie "analyse statistique" par quelques considérations sur l'homogénéité de nos séries de pluies journalières maximales. En comparant, mois par mois, les pluies maximales mensuelles par un test Fishérien, il se dégage deux séries inhomogènes entre elles, correspondant à deux périodes de l'année, décembre à mai et juin à octobre. Ces deux périodes traduisent la prédominance de deux types de précipitations, frontales et convectionnelles. Cette inhomogénéité signifie, à priori, qu'il n'est pas possible de traiter les maxima annuels sans tenir compte de deux séries distinctes. Pourtant, dans notre région les pluies journalières extrêmes d'été sont nettement plus intenses que celles d'hiver et nos séries de maxima annuels forment ainsi une série homogène de pluies de type convectionnel.

4. Analyse géographique

Les paramètres fréquentiels déterminés, nous avons recherché à expliquer par le relief une partie de leurs variations spatiales. Lorsqu'il s'agit de caractériser le relief, la première variable qui nous vient à l'esprit est l'altitude du point de mesure. Cependant, cette altitude n'est pas toujours explicative de la quantité précipitée. Lorsque le relief est passablement tourmenté, les précipitations en un lieu sont plutôt liées à une altitude caractérisant le site où elle sont mesurées. La fonction de lissage de l'altitude adoptée est une moyenne arithmétique des altitudes situées à l'intérieur d'une fenêtre centrée sur la station. Remarquons, tout de suite, que le résultat du lissage (fig. 3) met en évidence la localisation préférentielle des stations dans le fond des vallées. La taille optimale de la fenêtre (qui donne le plus fort coefficient de corrélation entre altitude lissée et précipitation) est de 12 sur 3 kilomètres dans la direction Ouest-Est. Cette direction est certainement à rapprocher de celle prédominante des perturbations.

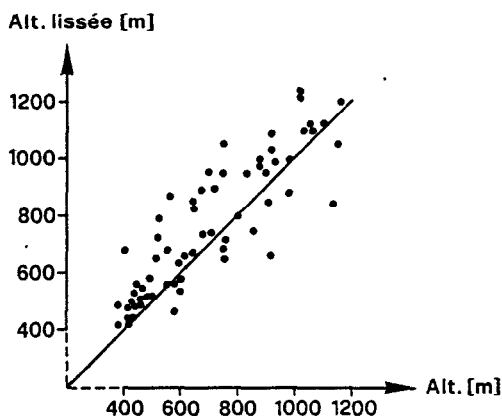


Fig. 3 : Comparaison altitude station - altitude lissée (fenêtre 6 x 6 km)

Le coefficient de corrélation de la régression linéaire est l'environ 65% quelque soit le temps de retour de la pluie. Considérant le caractère convectionnel de ces précipitations, il nous semble assez normal que seul 50% de la variance soit expliqué par notre paramètre altimétrique. A titre de comparaison, le coefficient de corrélation obtenu sur le module interannuel était de 90%.

Nous avons, en outre, observé que la pente de la droite de régression α (fig. 4 pour la pluie décennale) n'est pas liée de manière significative avec la fréquence de la pluie. Le gradex ne serait donc pas lié, dans nos régions, à l'altitude. Le faible coefficient de corrélation avec l'altitude lissée, plus petit que 30%, le confirmerait. Toutefois, la densité de notre réseau ou l'intervention d'autres paramètres liés au relief ne permettent pas d'entériner cette conclusion.

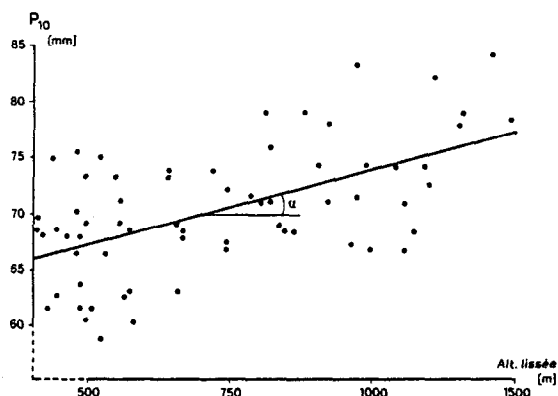


Fig. 4 : Régression altitude lissée (fenêtre 12 x 3 km) - pluie journalière décennale

5. Interpolation des résidus par le krigeage

Les résidus étant calculés, la méthode du krigeage ponctuel universel à variogramme connu a été mise en oeuvre pour les interpoler en une maille régulière de 5 km de côté. Les équations du krigeage ont été modifiées afin de tenir compte de l'erreur non stationnaire sur la détermination des paramètres fréquentiels aux stations; non stationnarité due, rappelons-le, à la non concomitance de nos séries de mesures.

Le variogramme utilisé dans ces équations n'est plus le variogramme brut classique (fig. 5), mais le variogramme structural qui traduit la structure du phénomène, indépendamment des imprécisions dues aux mesures ou à l'échantillonnage. La différence entre ces deux variogrammes représente la variance moyenne rendant compte de ces imprécisions. Le variogramme structural est modélisé par un variogramme bilinéaire de 50 km de portée.

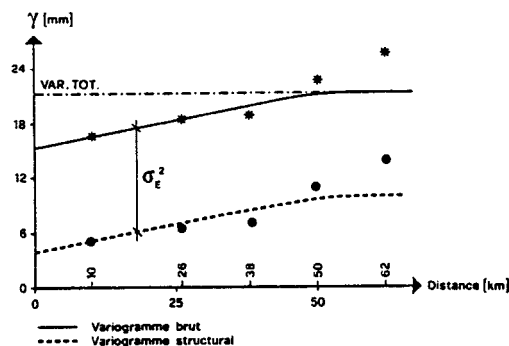


Fig 5 : Variogramme brut et structural des résidus des pluies journalières décennales

6. Construction de la carte des isopaches

Une fois les résidus interpolés, il ne reste plus qu'à reconstituer les pluies journalières aux différents noeuds de la grille. Le résultat final (fig. 6) donnant les courbes de niveau est obtenu par simple interpolation linéaire à l'aide d'un logiciel approprié.

L'erreur d'estimation, calculée lors du krigeage, est assez homogène sur notre domaine. Elle est, par exemple, de 3 mm pour un temps de retour de 5 ans, de 5 mm pour $T = 50$ ans. La carte du gradex de la figure 7 a été établie, en raison de l'absence d'explications de ce paramètre par l'altitude, à partir des pluies journalières de différents temps de retour. Nous notons, d'ailleurs, que celui-ci varie relativement peu sur notre domaine.



Fig. 6 : Pluie journalière extrême de temps de retour dix ans sur l'ouest de la Suisse

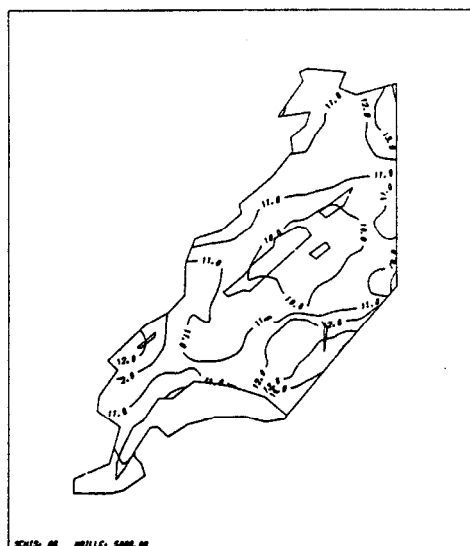


Fig. 7 : Gradex des pluies journalières

7. Perspectives

Sensibles aux difficultés rencontrées par le concepteur de réseaux de drainage pour calculer des débits spécifiques de drainage, nous avons récemment étudié la distribution de pluies extrêmes de 2, 3 et 5 jours. Les résultats sont comparables à ceux acquis pour les pluies journalières, mais nous avons logiquement constaté une meilleure corrélation avec l'altitude.

La suite normale de nos travaux sera l'étude des pluies extrêmes de faible pas de temps. Cette étude qui sera menée également dans le but de cartographier l'érosivité des pluies (dans le cadre d'un projet de recherche en érosion) va poser un problème délicat en raison du faible nombre de stations pluviographiques possédant une bonne série de mesure.

8. Bibliographie restreinte

- MEYLAN, P. Régionalisation de données entachées d'erreurs de mesure par krigeage structural. Hydrologie continentale, 1986 (à paraître)
- JORDAN, J.P.
MEYLAN, P. Estimation spatiale des précipitations dans l'Ouest de la Suisse par la méthode du krigeage. Ingénieurs et architectes suisses, No 12 et 13, 1986
- SEVRUK, B.
GEIGER, H. Selection of distribution types for extremes of precipitation. WMO, No 560, Genève, 1981
- ZWAHLEN, FR. Contribution à l'étude hydrologique de la Menthue. Problème de la cartographie des éléments du bilan hydrique. Thèse Université de Lausanne, 1981
- SCHERER, J.Cl. Une méthode d'extrapolation dans l'espace de données pluviométriques moyennes. Application à une partie des Vosges et de leur bordure. Recherche géographique à Strasbourg. Université Pasteur, 1977
- ECOLE NATIONALE
SUPERIEURE DE
GEOLOGIE APPLIQUEE
(INST. NATIONAL
POLYTECHNIQUE DE
LORRAINE) + SERVICE
REGIONAL DE
L'AMENAGEMENT DES
EAUX DE LORRAINE
(MINISTERE DE
L'AGRICULTURE) Synthèse cartographique des pluies journalières extrêmes dans l'Est de la France, 1981; et Hauteur des précipitations journalières décennales de la France du Nord-Est.

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION
DE MM. LEBEL et JORDAN

M. VIGNEAU (Université Toulouse-Lemirail) a noté dans l'exposé de LEBEL que les intensités maximales, calculées sur de petits pas de temps différents (en particulier en 1 h et 24 heures), se produisaient en des lieux différents. Il a déjà observé des phénomènes identiques dans le Sud Ouest de la FRANCE et pense que ce ne sont pas les mêmes phénomènes météorologiques qui sont à l'origine de ces différents maximum. Pour Th. LEBEL effectivement sur le pourtour de la méditerranée peuvent exister des événements pluvieux de nature météorologique différente qui donnent lieu à centrages différents des maximum, mais lors d'événements exceptionnels (pluie sur MONTPELLIER de) c'est bien le même phénomène pluvieux qui a donné lieu au maximum en 1 h et 24 h, effectivement centrés en des positions géographiques distinctes. GUISCAPRE a lui aussi constaté lors de cyclones sur les ANTILLES ces centrages différents des intensités maximum sur 1 h et 24 h. Ph. BOIS s'interroge sur la représentativité des sites de mesure de la pluie en montagne : pour cartographier il faut attribuer des valeurs pluviométriques à des situations géographiques qui correspondent à des conditions locales très différentes de celles des postes de mesure (il y a rarement des pluviomètres sur les sommets).

M. BENICHOU répond qu'il convient de s'assurer de ce que la distribution soit effectivement identique aux postes de mesure et aux différents points de la grille. Il faut donc s'abstenir de prendre des paramètres qui ne soient pas représentatifs. SLIMANI explique alors qu'il a validé le modèle en étudiant des sous-groupes de station dans des conditions particulières : proches de la mer, proches des crêtes etc. et que les résultats obtenus à partir des différents échantillons ont été comparés.

Ch. OBLED demande alors à JORDAN si l'absence de stations dans le Jura n'altère pas la crédibilité de ses résultats, compte tenu du relief. JORDAN estime qu'il a été pallié à ce défaut par une représentation des erreurs, permise par la méthode de krigeage. Surpris qu'on n'observe pas d'influence du relief sur le gradex, Ch. OBLED pense, comme LABORDE, que les orages convectifs jouent un rôle dominant, vis à vis des phénomènes frontaux, certainement parce qu'on a travaillé sur les seules pluies d'été.

AURELHY : une méthode d'Analyse Utilisant le RELief
pour les besoins de l'HYdrométéorologie

Patrick BENICHO - Odile LE BRETON
Ingénieurs des Travaux de la Météorologie
2 Ave Rapp 75340 PARIS Cédex 07

RESUME : La méthode présentée brièvement ici a été conçue à la subdivision d'Hydrométéorologie de la Météorologie Nationale pour répondre de façon automatique et opérationnelle à des besoins en cartographie de paramètres pluviométriques statistiques. Après définition de la notion de "paysage" environnant un point de mesure, on expose une méthode de codage et de reconnaissance automatique du "paysage" sur un domaine géographique déterminé. On développe ensuite une technique d'analyse permettant la cartographie d'un champ la plus réaliste possible, puisque prenant en compte en chaque point de mesure la valeur observée et le "paysage" associé. Cette technique, baptisée AURELHY, est appliquée à des champs pluviométriques statistiques sur n'importe quelle région de France. L'exemple du Massif Central est traité.

L'exposé complet de la méthode ainsi qu'une bibliographie détaillée font l'objet de l'article cité en référence.

[1] POSITION DU PROBLEME :

Les besoins en cartographie pluviométrique (valeurs normales, pluies de fréquence rare, lames d'eau sur bassins versants...) se font à l'heure actuelle de plus en plus pressants; pour y répondre le climatologue peut d'une part réaliser un tracé manuel dans lequel il intègre, suivant son expérience, les effets de relief et de vent. Il peut d'autre part obtenir un tracé automatique en faisant appel à des méthodes d'interpolation (moindres carrés, krigeage...). Le premier outil (tracé manuel) manque d'objectivité et repose largement sur l'expérience humaine. Quant au second, malgré les progrès constants des techniques d'analyse, il ne parvient - et c'est déjà beaucoup - qu'à utiliser au mieux la structure spatiale du champ à analyser (Creutin et alii, 1980) sans prendre en compte les paramètres susceptibles d'y être liés.

Or il paraît évident que certaines variables pluviométriques dépendent non seulement de la position du point de mesure mais aussi de paramètres qu'on peut qualifier d'environnement. Il est alors naturel de chercher à intégrer une information relative à l'environnement pour essayer d'améliorer la qualité de la cartographie de champs pluviométriques. Nous nous limitons, dans le cadre de cette étude, à la prise en compte du seul environnement topographique. Un souci de simplicité et de rapidité du calcul nous oblige à considérer non pas l'environnement topographique dans sa globalité mais plutôt un ensemble réduit R de paramètres $r_1, \dots, r_k, \dots, r_n$ susceptible de le caractériser au mieux.

Reste ensuite à faire intervenir par régression linéaire la topographie ainsi codée pour qu'une fois la régression effectuée ne reste en principe à analyser de façon "mathématique" (krigeage) que le résidu de régression dont on espère la variance beaucoup plus faible que celle du champ de base. La part "mathématique" d'interpolation est alors largement complétée d'une part "physique" par la prise en compte des paramètres de relief. On peut formaliser tout cela en décomposant simplement la valeur P observée au poste S_i , de coordonnées géographiques (x_i, y_i) et d'environnement-relief R :

$$P(S_i) = P(x_i, y_i, R_i) = f(R_i) + \varepsilon(x_i, y_i) \quad (1)$$

régression

résidu

En fait le résidu de la régression ε dépend encore en principe de tous les paramètres qui n'ont pas été pris en compte.

L'évaluation de la pluie en un point quelconque $M(x, y, R)$ se fait alors de la façon suivante :

$$P(M) = P(x, y, R) = f(R) + \varepsilon(x, y) \quad (2)$$

application
de l'équation de
régression

valeur interpolée
des résidus aux postes

60 (Peck and Brown, 1962) où elle apparut sous le nom de méthode des anomalies. Le traitement était à l'époque fastidieux car entièrement manuel, et le relief n'était pris en compte que par la seule donnée d'altitude. Il faut attendre 1972 (colloque de Geilo consacré à la distribution des précipitations en zone montagneuses) pour voir apparaître des concepts nouveaux appliqués à l'analyse des champs annuels de précipitations. Les progrès réalisés depuis dans le domaine du traitement des données permettent de concevoir d'une part des paramètres de relief élaborés de façon automatique, d'autre part d'utiliser des schémas d'interpolation modernes.

A notre connaissance le premier à avoir combiné en France régression sur paramètres de relief et interpolation automatique de résidus est J.P. Laborde, pour des gradex saisonniers et des pluies décennales sur le Nord Est de la France (Cf. Laborde, 1984). C'est son travail, considérable, qui a servi de base à notre étude.

[II] - CODAGE DE LA TOPOGRAPHIE ENTOURANT UN POINT

II.1 Le fichier "relief" - Paysage environnement un point.

La relation (1) de décomposition de la pluie observée à un poste suppose que l'on connaît les paramètres topographiques (symbolisés par le vecteur R_i) relatifs au site de mesure. De même la relation (2) de reconstitution de la pluie en un point quelconque (point de grille par exemple) n'a d'intérêt que si l'on est capable de connaître de façon automatique les paramètres topographiques (vecteur R) du site entourant ce point.

D'où la nécessité de disposer en premier lieu, d'une image informatique du relief du territoire français : dans ce but, la Météorologie Nationale a fait l'acquisition d'un fichier, provenant de l'Institut Géographique National, contenant le relief de la France sous forme numérisée : il s'agit d'un "modèle de terrain" fournissant une altitude "estimée" (plus ou moins entachée d'erreur) en tout point d'une grille kilométrique. Sur cette base nous avons procédé à plusieurs essais de codage de site par un système de paramètres de relief. Ces différents systèmes de codage ont du être abandonnés, non qu'il ne fussent pas assez bons prédicteurs du champ à analyser mais plutôt du fait de leur manque de robustesse lors de l'application de la régression aux points de la grille d'interpolation.

Dans un premier temps nous avons effectué un lissage du relief de la France en calculant, en chaque point d'une grille de maille 5km, une altitude moyenne à partir des 25 points environnants de la grille kilométrique. Cette opération permet de gagner en simplicité et la perte d'information qui en résulte est, on le verra plus loin, compensée par un gain en robustesse de la méthode de régression. Une fois ce lissage effectué on détermine le "paysage" environnant en un point G en considérant une matrice carrée $(2n+1, 2n+1)$ d'altitudes moyennes entourant le point G . La dimension n est associée au rayon d'influence supposé du relief sur la pluviométrie. En fait nous avons fixé ce rayon à 25 kilomètres, compromis entre distance moyenne entre postes pluviométriques et notre désir de reconstituer grâce aux paramètres de relief la variance de "moyenne échelle" du champ pluviométrique. Le "paysage" entourant le point G est finalement une matrice (11×11) d'altitudes moyennes (Cf. fig 1).

Le site G est alors caractérisé par 121 valeurs. Nous avons évalué ces 121 valeurs pour environ 27000 sites de la grille 5x5 km plaquée sur la France.

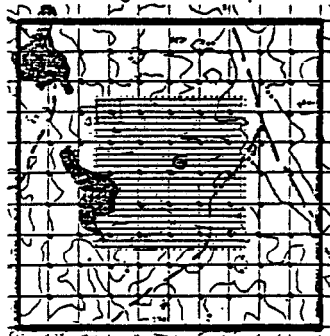


Figure 1.

II.2 Analyse en Composantes Principales sur les paysages français.

Une analyse en Composantes Principales (A.C.P.) a été effectuée sur le fichier des sites dans le but de fournir un système réduit de paramètres avec une perte minimum d'information. Nous ne l'avons pas appliquée directement aux paysages et avons préféré travailler sur un paysage relatif, obtenu à partir du paysage de base en ôtant à chacune des 121 altitudes du point central, cette opération de "centrage" permettent d'isoler comme premier prédicteur l'altitude moyenne du point central. après l'A.C.P., le paysage relatif en chaque point G est donné avec une précision satisfaisante (90% de variance expliquée), par la combinaison linéaire de 15 vecteurs propres $V_1, \dots, V_{15}$, chaque vecteur propre V_j étant pondéré par une composante principale C_j :

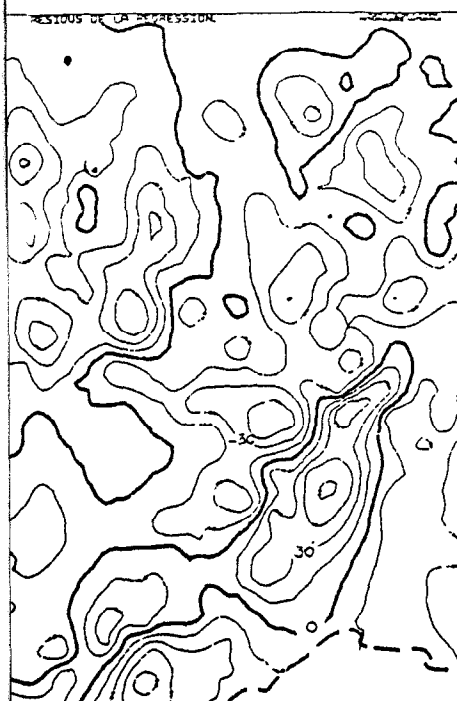


Figure 4 : Krigeage des résidus
50 km

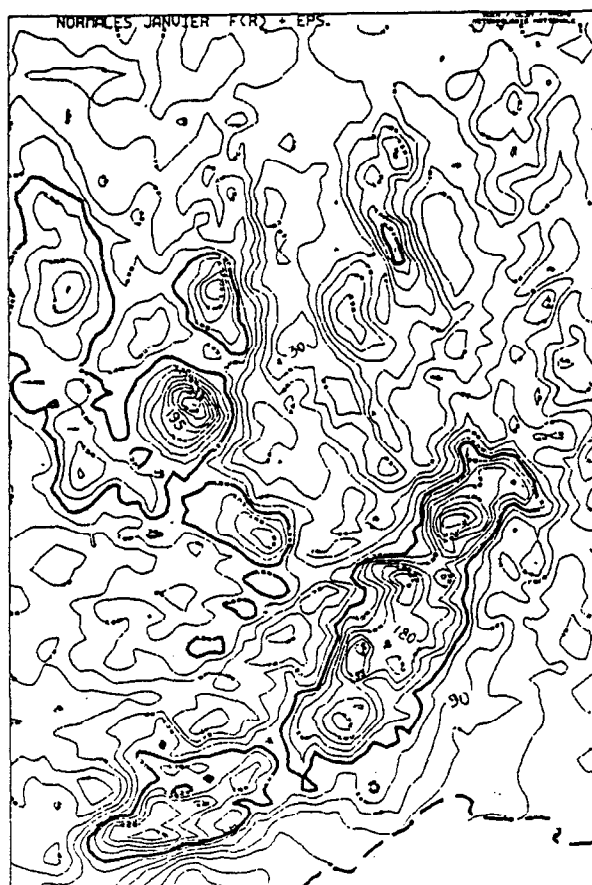


Figure 3 : Regression sur relief



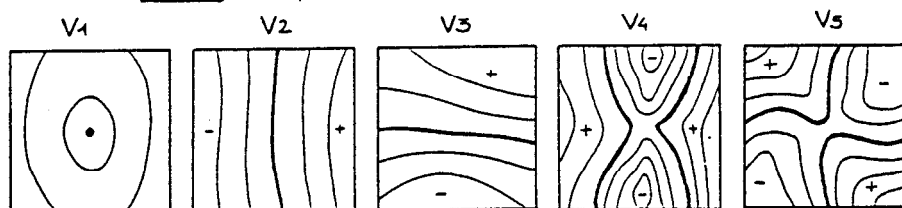
Figure 5 : Ecart-type de l'erreur d'estimation

Figure 6 : Champ reconstitué



$$\text{Paysage relatif en G} = \sum_{j=1}^{15} C_j(G) \cdot V_j$$

De ce fait chaque vecteur propre apparaît comme un paysage type (voir ci-dessous en figure 2 les 5 premiers vecteurs).



Pour résumer chaque site G est maintenant codé par un vecteur R contenant 16 prédicteurs :

- l'altitude moyenne Z du point G
- les 15 premières composantes principales $C_1, \dots, C_{15}$ du paysage relatif en G.

Un tel codage est effectué aux 27000 sites de la grille 5X5 km, puis à tous les points de mesure de la pluie en France (environ 10 000).

[III] - REGRESSION PAR RAPPORT AU RELIEF - EXEMPLE DU MASSIF CENTRAL

III.1 Domaine d'étude

Nous limitons pour le moment notre étude à des champs pluviométriques statistiques, moins fluctuants que des champs journaliers. Le domaine d'étude doit être assez vaste pour que l'échantillon des points de mesure soit suffisant, mais pas trop non plus pour que l'équation de régression garde son sens. Une étude a montré que le coefficient de corrélation pluie/relief décroît soudain lorsque la dimension du domaine excède 300 km. Ces considérations liées à des contraintes d'exploitation nous ont amenés à découper la France en 10 régions que nous avons voulues relativement homogènes (Cf. fig. 10). Parmi ces 10 régions figure le Massif Central (250x370km), c'est sur cette région et sur les normales de janvier que nous présentons les résultats qui suivent. A l'intérieur de ce domaine, 398 postes présentent des valeurs de normales calculées.

III.2 Régression sur les paramètres sélectionnés

L'équation de régression associée est la suivante : $P_{\text{janvier}} (1/10\text{mm}) = f(R) + \epsilon$

où

$$f(R) = 2.5C_3 - 0.7C_1 + 0.24Z - 1.5C_9 + 0.4C_2 - 0.1C_{11} + 722.3 \quad (3)$$

Cette équation doit ensuite être appliquée à n'importe quel point G de la grille couvrant le domaine. Il faut cependant s'assurer que cette extension se fait de façon légitime. Si l'on fait l'hypothèse que l'échantillon des points de la grille (un point tous les 5km) est tiré de façon aléatoire de la population mère des points du relief de la zone, cette hypothèse doit aussi se vérifier pour l'échantillon des points de mesure. La procédure de contrôle que nous utilisons consiste à comparer pour chacun des 16 paramètres de relief, les distributions relatives aux points de grille et aux points de mesure. En fait, grâce au lissage effectué sur le relief de base et grâce aux paramètres choisis, il n'existe pas de différences significatives (au sens de tests de Student, Fisher et distance de Mahalanobis) entre les deux échantillons. On peut alors cartographier l'équation (3) sur le Massif Central (Fig.3). Reste alors à analyser les résidus par une méthode de krigeage.

[IV] - KRIGEAGE DES RESIDUS DE LA REGRESSION

La méthode de krigeage est une méthode qui réalise une approche probabiliste de l'interpolation linéaire. On pourra en trouver les détails dans Delfiner (1973). Elle est relativement lourde et suppose certaines hypothèses sur le champ à analyser, en

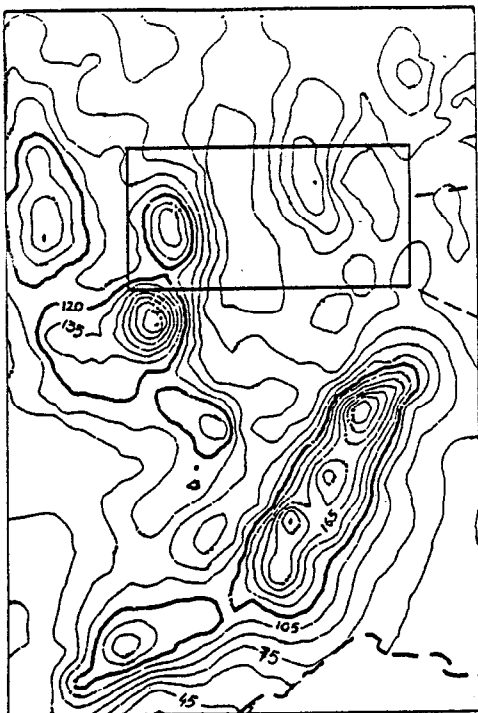


Figure 7 : Krigeage direct sur le réseau complet

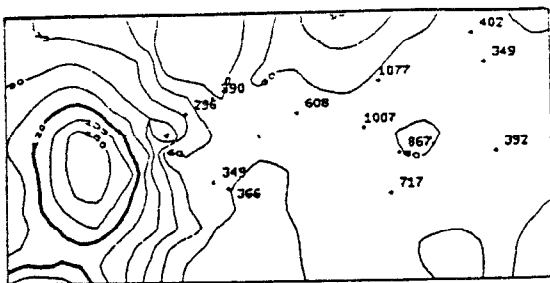


Figure 8 : Krigeage direct avec 12 postes manquants

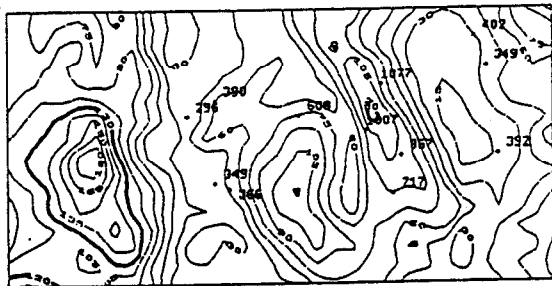


Figure 9 : Méthode AURELHY avec 12 postes manquants

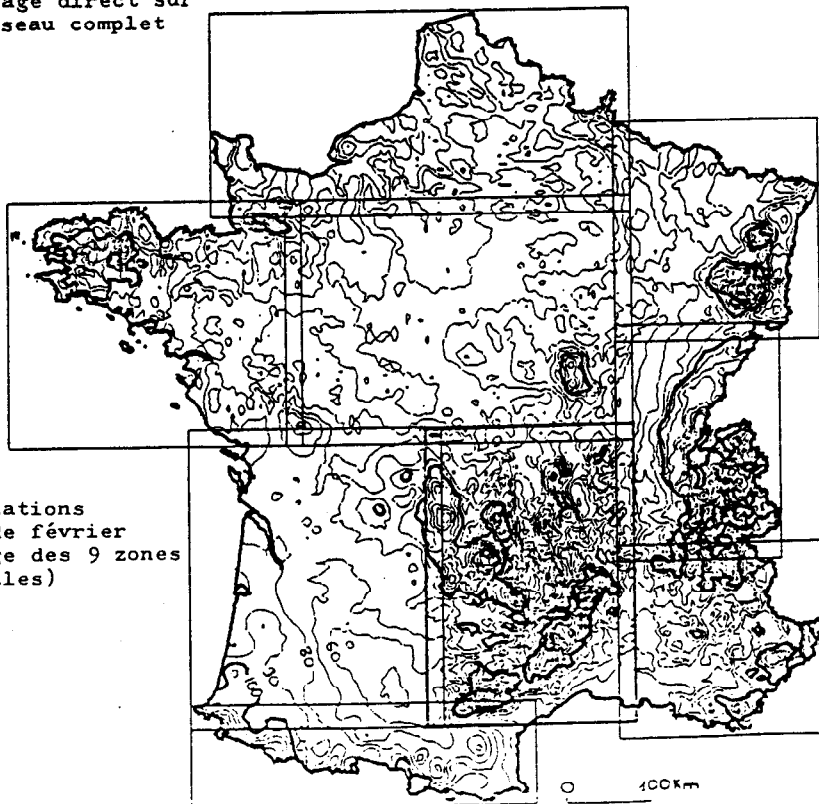


Figure 10 : Précipitations normales de février (assemblage des 9 zones continentales)

particulier l'hypothèse intrinsèque : Le champ $Z(x)$ est intrinsèque si la moyenne et la variance des accroissements $Z(x+h) - Z(x)$ du champ ne dépendent que du vecteur h et non du point d'appui x . On peut penser que le champ des résidus de régression respecte mieux l'hypothèse intrinsèque que le champ de base et se prête donc mieux au krigeage. Le krigeage présente l'avantage d'assurer une erreur d'estimation dont l'espérance est nulle et dont l'écart-type est minimum. Par suite, la connaissance de cet écart-type permet de déterminer de façon rationnelle l'écartement des isolignes de la carte à tracer.

L'estimation $\hat{E}^*(x, y)$ aux points de grille fournit une carte du champ des résidus (fig.4) assortie d'une carte d'écart type d'erreur d'estimation (fig.5).

[V] - RECONSTITUTION DU CHAMP DE PRECIPITATIONS

En chaque point G de la grille couvrant le Massif Central nous connaissons la valeur $f(R)$ donnée par l'équation de régression par rapport au relief, ainsi que le résidu estimé $\hat{E}^*(x, y)$. Nous en déduisons $P(x, y, R) = f(R) + \hat{E}^*(x, y)$ et donc la carte finale des normales de janvier sur le domaine (fig.6).

Indépendamment de tout jugement de valeur subjectif, on peut retenir, après observation des cartes tracées, que la carte des résidus, d'aspect relativement lisse, fournit un champ à variation lente représentant en quelque sorte les phénomènes de très grande échelle affectant le domaine (excès d'eau sur toute la partie ouest du Massif ainsi que sur le flanc cévenol), la carte de la régression modelant cette surface en injectant une variance de moyenne échelle sensée représenter les phénomènes d'échelle plus réduite liés aux reliefs.

Il s'agit maintenant d'apprécier la qualité de la cartographie obtenue ainsi que de la comparer avec celles obtenues par des méthodes plus classiques, comme le tracé manuel ou le krigeage appliqué directement sur les valeurs mesurées (Cf. fig. 7). Nous ne citerons ici que la comparaison la plus frappante : Nous avons retiré des postes de façon à créer artificiellement des zones pauvres (mais non exemptes) en points de mesure. Deux régions ont été choisies (Les Monts d'Aubrac et l'ensemble Limagne-Forez) où 20 postes ont été supprimés pour aboutir à une densité comparable à celle d'une région défavorable comme le Nord Ouest de l'Aveyron. La comparaison des valeurs reconstituées de ces 20 postes a été concluante : le krigeage direct (fig. 8) produit prudemment dans les deux zones un champ relativement plat, ce qui lui vaut une erreur absolue moyenne de reconstitution de 25 mm. La méthode prenant en compte le relief (fig. 9) prend, elle, beaucoup plus de risques (les monts du Forez, du Livradois et les minimums de la Limagne et du Forez apparaissent) tout en faisant chuter l'erreur moyenne de reconstitution de 25 mm à 11 mm pour une valeur moyenne du champ de l'ordre de 80 mm.

[VI] - UTILISATION OPERATIONNELLE ET PERSPECTIVES

La méthode d'analyse exposée ici a été baptisée AURELHY : Analyse Utilisant le RELief pour l'HYdrométéorologie ; elle est maintenant opérationnelle à la subdivision d'hydrométéorologie de la Direction de la Météorologie Nationale. Elle semble être en accord avec les recommandations de l'OMM. Le logiciel correspondant a été élaboré et fonctionne en routine sur n'importe quelle région française avec une précision (maille) de 5 km. La méthode AURELHY a été jusqu'à présent utilisée essentiellement pour la cartographie des normales et quintiles mensuels sur la France. La figure 10 en donne un exemple (normales de février). Le logiciel fournit, en plus de la carte analysée, l'équation de régression avec le relief qu'il peut être intéressant d'interpréter, aussi bien dans le temps (évolution annuelle) que dans l'espace (comparaison entre zones).

A l'avenir la méthode devrait être exploitée sur d'autres champs statistiques tels que pluies de fréquence rare, nombre de jours d'observation de phénomène, paramètres de lois de distribution,... Dans un avenir plus lointain l'analyse de cumuls de pluie sur des durées faibles (décades, jour) posera des problèmes autrement plus délicats. L'information radar ainsi que l'information météorologique (type de temps) pourraient alors constituer des outils complémentaires précieux.

REFERENCE :

BENICHOU P., LE BRETON O. (1986) : Prise en compte de la topographie pour la cartographie de champs pluviométriques statistiques : la méthode AURELHY (à paraître dans la Météorologie).

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION DE Mme LE BRETON
17.09.86 après-midi

COLOMBANI s'étonne de ce que la présentation soit limitée à la FRANCE "métropolitaine" et ne parle pas de la CORSE... BENICHOU le rassure : le travail sur la Corse a bien été fait, mais cette île est un bon exemple d'échantillons où le relief n'est pas un paramètre représentatif. Il a fallu "forcer" la relation avec le relief pour obtenir une cartographie plausible des normales pluviométriques.

M. LAMBERT propose des cartes manuelles de pluies mensuelles sur deux zones pour effectuer des comparaisons avec les résultats obtenus automatiquement. Ch. OBLED estime que pour la France, prise dans sa totalité, le relief s'avère un paramètre peu significatif dans la cartographie des pluies, mais il souligne l'intérêt d'utiliser les modèles numériques du relief de l'IGN, qui sont maintenant à des prix abordables, pour les études hydrologiques plus localisées et estime que la méthodologie mise au point par la Météorologie Nationale doit s'avérer très intéressante dans le cas de zones mal observées, comprises entre des zones où le réseau pluviométrique est plus dense. BENICHOU confirme que l'application du krigeage sur les Alpes était inexploitable, alors que son étude a permis une bonne représentation de cette région. LAMBERT cite un exemple de cartographie pluviométrique italien, ne bénéficiant manifestement pas de l'apport de ces techniques, où la non prise en compte du relief conduit à des résultats aberrants, puisque les zones les plus riches y seraient les sommets !

Deux concepts synthétiques traduisant la variation spatiale des pluies :
abattement - épicentrage

Thierry LEVIANDIER, Section Hydrologie - CEMAGREF ANTONY

Résumé :

Après avoir rappelé la définition et la façon de calculer le coefficient d'abattement, on passe en revue quelques formules empiriques régionales. On cite les résultats sur le coefficient d'épicentrage et un modèle probabiliste décrivant ce phénomène qui peut également servir à introduire l'information apportée par les stations voisines dans l'estimation d'une station locale. On conclut sur l'intérêt d'utiliser la somme et le maximum de plusieurs postes dans des problèmes spatiaux.

La pluie doit souvent être considérée comme un phénomène aléatoire dans le temps et dans l'espace. Les théories statistiques rendant compte de tous ces aspects étant relativement complexes, certains concepts plus ou moins empiriques ont vu le jour depuis longtemps pour traduire un aspect particulier de la variation spatiale des pluies. Outre l'intérêt opérationnel qui les a suscités, ils traduisent quoiqu'avec une certaine perte d'information le comportement global des pluies, spécialement dans le domaine des fréquences rares. Je passerai en revue l'abattement puis l'épicentrage et un modèle de maxima qui en est un dérivé.

L'abattement :

L'abattement est une notion concernant le rapport de la pluie sur une surface à une pluie locale. Il intéresse l'hydrologue qui l'utilise sur un bassin versant pour estimer une lame d'eau moyenne lorsqu'il ne connaît qu'une pluie locale. Le mot est également utilisé en prévision relativement à un événement pluvieux, mais il sera réservé ici au rapport des quantiles de même fréquence des variables aléatoires pluies sur une surface et pluie locale.

$$K(F) = \frac{Ps(F)}{P(F)} \quad \begin{array}{l} s \text{ pour surface} \\ F \text{ pour fréquence} \end{array}$$

Cette définition étant admise, il reste à estimer pratiquement le coefficient d'abattement en fonction de la quantité de données dont on dispose et en général à le calculer là où il y a beaucoup de données (et où il est inutile de l'appliquer là où il y en a moins.

Brunet Moret (66) applique la définition en mélangeant plusieurs postes supposés homogènes pour estimer la loi marginale locale mais en introduisant un degré de complexité correspondant au cas fréquent (surtout à l'époque) ou plusieurs stations sont disponibles pour estimer les quantiles de la pluie de surface mais sur une faible durée alors qu'une station est connue sur une longue durée. On s'intéresse à une zone où la pluviométrie est supposée homogène, une généralisation est possible dans une région hétérogène mais présente un intérêt seulement descriptif non transposable. En notant $\rho(p, ps)$ la densité de probabilité de la loi à deux variables on a

$$F(P_s) = \int_0^\infty \int_0^{P_s} \rho(p, ps) \, dps \, dp$$

$$\Delta F(P) = \int_P^{P+\Delta P} \int_0^\infty \rho(p, ps) \, dps \, dp$$

Comme on possède une meilleure estimation $\Delta F_{LD}(p)$ de $\Delta F(p)$ sur longue durée, Brunet Moret propose la correction de longue durée qui "rétablit" cette estimation

$$\rho_{LD}(p, ps) = \rho(p, ps) \frac{\Delta F_{LD}(p)}{\Delta F(p)}$$

Cette correction, qui assez curieusement dépend de la discrétisation en classes (mais on pourrait prendre $\frac{F_{LD}(p)}{F(p)}$) accorde une confiance totale à la distribution de la station de longue durée, par opposition à la distribution des nombreuses stations de courte durée, arguant du fait que sur une petite surface, les pluies (journalières) sont fortement liées et le gain d'information obtenu par le jeu de stations années, minime.

D'autres auteurs, appliquant cette méthode, incertains d'être dans cette situation, ne l'ont proposée qu'à titre d'option. (GALEA, 1982).

Estimation indirecte du coefficient d'abattement :

Il est assez clair que l'abattement dépend de la corrélation entre les différentes stations. La facilité de calcul du coefficient de corrélation a suscité des efforts pour en déduire le coefficient d'abattement. ROCHE (1963), utilise dans ce sens une interrogation graphique sur un exemple où le coefficient d'abattement se révèle indépendant de la fréquence. Par une modélisation plus poussée Rodriguez ITURBE et MEIJA (1974) offrent une méthode plus

simple reliant au moyen d'un simple abaque le coefficient d'abattement à la surface et aux paramètres d'un corrélogramme fonction de la distance, avec au choix une décroissance exponentielle et ou une fonction de Bessel. Cette approche a l'intérêt de pouvoir tirer parti d'une information spatiale très limitée. Cependant les corrélations étant par nature calculées dans tout le domaine de fréquence, le résultat est nécessairement indépendant de la fréquence (à moins d'introduire des plages de variation) ce qui ne semble généralement pas correspondre à la réalité.

Formules empiriques de coefficient d'abattement :

Différents auteurs ont effectué des études régionales de l'abattement en essayant le plus souvent de traduire en formules la variation du coefficient d'abattement en fonction de différents facteurs. Sans prétendre à l'exhaustivité on peut citer :

. l'Afrique intertropicale (Vuillaume, 1974), sur de nombreux bassins et sous-bassins de 15 à 1.425 km² avec en tout 236 postes pluviométriques, l'auteur cale une "équation généralisée" :

$$K = 1 - (0.95 s - 10) \text{ Log } T - 42.10^{-3} P + 152 \pm 10) 10^{-3} \text{ Log } S$$

s paramètre d'échelle fictif de la loi des pluies journalières à la station de longue durée, en m (fictif signifie après élimination de l'influence du paramètre de forme)

T période de retour en années

P précipitation moyenne inter-annuelle de bassin en mm

S superficie en Km².

. l'Est du Mississipi par le U.S Weather Bureau (Leclerc et Schaake 1972) pour lequel l'influence du pas de temps a également été étudiée

$$K = 1 - \exp(-1.1 t^{0.25}) (1 - \exp(-S/256))$$

t en heures

. le Bassin de l'ORGEVAL - GALEA, MICHEL et OBERLIN (1982) tout en calant une formule du type précédent, ont préféré

$$K = \exp(-S^{0.5}/(7.7 Ts^{-1} + 14.8 + 7.6 Ts^{-0.4}t))$$

1 ≤ S ≤ 200 km²

0.5 ≤ Ts ≤ 25 ans période de retour des événements supérieurs à un seuil

1 ≤ t ≤ 24 heures.

- . le Val de Marne (DDE du Val de Marne)
- . le Real Collobrier dans le Massif des Maures (Niel 1985)
- . la région parisienne (Bediot et al. 1980)

$$K = S^{-0.044} \quad 1 \leq S \leq 100 \text{ km}^2$$

$$t = 1 \text{ jour}$$

$$35 \leq P \leq 53 \text{ mm}$$

avec la formulation alternative

$$T(S) = T \text{ ponctuelle } S^{0.175}$$

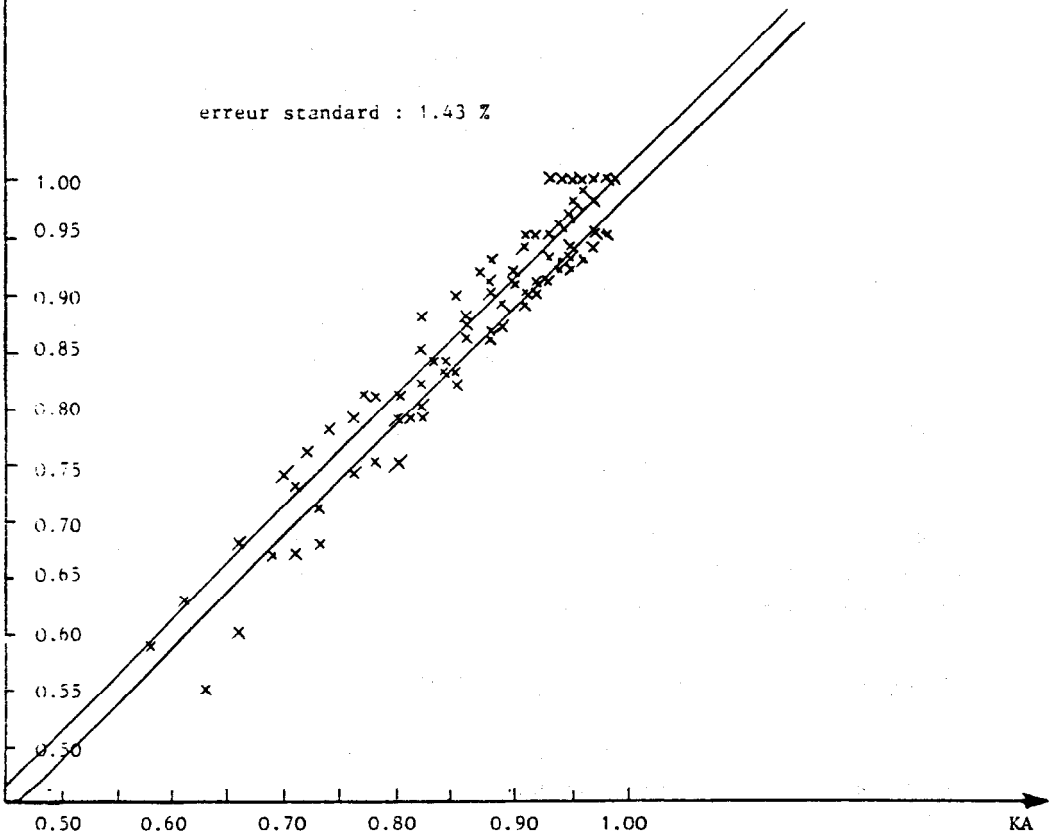
- Contrôle du calcul de K

K (observé)

$$K = e^{-\frac{S^{0.5}}{7.7 NF1 + 14.8 + 7.6 NF1^{0.39} t}}$$

- superficies : 104, 46, 25, 7 km² (
 4 fréquences : 0.1, 0.2, 0.5, 1 (96 points
 6 pas de temps : 24, 12, 6, 4, 2, 1 (

erreur standard : 1.43 %



Coefficient d'abattement sur l'ORGEVAL d'après GALEA, MICHEL et OBERLIN

L'épicentrage :

Lorsqu'on s'intéresse aux pluies extrêmes sur une surface, non pour la formation du débit total à l'exutoire, mais en considérant l'ensemble des risques encourus localement sur cette surface (réseau d'assainissement, parc d'ouvrages, érosion, assurances, opinion publique...), le passage du point de vue local au point de vue territorial s'accompagne d'un accroissement du nombre d'événements observés mais aussi du nombre d'années ou l'on observe au moins un événement. Cette évidence peut s'énoncer de façon plus frappante par son corollaire qui dit que la pluie de 12 heures centennale (au sens local) se produit en moyenne chaque année si l'on s'intéresse à une superficie assez grande, 200km² en région parisienne. Le risque, ramené au nombre de sites, n'est pas modifié, mais réparti dans le temps et d'autant plus que les pluies sont plus indépendantes.

La notion d'épicentrage permet de quantifier ce phénomène. GALEA et al. (1983) définissent le coefficient d'épicentrage comme le rapport de la pluie maximale en tout point d'une surface (éventuellement extrapolé à partir du maximum de n points) à la pluie locale, pour un même quantile.

$$K_{ix}(F,S) = \frac{Px(F,S)}{P(F)}$$

Px hauteur de précipitation maximale sur la surface.

La quantification de l'épicentrage présente un intérêt didactique certain. Le risque qu'il représente ne correspond toutefois pas à un enjeu économique véritable et il n'a pas d'intérêt opérationnel en dimensionnement d'ouvrages plutôt lié à la notion de seuil, car plusieurs dépassements de seuil créent des dommages réels dont un seul est retenu par l'approche du maximum. Notons que le concept de période de retour de la surface touchée par un orage en fonction du seuil de précipitation (Bediot et al. 1980) calée sous la forme $T_s(h) = K(h) S^{1.13}$ sur la région parisienne est une alternative pour l'estimation des risques.

Formule empirique de coefficient d'épicentrage :

Les pluviographes du bassin de l'ORGEVAL ont également permis de caler une formule empirique.

$$K_{IX}(S, n) = 1 + (0.026 \log T + 0.03 + 0.32 e^{-0.05t}) \log r$$

$$\text{avec } r = \frac{S+1}{S/n + 1}$$

avec n nombre de postes.

r peut être considéré comme un nombre équivalent de postes indépendants, le coefficient qui intervient dans son expression se trouve par hasard (ou a été légèrement forcé) égal à 1 (km²).

Un modèle pour la maximum de n stations :

La notion de nombre équivalent de postes indépendants, dégagée dans l'étude de l'épicentrage peut être considérée comme plus importante que le coefficient d'épicentrage lui-même.

L'objectif est en effet d'établir une relation entre la distribution de probabilité du maximum et la distribution locale, et le coefficient n'est qu'un moyen suggéré par l'analogie avec le coefficient d'abattement. Dans le cas de l'abattement, l'opération de moyenne spatiale tend à générer une loi se rapprochant plus de la loi normale que la loi marginale et il aurait été assez lourd, mais probablement pas impossible, d'englober les deux dans une même famille, ce qui aurait facilité la recherche de cette relation, et la définition d'un coefficient de passage était un expédient plus simple.

L'opération de prise du maximum offre un double avantage théorique qui facilite les calculs :

- dans le cas d'indépendance, la loi du maximum de n variables s'exprime très simplement comme la puissance n^{ième} de la loi marginale ;
- le principe de stabilité des maxima veut qu'un échantillon constitué de maxima, quelque soit la loi marginale F, moyennant des conditions mathématiques un peu obscures mais satisfaites dans la pratique, tend à suivre l'un ou l'autre de trois types de loi seulement, dont le plus connu est la loi de Gumbel, et qui peuvent même se fondre en une seule famille dite loi généralisée des extrêmes à 3 paramètres :

$$G(y) = \exp(-(1-gu)^{1/g})$$

$$\text{avec } u = \frac{y-y_0}{a}$$

d'où le modèle calé sur des données britanniques (LEVIANDIER, 1986).

$$F(y, n, S) = G(y) n^1(y, n, S)$$

dans lequel d'après des arguments semi-théoriques n'est recherché sous la forme :

$$n'(y, n, S) = r(n, S)^{q(y)}$$

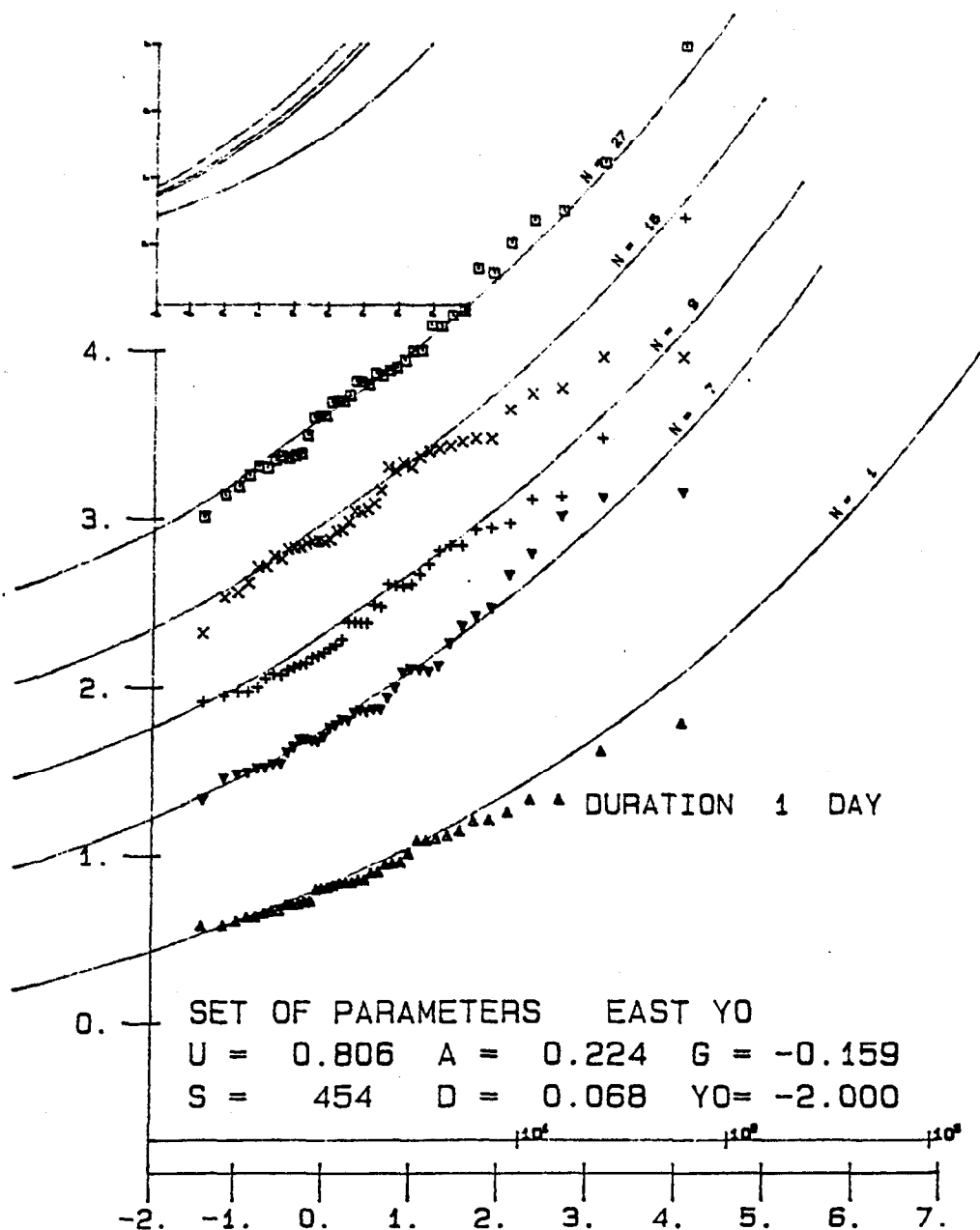
où $q(y)$ et $r(n, s)$ sont ajustées à des formules empiriques $r(n, s)$ étant identique à son expression dans l'épicentrage :

$$r(n, S) = \frac{S + s}{\frac{S}{n} + s}$$

et
$$q(y) = 1 - d (1 - \tanh (y + y_0))$$

Ce modèle est calé sur plusieurs échantillons correspondant à différentes valeurs de n , y compris $n = 1$.

MODEL FOR MAXIMA, FITTED ON ONE DURATION



Ajustement d'un modèle sur les maxima pour plusieurs valeurs de n

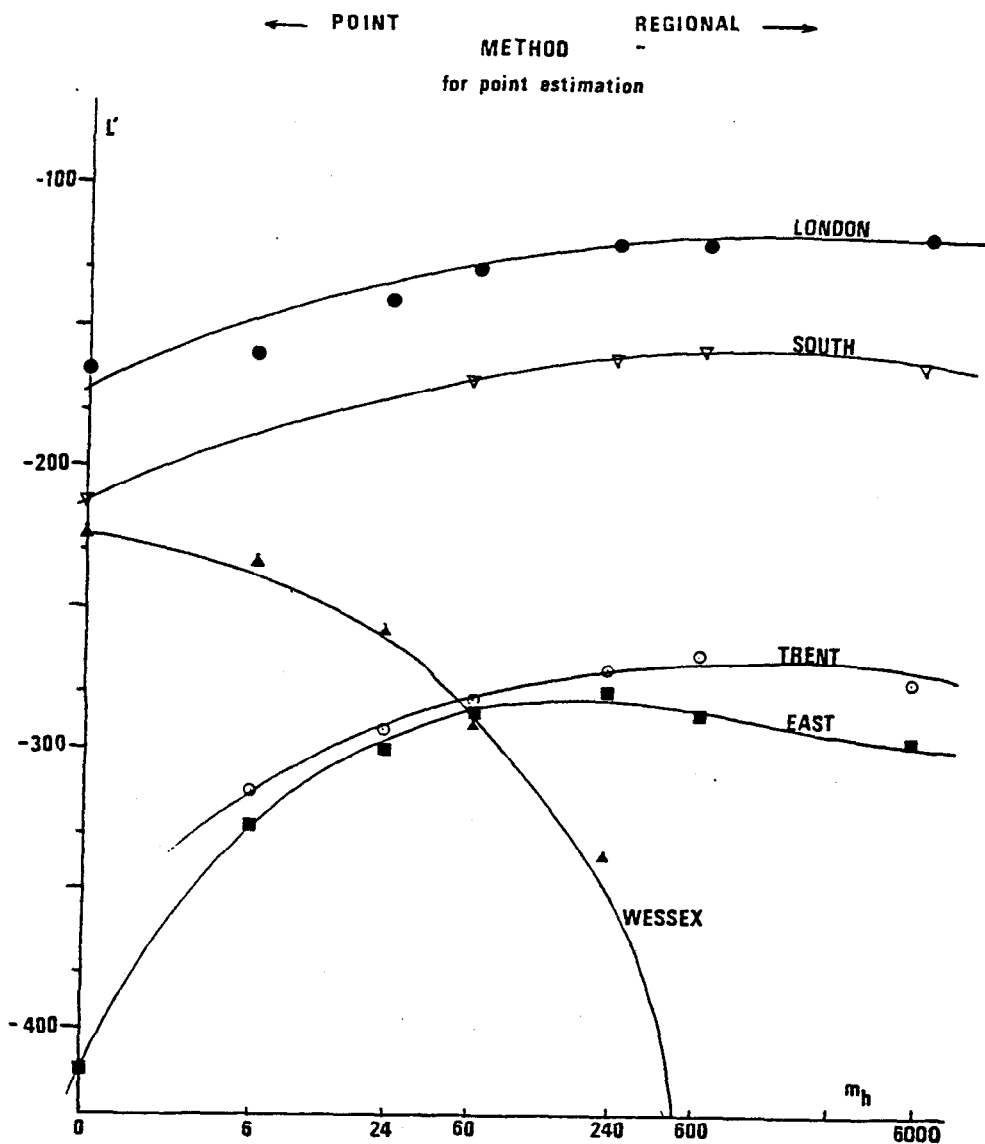
L'utilisation des données sur plusieurs stations pour les estimations ponctuelles :

L'utilisation conjointe de $n = 1$ et $n = 1$ dans l'estimation de ce dernier modèle rompt avec les méthodes précédentes qui considéraient la dépendance spatiale comme gênante, pour utiliser l'information multistation dans l'estimation de la loi locale. Avec des quantités d'information, il est vrai différentes, disposant de nombreuses séries de longue durée (40 ans), on utilise au contraire maintenant délibérément le modèle, même pour des estimations purement locales. On réconcilie donc l'approche traditionnelle dans les études spatiales (dépendance) et la méthode des années-stations d'interprétation délicate en cas de dépendance.

On peut même optimiser le poids de l'information régionale utilisé dans le modèle en faisant un contrôle des estimations locales sur toutes les stations de la région. La figure suivante illustre ce point de vue sur un critère numérique. On peut également vérifier que le nombre d'événements centenaires et même déca-millénaires estimés par cette méthode est bien plus proche de ce que le nombre d'années-stations permet d'attendre que par une méthode purement locale.

Vers une unification des théories :

Il n'a pas été question ici de variogramme qui est pourtant l'outil moderne par excellence pour décrire des phénomènes aléatoires dans l'espace et qui est traité dans d'autres communications de ce recueil. L'utilisation classique de la géostatistique dans l'estimation de paramètres de lois statistiques part d'estimations locales et effectue ensuite un lissage selon un critère numérique totalement déconnecté du critère d'estimation de ces paramètres eux-mêmes. Or on a vu au paragraphe précédent que l'on pouvait améliorer les estimations locales sur des critères qui gardent une signification d'ajustement de fréquence. Utiliser les méthodes géostatistiques sur des estimations issues du modèle précédent en ayant réduit l'effet de pépite, apporterait presque certainement un gain par rapport à chacune de ces méthodes prises séparément. La voie de recherche est en fait bien plus ouverte. Pourquoi par exemple ne pas chercher à optimiser les première méthode jusqu'à ce que la géostatistique n'apporte plus d'amélioration, de même que dans un modèle temporel, on est plus satisfait d'obtenir directement



Critère local d'ajustement avec informations régionales. m_h est un nombre équivalent de points ajoutés à l'échantillon local.

un résidu assimilable à un bruit blanc que de le récupérer par un sous-modèle d'erreur purement stockastique.

L'étude de la somme ou du maximum des précipitations en n stations entreprises avec un souci opérationnel et limité, permet donc de soulever des questions de fond. Il serait souhaitable que toute modélisation multistation comporte une vérification de la conformité de la loi de ces variables dérivées à leurs distributions expérimentales.

BIBLIOGRAPHIE

- BEDIOT G, BELLOSTAS JM., MASSON M, et BOCQUILLON C - 1980
Pluies orageuses en région parisienne - La météorologie VI - 20
pp. 281-294
- BRUNET MORET, Y, et ROCHE M - 1966
Etude théorique et méthodologique de l'abattement des pluies.
Cah. ORSTOM - ser. Hydrol. n°4 - mai 1966 - pp. 3.13
- GALEA G, MICHEL C, et OBERLIN G - 1982 -
Pluies de bassins. Abattement sur une surface des averses de 1h à
24 h. Etude n°54 - CEMAGREF ANTONY
- GALEA G, MICHEL C, et OBERLIN G - 1983
Maximal rainfall on a surface. The Epicentre coefficient of 1 to 48
hour rainfall - J. Hydrology 66 pp 159-167.
- LECLERC G, et SCHAAKE JC - 1972
Dérivation of hydrologic frequency curves
Rep 142, 151 pp - Mass. Inst. of Technol. Cambridge
- LEVIANDIER Th - 1986
Rainfall extremes in several sites.
Institute of Hydrology Wallingford UK. (à paraître)
- NIEL J - 1985
Bassin d'investigation du Real Collobrier - Approche du coefficient
d'abattement des averses de 1h à 24 h. Rapport de stage CEMAGREF
AIX-EN-PROVENCE.
- ROCHE M - 1983
Hydrologie de surface, 430 pp, GAUTHIER VILLARS, PARIS
- RODRIGUEZ ITURBE I, et MEIJA JM - 1974
On the transformation of point rainfall to areal rainfall - Water Res.
Vol 10 n°4
- U.S. Weather Bureau 1958 - Rainfall intensity - frequency regime 2
Southeastern U.S. tech. pap 29 - U.S. Dep of Comm. Washington DC
- VUILLAUME G - 1974
L'abattement des précipitations journalières en Afrique intertropicale -
variabilité et précision de calcul. Cah. ORSTOM ser. Hydrol.
vol XI - n°3 - pp. 205.240

COMPTE RENDU DES DISCUSSIONS SUIVANT LA COMMUNICATION DE M. LEVIANDIER
17.09.86 après-midi

P. DUBREUIL rappelle l'étude de VUILLAUME sur l'abattement en Afrique, obtenue par un mélange des données de plusieurs bassins représentatifs pour remédier aux difficultés de constituer un échantillonnage suffisant. B. POUYAUD, comme P. DUBREUIL, s'interroge sur les avantages qu'il y aurait à instruire cette notion d'épicentrage qui ne peut être reliée à l'abattement. LEVIANDIER estime que cette notion est utilisable, par son aspect descriptif, dans les études de risques liés aux événements extrêmes. OBLED pense quant à lui, que l'abattement est intéressant pour expliquer, à des interlocuteurs financiers par exemple, comment une pluie décennale de 50 mm, par exemple, peut être dépassée quatre fois en un an sur une région comportant un grand nombre de postes suffisamment espacés !

M. ROCHE présente alors rapidement ses travaux, et les raisons qui le conduisent à s'intéresser à l'abattement, qui pour lui est lié à une forte densité d'appareils sur des bassins versants bien connus, que l'on veut comparer à un réseau de base, voisin, existant. Ce concept d'abattement permet de transformer une hauteur de pluie décennale, calculée ponctuellement à une station longue durée, en une pluie décennale moyenne sur le bassin investigué. Le coefficient d'abattement d'une averse d'occurrence donnée est donc un outil performant, mais il ne faut pas oublier l'hypothèse sous-jacente qui concerne l'homogénéité des paramètres statistiques en tous points du bassin versant.

Y. L'HOTE considère que l'épicentrage a des points communs avec la méthode des stations-année appliquée à des stations corrélées. J. RODIER insiste sur le fait qu'une formule, quelle qu'elle soit, n'est jamais valable que pour une région donnée et pour un climat donné, et encore plutôt en plaine! M. ROCHE illustre cette dernière remarque en rappelant que la formule VUILLAUME, mise au point sur les B.V. d'Afrique, ne peut s'appliquer aux Antilles.

Ch. OBLED et M. ROCHE ne sont pas choqués que le coefficient d'abattement puisse être supérieur à 1, si l'on travaille sur de très petites surfaces. B. POUYAUD maintient des réserves sur l'utilisation de l'abattement, établi sur l'ensemble des événements pluies, quelle qu'en soit la nature, lorsque l'on sait qu'en cas de ligne de grains généralisée, le coefficient d'abattement effectif peut être sur de grandes surfaces $> 1000 \text{ km}^2$ bien supérieures au résultat des formules.

LISTE DES AUTEURS DE COMMUNICATIONS

P. BENICHOu et Odile Le BRETON

Ph. BOIS

P. CHEVALLIER et J.M. LAPETITE

J. D. CREUTIN

M. DESBORDES et M. BERGAOUI

G. HIEZ

G. HIEZ, L. RANCAN, M. COSTA BARROS, O. PEDROLLO

T. LEBEL et M. SLIMANI

P. M. LEHUCHER, C. OBLED

T. LEVIANDIER

Y. L'HOTE

J. P. JORDAN et P. MEYLAN

M. MORELL

Ch. OBLED

M. RANCAN

METEOROLOGIE NATIONALE

INSTITUT DE MECANIQUE DE GRENOBLE

ORSTOM

INSTITUT DE MECANIQUE DE GRENOBLE

LHM - USTL MONTPELLIER

ORSTOM

ORSTOM, DCRH/DNAEE BRASILIA

ORSTOM et INAT TUNIS

CETE AIX EN PROVENCE

CEMAGREF ANTONY

ORSTOM

IGR HAM/EPFL LAUSANNE

ORSTOM

INSTITUT DE MECANIQUE DE GRENOBLE

DNAEE BRESIL

LISTE DES PARTICIPANTS
AUX DEUXIEMES JOURNEES HYDROLOGIQUES DE L'ORSTOM
A MONTPELLIER

PREMIERE JOURNEE : 1e 16.09.86

ALBERGEL	ORSTOM MONTPELLIER
ASSELINE	ORSTOM
BOUVIER	ORSTOM MONTPELLIER
BRUNEL	ORSTOM TUNIS
CASENAVE	ORSTOM ABIDJAN
CAMUS	ORSTOM TUNIS
CHEVALLIER	ORSTOM ADIPODOUME
CITEAU	ORSTOM DAKAR
CLAUDE	ORSTOM MONTPELLIER
COCHONNEAU	ORSTOM MONTPELLIER
COLLINET	ORSTOM
COLOMBANI	ORSTOM MONTPELLIER
DUBREUIL	ORSTOM PARIS
FEIZOURE	ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
GIODA	ORSTOM MONTPELLIER
GUILLOT	ORSTOM LANNION
GUISCAFRE	ORSTOM MONTPELLIER
HERVE	OSTOM MONTPELLIER
HISARD	ORSTOM MONTPELLIER
HIEZ	ORSTOM
HOEPPFNER	ORSTOM GUADELOUPE
IBIZA	ORSTOM
JARRIGE	ORSTOM PARIS
JOB	ORSTOM MONTPELLIER
KASSEM	ORSTOM
KLEIN	ORSTOM
KOUAME	ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
LE BARBE	ORSTOM MONTPELLIER
LEBEL	ORSTOM MONTPELLIER
L'HOTE	ORSTOM MONTPELLIER

MILLET
 MORELL
 MORLIERE
 MONIOD
 OLIVRY
 PIEYNS
 POUYAUD
 RIBSTEIN
 RODIER
 ROSSIGNOL
 SECCHI
 SEGUIS
 SERVAT
 SIRCOULON
 SMAOUI
 TOUMA
 VIM KERE
 ZAHAR
 BENICHO
 BERINGUER
 BENZARTI
 BOCQUILLON
 BOIS
 BOUCHARDEAU
 CREUTIN
 CUDO
 DAVY
 GARCON
 GIRARD
 GRESILLON
 JORDAN
 LAMBERT
 LAVABRE
 LE BRETON
 LEHUCHER
 MASSON
 MONESTIER

ORSTOM MONTPELLIER
 ORSTOM GUADELOUPE
 ORSTOM PARIS
 ORSTOM MONTPELLIER
 ORSTOM MONTPELLIER
 ORSTOM MONTPELLIER
 ORSTOM MONTPELLIER
 ORSTOM MONTPELLIER
 ORSTOM
 ORSTOM
 ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
 ORSTOM MONTPELLIER (Elève)
 ORSTOM MONTPELLIER
 ORSTOM PARIS
 ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
 ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
 ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
 ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
 METEOROLOGIE NATIONALE PARIS
 METEOROLOGIE NATIONALE
 D.R.E. TUNISIE
 U.S.T.L. MONTPELLIER
 INSTITUT MECANIQUE DE GRENOBLE
 CONSULTANT
 INSTITUT MECANIQUE DE GRENOBLE
 DNAEE BRESIL
 UNIVERSITE MONTPELLIER III
 EDF DTG
 C.I.G. ORSTOM
 INSTITUT MECANIQUE GRENOBLE
 IGR HAM/EPFL
 UNIVERSITE TOULOUSE MIRAIL
 CEMAGREF AIX
 METEOROLOGIE NATIONAL
 C E T E AIX
 LHM - USTL
 INRA AVIGNON

NOUVELOT

OBLED

RANCAN

ROCHE

SLIMANI

VIGNEAU

AGENCE RMC

INSTITUT MECANIQUE GRENOBLE

DNAEE BRESIL

CNFSH

INAT TUNISIE

UNIVERSITE TOULOUSE MIRAIL

LISTE DES PARTICIPANTS
AUX DEUXIEMES JOURNEES HYDROLOGIQUES DE L'ORSTOM
A MONTPELLIER

DEUXIEME JOURNEE : le 17.09.86

ALBERGEL	ORSTOM MONTPELLIER
BRUNEL	ORSTOM TUNIS
CASENAVE	ORSTOM ABIDJAN
CAMUS	ORSTOM TUNIS
CHEVALLIER	ORSTOM ADIOPODOUME
CITEAU	ORSTOM DAKAR
CLAUDE	ORSTOM MONTPELLIER
COLOMBANI	ORSTOM MONTPELLIER
DUBREUIL	ORSTOM PARIS
FEIZOURE	ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
GAUTIER	ORSTOM MONTPELLIER
GIODA	ORSTOM MONTPELLIER
GUILLOT	ORSTOM LANNION
GUISCAFRE	ORSTOM MONTPELLIER
HERVE	ORSTOM MONTPELLIER
HISARD	ORSTOM MONTPELLIER
HIEZ	ORSTOM
HOEPPFNER	ORSTOM GUADELOUPE
JARRIGE	ORSTOM PARIS
KASSEM	ORSTOM
KLEIN	ORSTOM
KOUAME	ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
LE BARBE	ORSTOM MONTPELLIER
LEBEL	ORSTOM MONTPELLIER
L'HOTE	ORSTOM MONTPELLIER
MORELL	ORSTOM GUADELOUPE
MORLIERE	ORSTOM PARIS
MONIOD	ORSTOM MONTPELLIER
PIEYNS	ORSTOM MONTPELLIER
POUYAUD	ORSTOM MONTPELLIER

RIBSTEIN
ROCHE
RODIER
ROOSE
ROSSIGNOL
SECCHI
SERVAT
SIGNA
SIRCOULON
SMAOUI
TOUMA
TRAVAGLIO
VIM KERE
ZAHAR

BERINGUER
BENZARTI
BOCQUET
BOIS
BOMPARD
BOUCHARDEAU
DAVY
GIRARD
GRESILLON
LAMBER
MASSEON
MEIGNIEN
NOUVELOT
OBLED
SIGHOMNOU
SLIMANI
THOMAS
VIGNEAU

ORSTOM MONTPELLIER
ORSTOM - EDF
ORSTOM
ORSTOM MONTPELLIER
ORSTOM
ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
ORSTOM MONTPELLIER
ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
ORSTOM PARIS
ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
ORSTOM MONTPELLIER
ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)
ORSTOM MONTPELLIER (Stagiaire)

METEOROLOGIE NATIONALE
D.R.E. TUNISIE
I.G.A. GRENOBLE
INSTITUT MECANIQUE DE GRENOBLE
INSTITUT MECANIQUE DE GRENOBLE
CONSULTANT
UNIVERSITE MONTPELLIER III
C.I.G. ORSTOM
INSTITUT MECANIQUE DE GRENOBLE
UNIVERSITE TOULOUSE MIRAIL
LHM - USTL
CEMAGREF LYON
AGENCE RMC
INSTITUT MECANIQUE DE GRENOBLE
I.R.G.M. CAMEROUN
INAT TUNISIE
I.G.A. GRENOBLE
UNIVERSITE TOULOUSE MIRAIL