

ACADEMIE DE MONTPELLIER

UNIVERSITE DE MONTPELLIER II

- SCIENCES ET TECHNIQUES DU LANGUEDOC -

## THESE

présentée à l'Université des Sciences et Techniques du Languedoc  
pour obtenir le diplôme de DOCTORAT  
SPECIALITE : MECANIQUE, GENIE MECANIQUE, GENIE CIVIL  
Formation Doctorale : Hydrologie "Sciences de l'Eau et Aménagement"  
Ecole Doctorale : Géosciences

**ETUDE DE LA REPARTITION SPATIALE DES PRECIPITATIONS  
EN MILIEU SAHELIEU A L'AIDE DU RESEAU DENSE  
DE PLUVIOGRAPHES DE L'EXPERIENCE EPSAT-NIGER**

**APPLICATION A LA DETERMINATION DE LA PRECISION  
DES MOYENNES SURFACIQUES AU PAS DE TEMPS DE L'EVENEMENT PLUVIEUX**

**par Valérie THAUVIN**

Soutenu le 12 novembre 1992 devant le jury composé de :

MM. Desbordes M.	Professeur Université de Montpellier II	Président
Chocat B.	Professeur INSA Lyon	Rapporteur
Creutin J.D.	Chargé de Recherche CNRS Grenoble	Rapporteur
Moniod F.	Directeur de Recherche ORSTOM Montpellier	Directeur de thèse
Lebel T.	Chargé de Recherche ORSTOM Niamey	Examineur
Masson J.M.	Maître de Conférences Université de Montpellier II	Examineur

100

*A Cyrille et Grégory.*



## **REMERCIEMENTS**



Cette thèse s'est effectuée au sein de l'ORSTOM, où j'ai été accueillie pendant 4 ans. Tout naturellement, je tiens à remercier en premier lieu les personnes qui m'ont permis de la mener à bien, en m'assurant de bonnes conditions de travail : M. HOEPPFNER, responsable de l'Unité de Recherche 2B, et MM. G. JACCON et M. MORELL, responsables successifs du Laboratoire d'Hydrologie de l'ORSTOM à Montpellier.

Ma reconnaissance va également aux personnes qui ont accepté de participer à mon jury de thèse. M. DESBORDES, malgré sa charge de travail, m'a fait l'honneur et le plaisir de présider le jury. Mon directeur de thèse, F. MONIOD, m'a assurée de sa confiance tout au long du déroulement de ce travail. B. CHOCHAT a accepté la tâche de lire attentivement le manuscrit, et d'en être rapporteur. J.D. CREUTIN a accepté de juger le travail qu'il a suivi depuis le début, en étant rapporteur. Au cours de ces 4 années, il a toujours été là pour répondre à mes questions. J'ai beaucoup apprécié sa gentillesse et sa disponibilité. J.M. MASSON m'a permis de mener à bien la rédaction de ce mémoire, en effectuant une lecture attentive au fur et à mesure de sa mise au point. Sa présence dans le jury de thèse m'a fait plaisir, et a assuré le lien avec mes études antérieures à l'ISIM.

Le dernier cité mais non le moindre est T. LEBEL, qui, malgré son éloignement, a toujours su être présent, surtout dans les moments difficiles. J'ai particulièrement apprécié son investissement et la manière dont il s'est rendu disponible aux moments clés de ce travail.

La rédaction de ce mémoire a été facilitée grâce au prêt de matériel informatique par S. PIEYNS. Qu'il en soit ici vivement remercié.

Son contenu final a été mûri avec l'aide d'E. ELGUERO et de C. PUECH, qui se sont montrés attentifs et disponibles, et qui ont orienté certaines parties du travail présenté. Qu'ils soient ici sincèrement remerciés.

Je remercierai également Y. ARNAUD et J.C. KLEIN, avec lesquels j'ai eu de fréquentes discussions, qui ont contribué à construire cette thèse.

A. GIODA, H. LUBES et P. RAOUS ont également toujours été présents, et m'ont aidée dans certaines parties de ce travail. Je me souviendrai également qu'ils ont été de fervents "supporters". Qu'ils trouvent ici une marque de ma profonde reconnaissance.

Je n'oublierai pas les échanges d'idées que j'ai eus avec M. GOULARD et G. SERPANTIE, ni l'aide de P. CECCHI, G. MAHE et J.E. PATUREL pour la mise au point finale, lors de la préparation de la soutenance.

Mes remerciements vont également aux membres du groupe EPSAT, en particulier à MM. B. GUILLOT et H. SAUVAGEOT, pour leurs encouragements, ainsi qu'à tout le personnel du Laboratoire d'Hydrologie, qui a contribué au bon déroulement de ces 4 années de thèse.

Les amis ont également été présents et ont toujours été un soutien. Je pense en particulier à N. DJEGUI, alors en thèse à l'ORSTOM, qui se souviendra de nos longues discussions, et de nos encouragements mutuels.

Enfin, les personnes les plus proches de moi ont contribué à me faciliter cette dure tâche de rédaction du mémoire : Cyrille, mon mari, qui, malgré l'accomplissement de sa propre thèse, a su être là pour m'encourager, et m'a permis, aux moments cruciaux, de me consacrer entièrement à ma thèse, Grégory, mon fils qui s'est montré pendant ces quelques mois un bébé exemplaire, et mes parents, ainsi que ma soeur, qui dans les derniers temps ont allégé notre responsabilité de parents. Je ne les remercierai jamais assez.



**RESUME**



## RESUME

La connaissance de la répartition spatiale et temporelle des précipitations dans les régions sahéliennes est une demande exprimée par les Etats concernés.

Dans cette optique, la répartition spatiale des précipitations à l'échelle de la saison des pluies, puis de l'événement pluvieux ont été étudiées.

Les données utilisées proviennent d'un réseau dense de pluviographes implanté au Niger. La méthode d'interpolation choisie est le krigeage.

A l'échelle de la saison des pluies, l'analyse a montré une grande variabilité spatiale et temporelle. L'incidence sur le calcul des isohyètes et des pluies surfaciques en a été déduite. L'influence de la densité de postes a également été soulignée.

Au pas de temps de l'événement pluvieux, une classe d'événements a été définie et étudiée. Leur structure spatiale s'est révélée stable dans le temps. On a pu en déduire des abaques, donnant l'erreur d'estimation de la pluie surfacique en fonction de la densité du réseau et de la taille de la surface. Ces abaques permettront aux modélisateurs de connaître la précision de leurs variables d'entrée.

### MOTS-CLES :

Sahel	Structure spatiale
Précipitations	Moyenne surfacique
Réseau dense	Erreur d'estimation
Géostatistique	

**ABSTRACT**

The knowledge of spatial and temporal rainfall repartition is of great importance for Sahelian countries. To that aim, spatial rainfall repartition at two different time scales, that is the whole rainy season and the rain event, was studied.

Data from a dense tipping-bucket raingauge network located in Niger were used. The kriging technique was chosen for interpolation.

At the rainy season time scale, an important spatial and temporal variability was pointed out. The impact of this variability and that of the network density on both the isohyetal maps and the areal rainfall was shown.

At the rain event time scale, a class of events was defined and studied. Their spatial structure appeared to be time-invariant. Charts giving areal rainfall estimation error versus both network density and size of the area were deduced. These charts will allow to know the accuracy of input data for modelisation.

**KEYWORDS :**

<b>Sahel</b>	<b>Spatial structure</b>
<b>Rainfall</b>	<b>Areal mean</b>
<b>Dense network</b>	<b>Estimation error</b>
<b>Geostatistics</b>	

## **SIGNIFICATION DES SIGLES**



<b>AGRHYMET</b>	:	Centre Régional de Formation et d'Application en Agrométéorologie et Hydrologie Opérationnelle (Institut Africain Inter-Etats)
<b>CERESTA</b>	:	Centre d'Enseignement et de Recherche de Statistique Appliquée
<b>CIEH</b>	:	Centre Inter-Africain d'Etudes Hydrauliques
<b>CNEARC</b>	:	Centre National d'Etudes Agronomiques des Régions Chaudes
<b>CNRS</b>	:	Centre National de la Recherche Scientifique
<b>COPT</b>	:	COvection Profonde Tropicale
<b>DMN</b>	:	Direction de la Météorologie Nationale (Nigérienne)
<b>EPSAT</b>	:	Estimation des Précipitations par SATellite
<b>INSA</b>	:	Institut National des Sciences Appliquées
<b>ISCCP</b>	:	International Satellite Cloud Climatology Project
<b>ISIM</b>	:	Institut des Sciences de l'Ingénieur de Montpellier
<b>OPGC</b>	:	Observatoire de Physique du Globe de Clermont Ferrand
<b>ORSTOM</b>	:	Institut Français de Recherche Scientifique pour le Développement en Coopération
<b>SANAGA</b>	:	Système d'Acquisition Numérique pour l'Analyse des Grains Africains
<b>TIR</b>	:	Thermal Infra-Red (terme concernant les images Meteosat dans le canal infra-rouge)
<b>WMO (OMM)</b>	:	World Meteorological Organisation (Organisation Météorologique Mondiale)





## **SOMMAIRE**



## **INTRODUCTION**

### **PARTIE I : RAPPELS SUR LA CLIMATOLOGIE DU SAHEL ET CARACTERISTIQUES DE LA ZONE D'ETUDE**

- 1. Situation et climat de la zone d'étude**
  - 1.1. La zone d'étude : la région de Niamey
  - 1.2. Climatologie et pluviométrie de la zone
  - 1.3. Pluviométrie à Niamey
    - 1.3.1. Pluies annuelles
    - 1.3.2. Pluies journalières et averses
  
- 2. Les données sol de l'expérience EPSAT-Niger**
  - 2.1. Historique du réseau
  - 2.2. Description des appareils et précision des mesures
    - 2.2.1 Types d'appareils
    - 2.2.2. Erreurs de mesures
  - 2.3. Données utilisées - Critique des données
  
- 3. Conclusion**

### **PARTIE II : METHODE D'ETUDE DES CARACTERISTIQUES SPATIALES DES DONNEES PLUVIOMETRIQUES**

#### **Introduction**

- 1. Interpolation spatiale des données pluviométriques**
  - 1.1. Choix de la technique d'interpolation
  - 1.2. Rappels théoriques sur le krigeage
    - 1.2.1. Notations
    - 1.2.2. Hypothèses du krigeage
    - 1.2.3. Equations du krigeage
      - a) Krigeage simple
      - b) Krigeage universel
    - 1.2.4. Variogramme
  - 1.3. Krigeage climatologique
    - 1.3.1. Hypothèses
    - 1.3.2. Variogramme expérimental
    - 1.3.3. Interpolation et calcul de la variance d'estimation

- 2. Evaluation de la précision des moyennes surfaciques**
  - 2.1. Analyse bibliographique
    - 2.1.1. Conditions d'études - Définition de la "précision"
    - 2.1.2. Synthèse des résultats obtenus
  - 2.2. Approche par krigeage
- 3. Procédure adoptée**
  - 3.1. Calcul numérique de la variance d'estimation
    - 3.1.1. Approximations utilisées
    - 3.1.2. Procédure de comparaison de l'approximation numérique à une approximation de l'intégration analytique
    - 3.1.3. Résultats
      - a) Convergence de l'algorithme
      - b) Valeur de  $\gamma_{00}$
      - c) Conclusion
  - 3.2. Facteurs de variation étudiés
- 4. Conclusion**

## **PARTIE III : STRUCTURE SPATIALE DES PLUIES ANNUELLES**

### **Introduction**

- 1. Situation pluviométrique des années 1989 et 1990**
  - 1.1. Données utilisées
  - 1.2. Ajustement d'une loi de répartition - Calcul des quantiles
  - 1.3. Conclusions
- 2. Description des saisons des pluies 1989 et 1990 sur le degré carré de Niamey**
  - 2.1. Moyennes interannuelles
  - 2.2. Principales caractéristiques des deux saisons
    - 2.2.1. Déroulement
    - 2.2.2. Cumuls observés
  - 2.3. Calcul des isohyètes
    - 2.3.1. Identification du variogramme
    - 2.3.2. Calcul des isohyètes
    - 2.3.3. Recherche du meilleur interpolateur dans le cas de la saison 1990
    - 2.3.4. Conclusions

- 3. Variations des isohyètes et des moyennes surfaciques selon la structure et le nombre de postes**
  - 3.1. Influence de la fonction de structure
  - 3.2. Influence du nombre de postes
    - 3.2.1. Calcul des isohyètes
    - 3.2.2. Calcul des moyennes
  - 3.3. Conclusions
- 4. Influence d'un événement exceptionnel : le 4 août 1989**
  - 4.1. La nuit du 4 août
  - 4.2. Analyse des cumuls saisonniers sans le 4 août 1989
    - 4.2.1. Ecart à la moyenne
    - 4.2.2. Répartition spatiale des cumuls
    - 4.2.3. Structure spatiale
  - 4.3. Conclusions
- 5. Conclusion**

## **PARTIE IV : ETUDE DE LA STRUCTURE SPATIALE AU PAS DE TEMPS L'EVENEMENT PLUVIEUX**

### **Introduction**

- 1. Caractéristiques des événements pluvieux étudiés**
  - 1.1. Définition d'un événement pluvieux
  - 1.2. Dénombrement et représentativité par rapport au total
    - 1.2.1. Représentativité en nombre
    - 1.2.2. Représentativité par rapport au total saisonnier
  - 1.3. Classification et description des événements pluvieux
    - 1.3.1. Définition des classes et méthode utilisée
    - 1.3.2. Description de la trace au sol des événements des différentes classes
    - 1.3.3. Importance de chaque classe dans la saison
- 2. Structure des champs de pluie**
  - 2.1. Evénements étudiés
  - 2.2. Structure des événements de la classe I
  - 2.3. Relation moyenne/écart-type expérimental
- 3. Procédure de calcul des abaques**
  - 3.1. Calcul des écarts-types d'estimation
  - 3.2. Construction des abaques

4. **Résultats pour des réseaux simulés**
  - 4.1. **Utilisation du rapport S/AI pour paramétrer les abaques**
    - 4.1.1. **Définition, signification et intérêt du rapport S/AI**
    - 4.1.2. **Domaines de variation de  $\sigma_U$  en fonction de S/AI**
    - 4.1.3. **Influence de la position du réseau par rapport à la surface d'estimation**
  - 4.2. **Abaques lorsque S/AI est inférieur à 1**
  - 4.3. **Abaques lorsque S/AI est supérieur à 1**
5. **Passage au réseau réel**
6. **Validation**
  - 6.1. **Extrapolation de la structure spatiale des événements de classe I de 1989 à ceux de 1990**
  - 6.2. **Validation des hypothèses de calcul des écarts-types d'estimation réels**
7. **Conclusion**

## **PARTIE V : EXEMPLE D'APPLICATION DES ABAQUES**

1. **Utilisation des abaques en faisant varier S ou AI**
2. **Application pratique**

## **CONCLUSION GENERALE**

## **REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES**

## **TABLE DES MATIERES**

## **ANNEXES**

## **INTRODUCTION GENERALE**





Les pluies au Sahel se concentrent dans une courte saison de 3 à 5 mois, qui suit une saison sèche longue et chaude. Il faut alors qu'elles tombent en quantité suffisante, et qu'elles soient bien réparties pour que le couvert végétal se reforme, et que la production agricole puisse assurer l'auto-suffisance alimentaire. L'eau dans le Sahel revêt ainsi un caractère précieux et fragile, renforcé par la grande variabilité interannuelle des quantités précipitées.

Depuis la fin des années soixante sévit au Sahel une sécheresse pluviométrique et hydrologique persistante. Bien que des périodes sèches soient observées fréquemment depuis le XVII<sup>ème</sup> siècle (Lhote et Nicholson in Chabi Goni 1986), celle que connaît actuellement le Sahel est considérée comme une véritable crise climatique, par son ampleur spatiale, son intensité, et sa durée (Sircoulon, 1976 et 1986b, Courel, 1984, et Chabi Goni, 1986).

Les hypothèses explicatives font intervenir des facteurs externes ou planétaires (Janicot, 1988). Plusieurs échelles d'influence sont envisagées : l'échelle globale (par la circulation générale atmosphérique), régionale (les facteurs importants sont alors les variations de l'atmosphère et des océans proches du Sahel), ou locale, tel que le mécanisme de rétroaction proposé par Charney (1975), qui suppose que l'augmentation de l'albédo à la frontière du Sahara et du Sahel diminue les pluies sur le Sahel, ce qui contribue à augmenter l'albédo, et génère un mécanisme de rétroaction positive en faveur de la sécheresse. Courel (1984), et Courel *et al* (1984) met expérimentalement cette hypothèse en défaut.

La modélisation est en outre rendue plus difficile par le caractère récurrent mais non cyclique des sécheresses sahéliennes (Courel, 1984, Hubert *et al*, 1989, Vannitsem et Démarée, 1992).

Aujourd'hui aucun modèle explicatif ne peut donc prévoir la durée de la phase sèche actuelle.

Dans ce contexte, les solutions pour les pays sahéliens consistent d'une part à adapter leur agriculture et leurs besoins en eau à des conditions climatiques sèches (Franquin, 1985, Sircoulon, 1986a), d'autre part à mieux connaître l'abondance et la répartition spatiale de la ressource précipitation au cours de la saison.

Ce second aspect a motivé en 1984 la constitution du réseau EPSAT (Estimation des Précipitations par SATellite), dont l'objectif principal est de susciter des programmes de recherche et des expériences sur les précipitations dans la bande soudano-sahélienne (Cadet et Guillot, 1991). Dans cette région où les réseaux météorologiques nationaux sont peu denses, et où dans l'immédiat, il semble impossible d'installer un réseau de radars météorologiques, comme le réseau ARAMIS français, le satellite est un bon moyen d'accéder à l'information répartition et quantité de pluie sur de grandes surfaces. Toutefois, la mesure de la pluie n'est pas directe, et les algorithmes existants estiment la quantité de pluie avec une précision acceptable pour des durées de cumul au moins égales au mois. Il est donc nécessaire de poursuivre la recherche pour les améliorer. Un important effort a été fait dans ce sens par l'ORSTOM et le Ministère de la Coopération française, avec la mise en place de l'expérience EPSAT-Niger (Lebel *et al*, 1992).

Le dispositif expérimental, implanté dans les environs de Niamey (Niger), et désigné sous le nom de "degré carré de Niamey", est constitué d'un réseau dense de pluviographes (en 1990, il y avait 93 appareils sur 16 000 km<sup>2</sup> environ), et d'un radar météorologique de 5.4 cm de longueur d'onde, numérisé en 1989 (Sauvageot et Despaux, 1990). Cette association réseau dense de pluviographes/radar numérisé en fait une expérience unique en milieu sahélien, qui fait suite aux expériences du "degré carré" de Ouagadougou (Burkina Faso), et à l'expérience COPT 1981 (Korhogo, Côte d'Ivoire).

Le réseau de pluviographes, ainsi que les grands traits de la météorologie de la zone, sont décrits en partie I.

L'expérience EPSAT-Niger autorise de nombreux thèmes de recherche, certains répondant aux besoins d'EPSAT, d'autres en étant indépendants. Ils concernent :

- la caractérisation de la "vérité sol" pour l'estimation des précipitations par satellite :  
répartition des pluies en différents pas de temps, précision des valeurs moyennes en fonction de la surface d'estimation, conséquences d'un changement de densité de réseau sur cette vérité sol ;
- l'étude des erreurs liées à l'échantillonnage des capteurs embarqués sur les satellites, qui donnent une information intégrée dans l'espace, et non continue dans le temps (Lebel et

Thauvin, 1990) ;

- l'utilisation des données radar pour d'une part, étudier la structure interne et la dynamique des lignes de grains sahéliennes, d'autre part, établir des algorithmes d'estimation des pluies par radar.

Le but ultime de l'expérience est de proposer la combinaison de capteurs optimale pour mesurer les précipitations par satellite.

Le présent travail s'inscrit dans le cadre d'EPSAT-Niger, et contribue à améliorer la connaissance des précipitations en milieu sahélien à différentes échelles de temps. La connaissance de la répartition spatiale ou temporelle de la pluie est en effet une information nécessaire à de nombreuses études : hydrologiques, agronomiques, climatologiques... comme l'indique la figure 0.1.

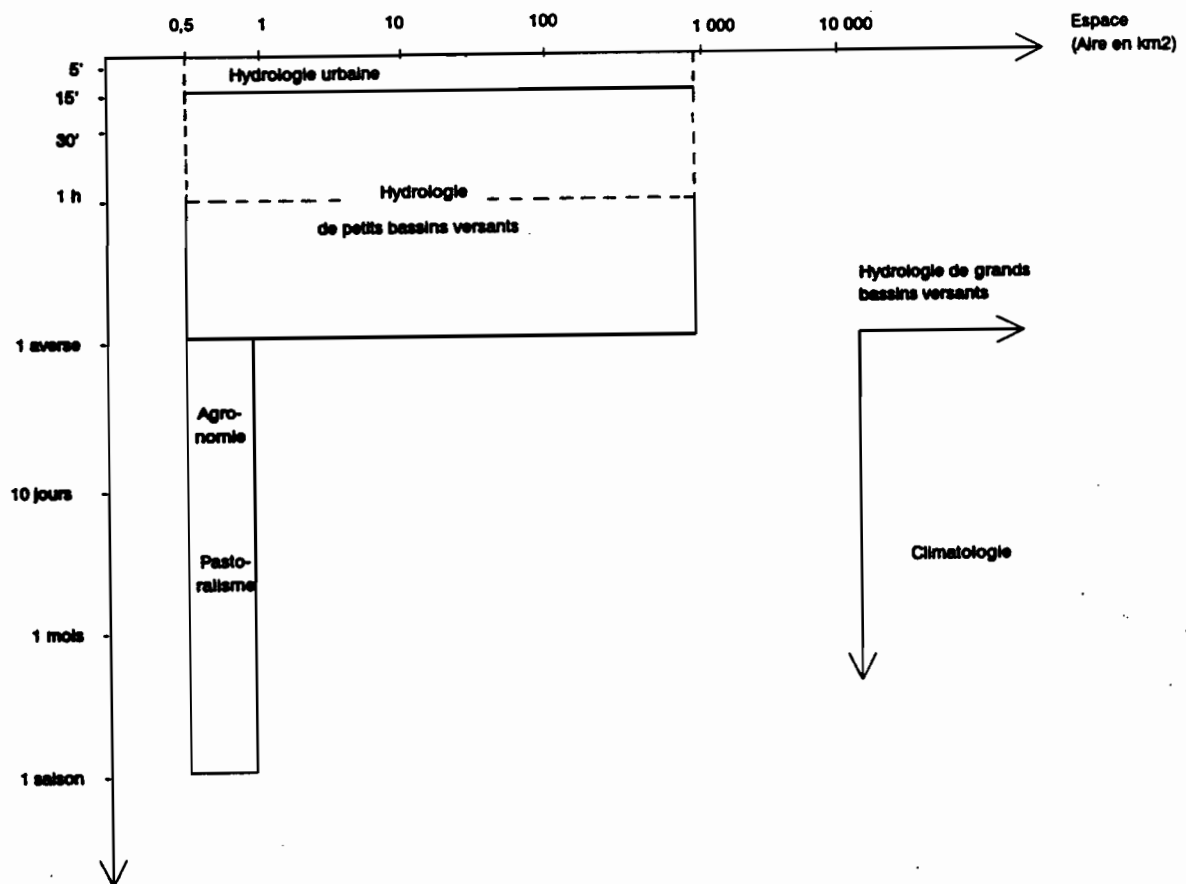


Figure 0.1 : Gamme d'espace-temps couverte par différentes disciplines.

Sur la base de l'analyse des données pluviographiques du réseau d'EPSAT-Niger, l'étude qui suit se propose en premier lieu de caractériser la variabilité spatiale des champs de pluie à l'échelle de la saison des pluies et de l'événement pluvieux. En second lieu, cette description sera utilisée pour quantifier l'erreur commise sur l'estimation d'une valeur interpolée ou d'une lame d'eau, en fonction de l'échelle spatio-temporelle retenue, et de la densité des points de mesure. Cette information pourra être prise en compte dans les modèles qui utilisent les pluies spatialisées comme données d'entrée ou de validation (par exemple: modèles pluie-débit à discrétisation spatiale, modèles de bilan hydrique, algorithmes d'estimation des pluies par satellite ou par radar, modèles de prévisions météorologiques...).

Pour ce faire, une approche statistique, basée sur le krigeage qui est une méthode d'interpolation linéaire optimale a été utilisée. Elle est brièvement décrite en partie II. Ses avantages et ses limites sont également discutés. La démarche adoptée est ensuite comparée à celle d'autres travaux.

La partie III est consacrée à l'étude des cumuls saisonniers. Deux saisons des pluies y sont comparées. L'analyse a porté sur l'influence de facteurs tels que :

- la structure spatiale ;
- la densité du réseau de mesures ;
- un événement exceptionnel

sur la répartition des isohyètes, ainsi que sur la valeur et la précision des moyennes surfaciques.

La partie IV traite des cumuls par événement pluvieux, événements qui sont définis dans l'espace. Les événements pluvieux ont été classés selon des critères d'extension spatiale et de dynamique des aires de pluie, et une classe a été choisie pour étudier la dégradation de l'estimation de la moyenne surfacique, en fonction de la taille de la surface d'estimation, et de la densité du réseau de mesures. La précision de l'estimation est représentée par l'écart-type d'estimation, exprimé en pourcentage de l'écart-type du champ de pluie. Les résultats sont présentés sous la forme d'abaques donnant l'écart-type d'estimation de la lame d'eau en fonction des différents facteurs de variation.

La partie V en donne un exemple d'application.

**PARTIE I**  
**RAPPELS SUR LA CLIMATOLOGIE DU SAHEL**  
**ET CARACTERISTIQUES DE LA ZONE D'ETUDE**



## **1. SITUATION ET CLIMAT DE LA ZONE D'ETUDE**

### **1.1. La zone d'étude : la région de Niamey**

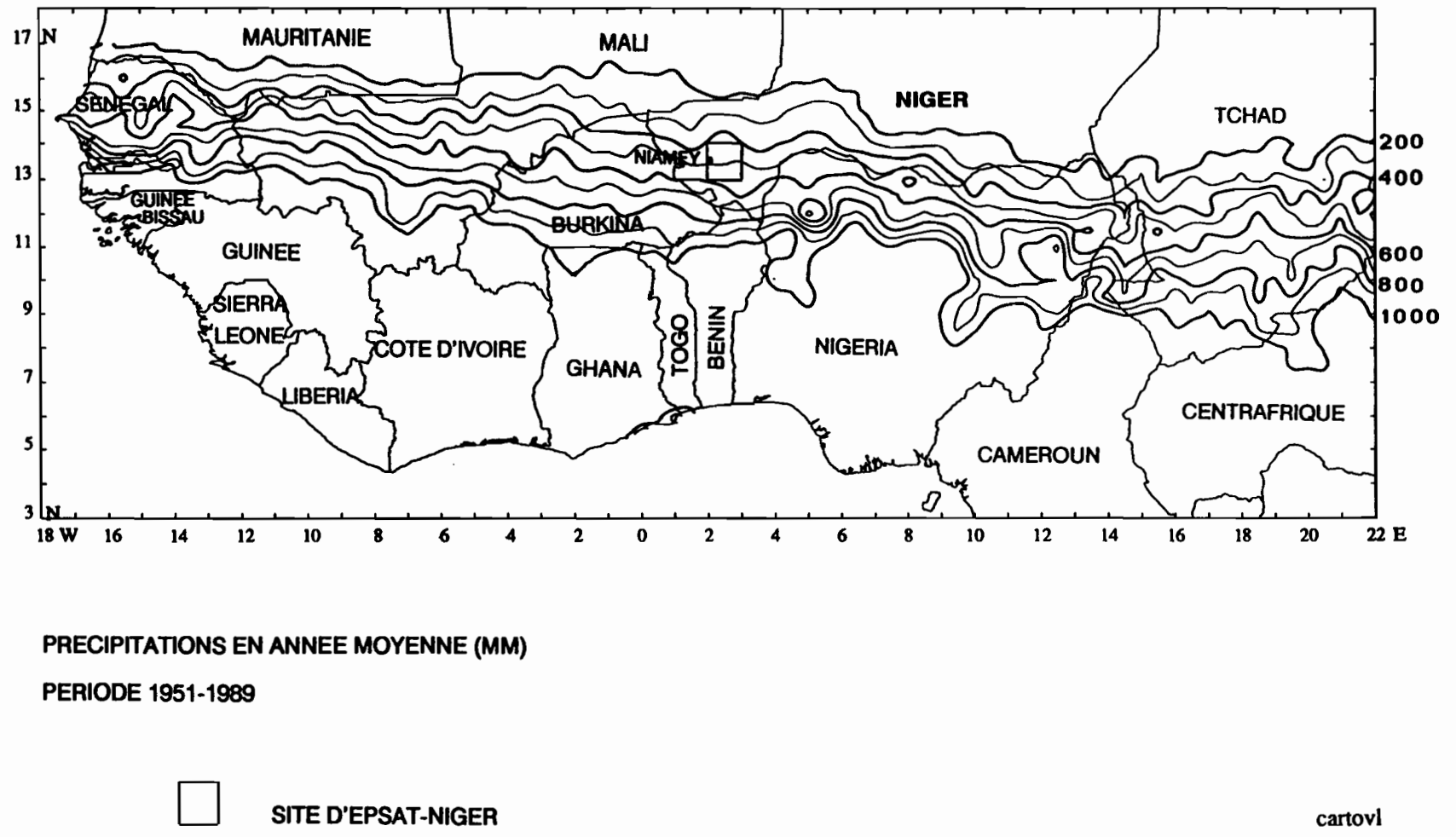
La zone d'étude se trouve au Niger, à l'est de Niamey, dans la région sahélienne. Chaque discipline a sa propre définition du Sahel, mais toutes conduisent aux mêmes limites pluviométriques (Courel, 1984) : la bande sahélienne est comprise entre les isohyètes moyennes interannuelles 200 mm au nord et 700 mm au sud (figure I.1), les cultures pluviales n'étant plus possibles en-deçà de 200 mm de pluie par an. C'est une région à faible pluviométrie par rapport à l'évapotranspiration potentielle (qui est d'environ 2000 mm/an à la latitude de Niamey), à laquelle s'ajoute une grande irrégularité inter et intra-annuelle des précipitations, comme nous le soulignerons par la suite.

Le site expérimental est un carré d'environ 110 km de côté situé entre les longitudes est 2 et 3°, et les latitudes nord 13 et 14°, sur lequel a été implanté un réseau dense de pluviographes.

Il présente l'avantage d'être représentatif de la plupart des paysages que l'on rencontre au Sahel : plateaux cuirassés où se trouve la brousse tigrée (végétation arbustive basse, disposée en bandes, sur un sol sableux), jupes sableuses qui forment les versants des plateaux, bas-fonds cultivés en contrebas. De plus, le relief de la zone est peu accentué (dénivelé maximum de 100 m sur 12 000 km<sup>2</sup>), les effets de l'orographie sur la pluviométrie sont donc limités. Toutefois son influence n'est pas nulle, puisque l'on remarque au-dessus de la vallée du Niger, où des reliefs dominant le fleuve de seulement 40 m, une baisse de l'occurrence des nuages à sommet froid (Guillot, 1988).

En outre, le site possède de bonnes voies de communication, et bénéficie des infrastructures de Niamey, en matière de matériel (radar météorologique et station de radiosondages), de structures scientifiques et de formation (centre AGRHYMET, directions techniques, université de Niamey, mission ORSTOM au Niger).

Figure I.1 : Situation de la région sahélienne et du site d'EPSAT-Niger (degré carré de Niamey).  
D'après Mahé, 1992.





## 1.2. Climatologie et pluviométrie de la zone

Le Sahel connaît au cours de l'année deux saisons, déterminées par la position de la mousson et des anticyclones des Açores et de Sainte Hélène. La position du flux de mousson est connue par l'intermédiaire de la zone de convergence inter-tropicale (ZCIT), qui marque la trace au sol de la frontière entre la mousson au sud et les alizés du nord. Sur les continents, cette frontière est connue sous le nom de front inter-tropical (FIT).

En hiver de l'hémisphère nord, le continent africain est sous l'influence de l'anticyclone des Açores, qui apporte un air sec et stable, l'Harmattan. C'est la saison sèche au Sahel.

Pendant l'été de l'hémisphère nord, le continent africain est soumis à l'influence de l'anticyclone de Sainte Hélène, en même temps que des basses pressions s'installent sur le Sahara dans les basses couches de l'atmosphère, à environ 20° nord. Le gradient de pression résultant induit des vents qui traversent l'Equateur et remontent vers le nord-est en se chargeant en humidité au-dessus de l'Océan. C'est la mousson. L'épaisseur et le déplacement du flux de mousson, matérialisé par le déplacement de la ZCIT, conditionnent l'installation et l'intensité de la saison des pluies au Sahel. Le maximum de pluviométrie a lieu 7 fois sur 10 au mois d'août, lorsque la ZCIT atteint sa position septentrionale extrême.

Au cours de la saison des pluies, le Sahel correspond à la zone C du schéma de Hamilton et Archbold (figure I.2) : le flux de mousson est épais et bien établi, et il se trouve sous une couche d'air instable. Cette situation est favorable au développement de nuages convectifs.

Desbois *et al* (1988) décrivant les phénomènes convectifs tropicaux, fait une distinction entre la convection locale à cycle diurne, qui provient d'orages isolés associés à des conditions thermiques ou orographiques locales, et les lignes de grains. Roux (1987) amène une nuance supplémentaire, en considérant qu'à maturité, les systèmes convectifs tropicaux se répartissent en deux groupes :

- les lignes de grains, caractérisées par une forme en ligne ou en arc de la partie avant du système nuageux, et se propageant à une vitesse supérieure à celle du vent, dans une direction

orthogonale au cisaillement (variation d'intensité ou de direction du vent dans une des trois directions de l'espace) ;

- les amas, présentant un front convectif moins régulier, une propagation moins rapide dans une direction parallèle au cisaillement.

Il souligne toutefois que "ces points mis à part, les structures internes des lignes de grains et des amas ne semblent pas significativement différentes".

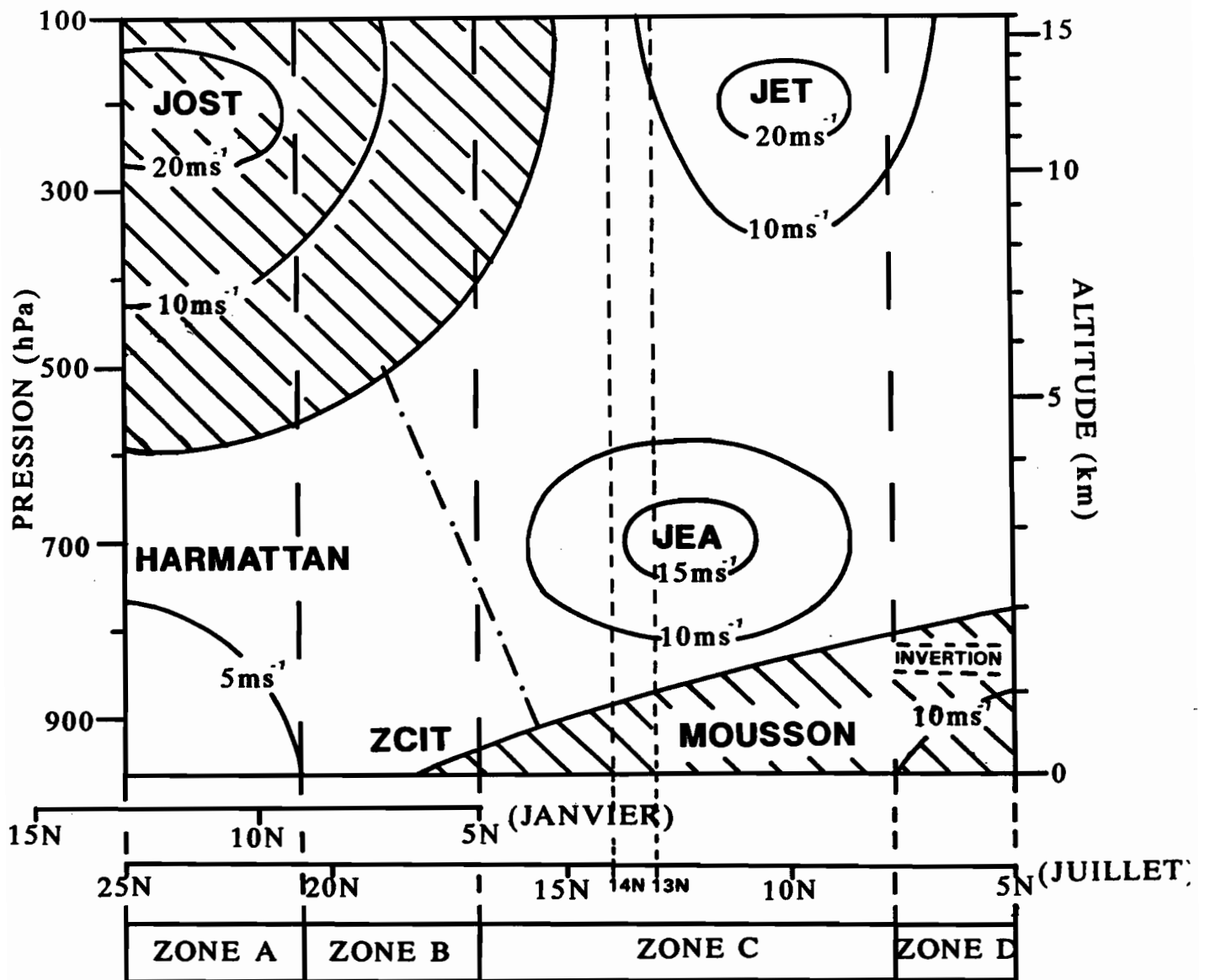


Figure I.2 : Structure méridienne moyenne de la troposphère en Afrique de l'Ouest (in Roux, 1987, d'après Hamilton et Archbold, 1945). JEA : Jet d'Est Africain, JET : Jet d'Est Tropical, JOST : Jet d'Ouest Sub-Tropical.

Les lignes de grains à maturité sont d'après Roux (op. cité) "des perturbations de grande échelle (jusqu'à 1000 km d'extension nord-sud et est-ouest), formées d'une famille de systèmes convectifs simultanés ou successifs, et associées à une circulation cyclonique dans le flux de la moyenne troposphère. Sur les images satellites, les lignes de grains se reconnaissent aisément à l'enclume étendue (bouclier de cirrus ou cirrus shield), ainsi qu'à la forme en arc et la propagation rapide du front (10 à 20 m/s), proche de la vitesse du vent dans le Jet d'Est Africain".

Une ligne de grains se constitue le plus souvent à partir de différents nuages apparaissant plus ou moins simultanément en différents endroits : soit en des latitudes différentes, soit en des longitudes différentes et à des heures différentes (Desbois *et al*, op. cité). La ligne se forme par agrégation de ces nuages, qui individuellement ne peuvent être considérés comme des lignes de grains, mais qui sont des "événements sources", ayant les caractéristiques des orages isolés.

Par la suite, dans l'analyse de la trace au sol des événements, nous distinguerons convection locale et systèmes convectifs mobiles organisés.

### **1.3. Pluviométrie à Niamey**

#### **1.3.1. Pluies annuelles**

La saison des pluies, définie au sens météorologique (installation du flux de mousson), s'étend du mois d'avril au mois d'octobre. La majorité des précipitations se concentre de juillet à septembre, comme le montre le hyétogramme des précipitations mensuelles moyennes de Niamey Ville (figure I.3).

Le trait caractéristique des saisons pluvieuses au Sahel est leur grande variabilité interannuelle, comme le montre la figure I.4 des pluies annuelles de Niamey Ville. Cette série de 1905 à 1990 peut être décrite par une loi normale de moyenne 561 mm et d'écart-type 135 mm. 95 % des observations se trouvent donc dans l'intervalle [291;831], ce qui exprime la variabilité temporelle des cumuls annuels.

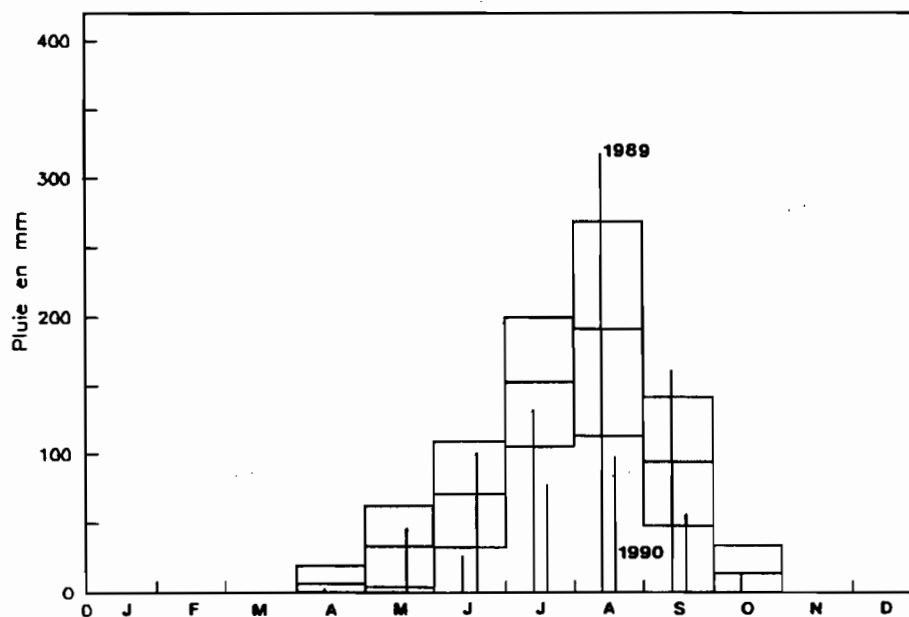


Figure I.3 : Hyétogramme des pluies mensuelles à Niamey Ville. Valeurs moyennes mensuelles  $\pm 1$  écart-type. Traits verticaux : valeurs observées de 1989 et de 1990 (in Lebel *et al*, 1991).

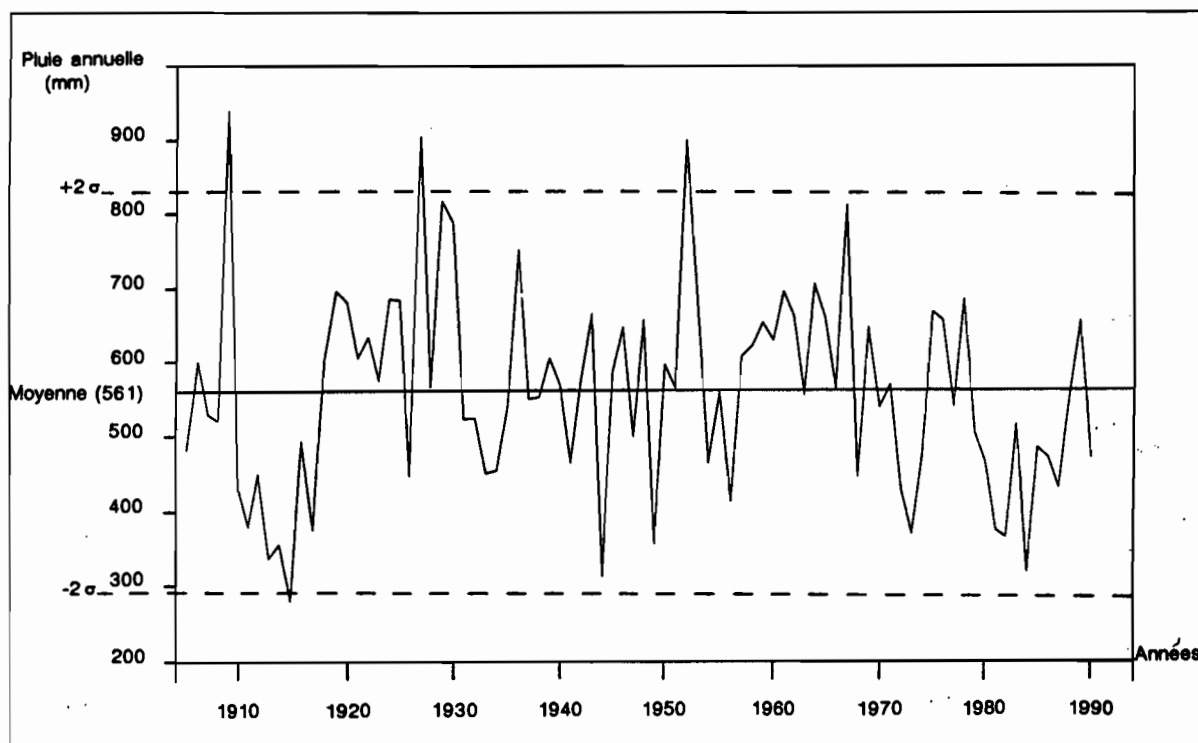


Figure I.4 : Pluies annuelles à Niamey Ville de 1905 à 1990. Deux années reconstituées : 1911 et 1920.

Expérimentalement, en considérant la série depuis 1922, on observe autant d'années déficitaires que d'années excédentaires. En effet, les années qui accusent un écart relatif à la moyenne supérieur à 20 % se répartissent en 19 % inférieures et 16 % supérieures aux bornes de l'intervalle  $\pm 20$  % autour de la moyenne.

Par contre, il se dégage de la courbe figure I.4 des groupements d'années sèches et d'années humides. On constate ainsi que la période actuelle se trouve dans une tendance déficitaire depuis la fin de la décennie 1960. Radji (1991) a mis en évidence une différence significative de moyenne entre la période 1950-1967 (moyenne : 631.3 mm, écart-type : 109.6 mm) et la période récente 1968-1989 (moyenne : 508.5 mm, écart-type : 104.4 mm).

La sécheresse actuelle semble néanmoins toucher moins sévèrement la région de Niamey que d'autres régions du Sahel. Toutefois aucune méthode ne permet de prévoir si l'année à venir sera excédentaire ou déficitaire. De plus, la plupart des cultures étant des cultures pluviales non irriguées, c'est la répartition intra-saisonnière des précipitations, en particulier la présence, la date et la durée d'une période sèche à l'intérieur de la saison des pluies, qui conditionnera la production agricole. Ces deux facteurs rendent très difficile pour les décideurs des pays concernés la prévision de rendement à court et a fortiori à long terme.

Il faut ajouter à cela la variabilité spatiale des pluies annuelles telle que l'a constatée Puech, 1984 (figure I.5), et confirmée par l'analyse des données d'EPSAT-Niger (voir la partie III), dont une des conséquences est que l'on ne peut pas considérer une région donnée comme uniformément excédentaire ou déficitaire.

### 1.3.2. Pluies journalières et averses

L'analyse des pluies journalières donne une information sur la répartition temporelle des pluies à l'intérieur de la saison pluvieuse. L'étude des averses permet en outre de connaître les hauteurs et les durées des averses, et de construire les courbes Hauteur-Durée-Réurrence, utilisées en dimensionnement d'ouvrages (pluies de projet).

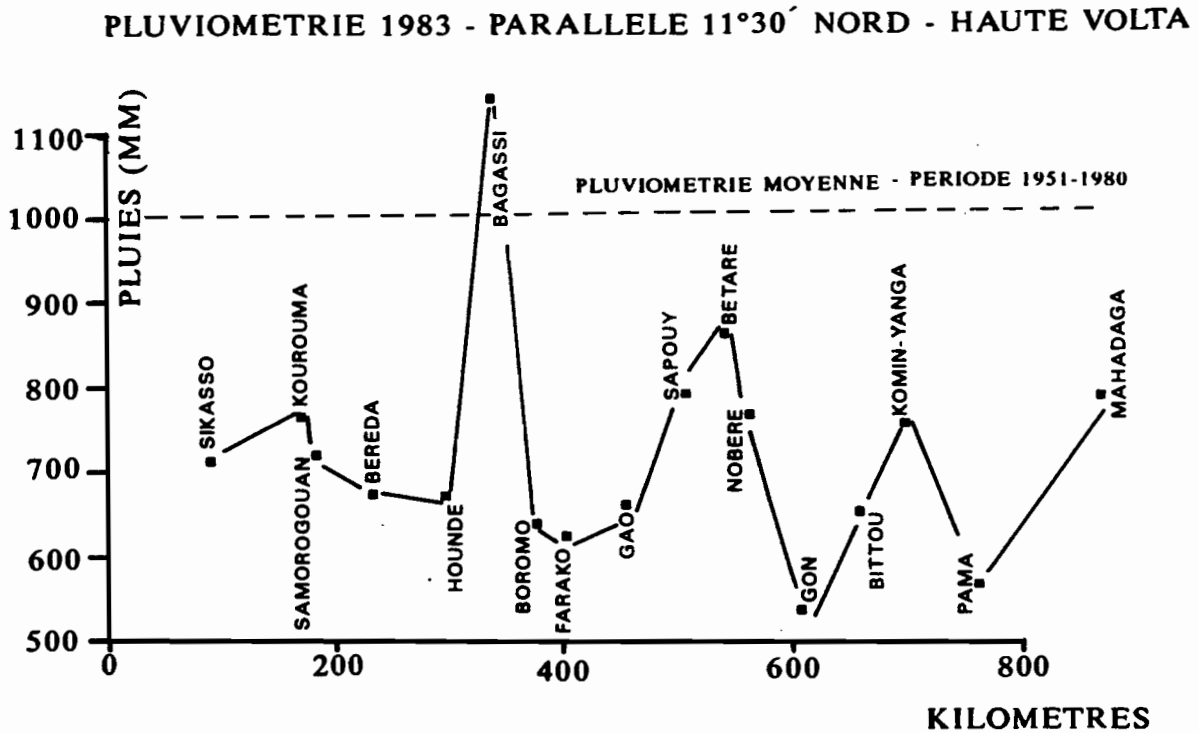


Figure I.5 : Variabilité des hauteurs de pluie saisonnières le long d'un parallèle (in Puech, 1984).

Gozé (1990), à partir de l'étude des données du Burkina-Faso et du Mali, constate que les hauteurs de pluie de deux jours pluvieux consécutifs sont indépendantes. Seuls les états secs/pluvieux sont dépendants à un jour, et leur succession peut être décrite par une chaîne de Markov d'ordre 1.

La distribution des hauteurs de pluie journalière peut alors être modélisée par une loi statistique classiquement utilisée en hydrologie, la plus simple étant la loi exponentielle à deux paramètres (Goze, op. cité, Radji, op. cité).

La répartition temporelle des jours de pluie à Niamey Ville et son évolution à partir de 1968 ont été étudiées par Bader (1984), pour les périodes 1905-1967, et 1968-1983, puis par Radji (op cité), pour les périodes 1950-1967, et 1968-1989.

Nous présentons dans le tableau suivant les résultats de Radji, dont la période d'étude, bien

qu'étant moins longue que celle de Bader, inclut les années récentes.

La récurrence des jours pluvieux (nombre de jours secs pour un jour de pluie) et la hauteur moyenne des pluies journalières varient suivant le mois dans la saison, les mois de juillet, août et septembre enregistrant le plus grand nombre d'événements.

Période considérée	Nombre jours pluvieux	Récurrence jours pluvieux	Hauteur moyenne (mm)	Total pluie annuelle (mm)	Rapport pluie saison/annuelle
Mai-Octobre	42	3.4 jours	13.5	561	95 %

Tableau I.1 : Principaux paramètres descriptifs de la saison des pluies à Niamey Ville. Moyenne 1950-1989. La récurrence est calculée par  $(184-42)/42$ .

*Nota* : Le mois d'avril n'a pas été inclus pour calculer la récurrence des jours pluvieux, le nombre de jours de pluie observé étant en moyenne de 1.

Les auteurs qui ont étudié séparément les périodes avant et après 1968 ont mis en évidence une baisse de la pluviométrie globale lorsque l'on considère une moyenne mobile sur 5 ans. Ils ont également constaté que les pluies à Niamey sont toujours aussi fréquentes, mais qu'elles se sont déplacées dans le temps (la position du centre de la saison des pluies est passée de la mi-août à la mi-juillet, d'après Bader, op. cité), et que les fortes pluies sont devenues plus rares. Pour le paysan de la région de Niamey, il faut donc organiser sa saison culturale avec une ressource en eau qui a globalement diminué, et dont la répartition temporelle a changé.

Les averses à Niamey Aéroport, poste situé à 8 km environ du poste de Niamey Ville, ont été étudiées par plusieurs auteurs dont Moallemi (1985), Bouvier (1986), et N'Doye (1988), selon la méthodologie décrite par Le Barbé (1982). Les averses sont définies comme se terminant lorsqu'un seuil d'intensité VIM n'est pas dépassé pendant une durée IT. Les valeurs de 2 mm/h pour VIM et de 90 mn pour IT permettent d'individualiser les averses dans leur intégralité.

Les auteurs ont utilisé les lois de Weibull et de Galton tronquée pour modéliser la répartition des hauteurs de pluie et des durées. La hauteur moyenne d'une averse dans son intégralité est de

18 mm, et sa durée de 55 mn (N'Doye, op cité).

Selon les ajustement établis par N'Doye (op cité), seules 2 % des averses supérieures à 0.5 mm sont de hauteur inférieure ou égale à 5.0 mm, et 47 % durent plus de 60 mn.

Les courbes de la figure I.6 présentent le rapport Hauteur-Durée-Récurrance pour les averses dans leur intégralité.

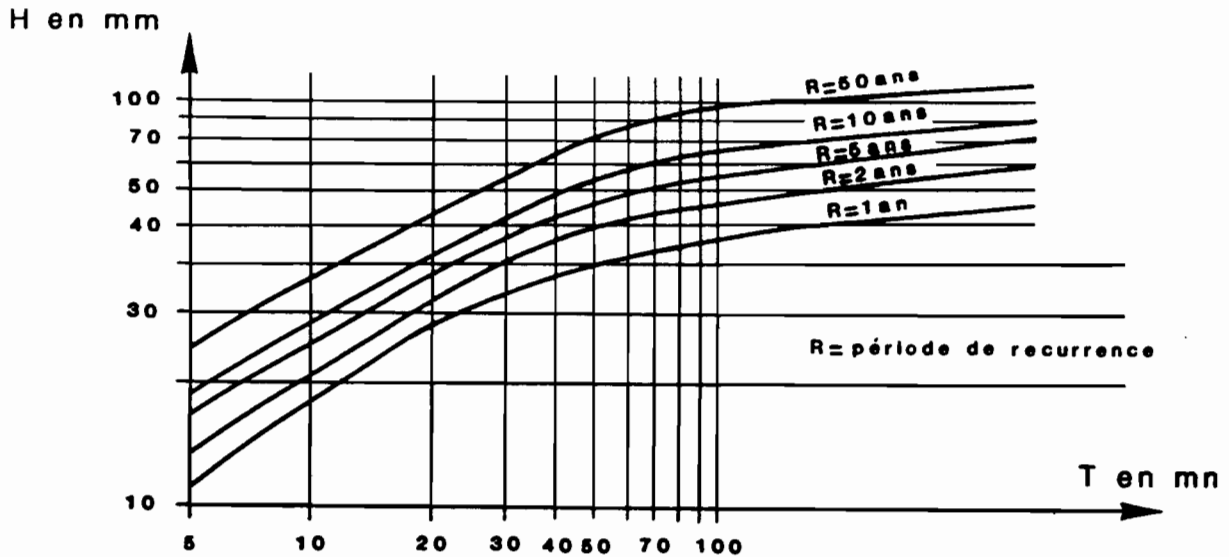


Figure I.6 : Courbes hauteurs, durée, fréquence des averses dans leur intégralité au poste de Niamey aéroport (in Bouvier, 1986).

Dans notre analyse des événements pluvieux au chapitre IV, nous nous intéresserons aux averses dans leur intégralité et à leur répartition spatiale.



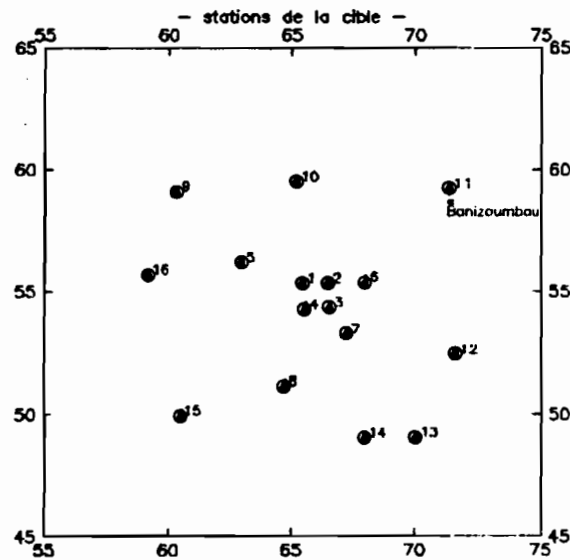
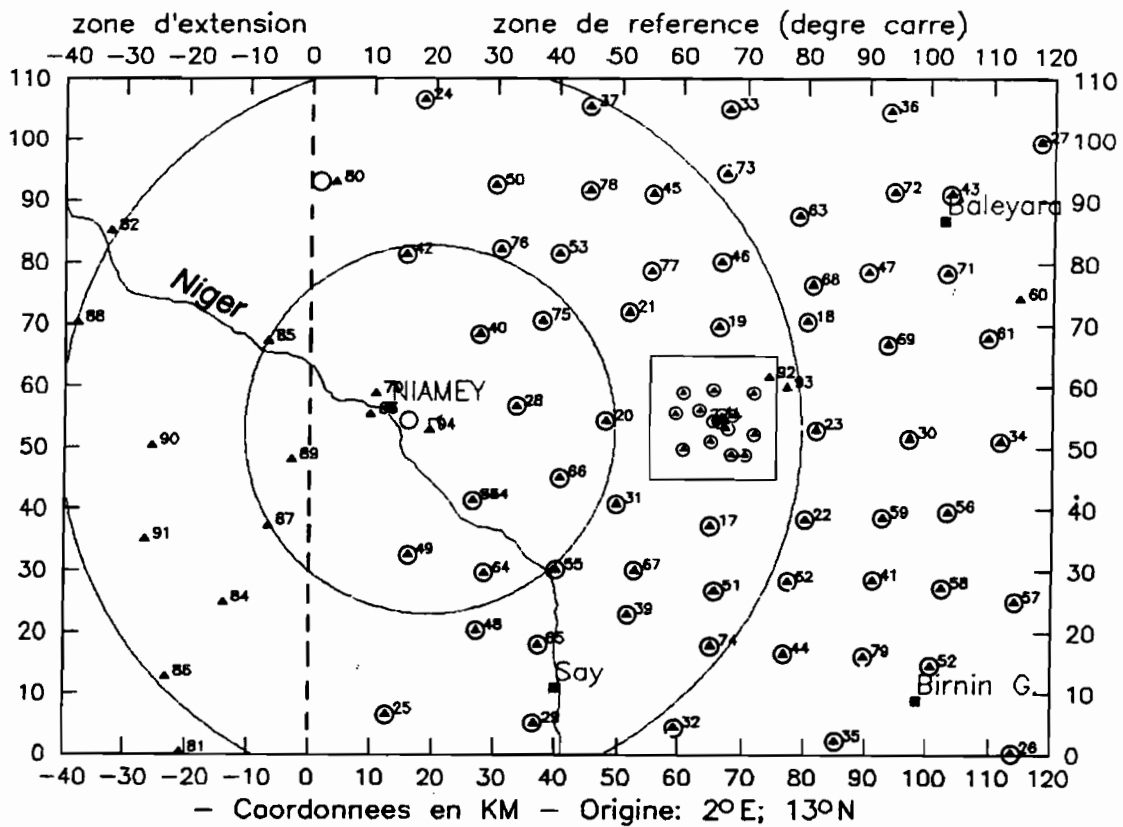


Figure I.7 : Le réseau de pluviographes du degré carré de Niamey. ○ et ● : postes présents en 1989. ● et ▲ : postes présents en 1990. Les cercles radar sont tracés à 30 et 60 km. Carte du bas : zoom sur la cible (d'après Lebel *et al*, 1991).

## 2. LES DONNEES SOL DE L'EXPERIENCE EPSAT-NIGER

### 2.1. Historique du réseau

Le réseau de pluviographes (figure I.7) a progressivement été mis en place depuis 1988 : il comprenait 39 postes à la fin de la saison des pluies 1988, 79 en 1989 et enfin 95 dès le début de la saison 1990. Deux sont installés au sol, et doublent des postes classiques, à des fins de comparaison entre les hauteurs de pluie mesurées à 1.50 m et au sol. 10 sont situés à l'ouest de Niamey, dans la "zone d'extension", mise en place aux fins de calibration du radar (Lebel *et al*, 1991).

Les postes du réseau sont implantés selon un maillage quasi-régulier de un poste tous les 12.5 km, soit une densité moyenne de un poste pour 156 km<sup>2</sup>. Ce maillage se resserre vers le centre où une surface de 150 km<sup>2</sup> contenant 16 postes constitue la "cible", dans laquelle les inter-distances varient entre 1 et 10 km. On obtient ainsi un réseau dont la distance inter-poste varie de 1 à 100 km (figure I.8).

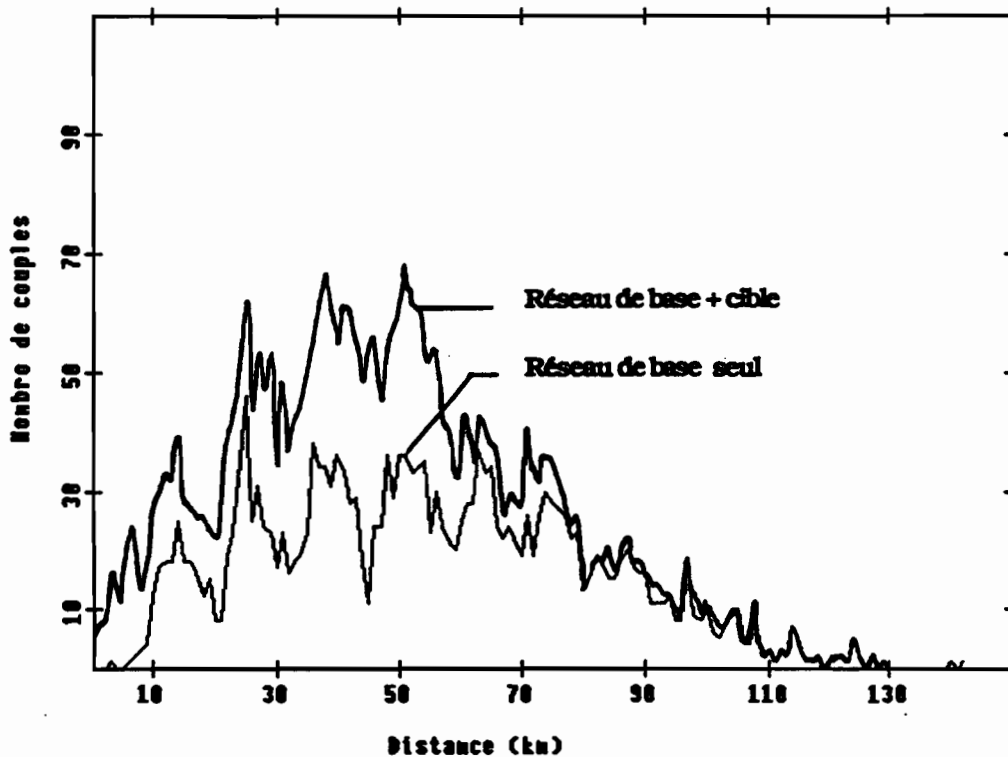


Figure I.8 : Nombre de couples de postes pour des classes d'interdistances de 1 km. Réseau de 93 postes et réseau sans la cible (in Lebel *et al*, 1991).

Cette propriété est intéressante "pour l'identification des fonctions caractérisant la structure statistique des pluies dans l'espace, car l'incertitude d'estimation devient comparable pour toutes les classes de distances considérées, ce qui n'est pas le cas avec des réseaux à mailles constantes" (Lebel *et al*, op cité).

## 2.2. Description des appareils et précision des mesures

### 2.2.1 Types d'appareils

Les appareils installés sur la zone sont des pluviographes à augets basculeurs de 0.5 mm de capacité (bague de 400 cm<sup>2</sup>), à mémoire statique (Oedipe de la société ELSYDE). Le principe de fonctionnement d'un pluviographe à augets basculeurs est montré figure I.9. La photo I.1 montre l'installation : pluviographe dont la bague réceptrice est placée à 1.50 m du sol, armoire contenant le système d'enregistrement et panneau solaire fournissant l'alimentation. L'eau tombant dans le pluviographe est récupérée par l'intermédiaire d'un tuyau en caoutchouc dans une bonbonne enterrée et bouchée. Elle constitue le "cumul seau", dont la valeur sert à vérifier la valeur enregistrée sur la mémoire statique.

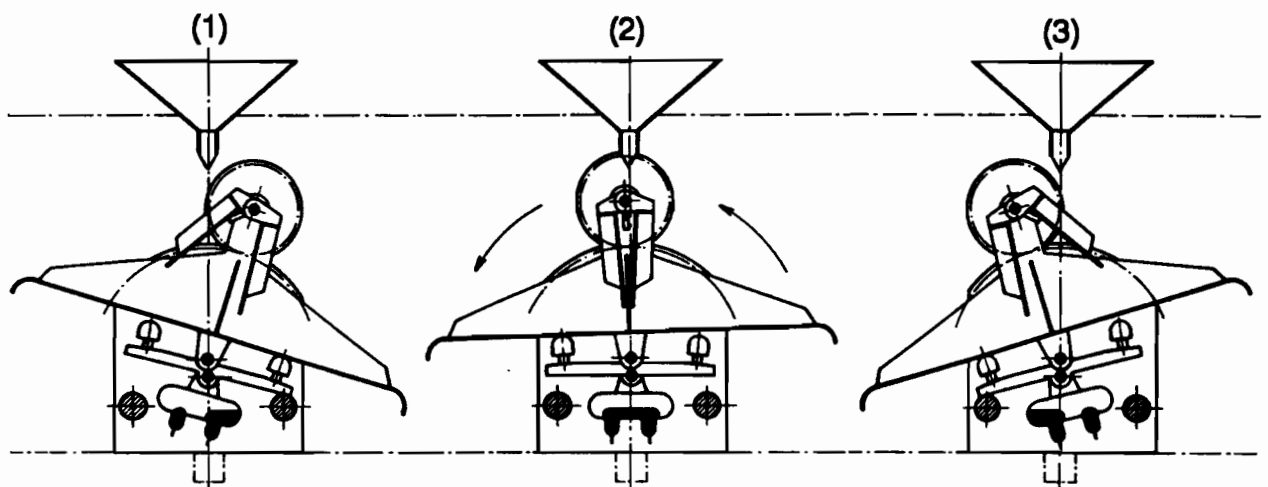


Figure I.9 : Principe de fonctionnement d'un pluviographe à augets basculeurs. Phase (1) : remplissage du 1<sup>er</sup> auget. Phase (2) : basculement. Phase (3) : remplissage du 2<sup>ème</sup> auget (d'après Vitton, 1990).



Photo I.1 : Un exemple de site de mesure.

A chaque basculement est stockée la date à laquelle il se produit. Le système d'acquisition est prévu pour enregistrer au maximum deux basculements en une seconde, soit une intensité instantanée de 3600 mm/h, mais il a été montré qu'une intensité de 900 mm/h correspondait à la vidange du pluviographe, et qu'au-delà de cette valeur, les basculements enregistrés étaient des basculements "parasites", dûs à une anomalie de fonctionnement (Rossignol, 1989). Les cumuls de pluie sont donc connus à 0.5 mm près par défaut, et les durées à 2 s près. Toutefois, pour lisser les fluctuations à petite échelle dues à la micro-turbulence et les erreurs dues au manque de synchronisme des postes, dans la phase d'exploitation des données de l'expérience EPSAT-Niger, le pas de cumul minimum retenu sera de 5 mn.

Les appareils utilisés stockent une donnée de pluie qui n'est pas intégrée dans le temps. Ils enregistrent donc en continu une information instantanée, proche du "vrai hyétogramme". La figure I.10 donne un exemple de hyétogramme instantané d'une averse. La figure I.11 montre le hyétogramme cumulé sur 1 mn et sur 10 mn de la même averse, et la perte d'information qui en découle, au niveau de la forme du hyétogramme et de la valeur du maximum d'intensité.

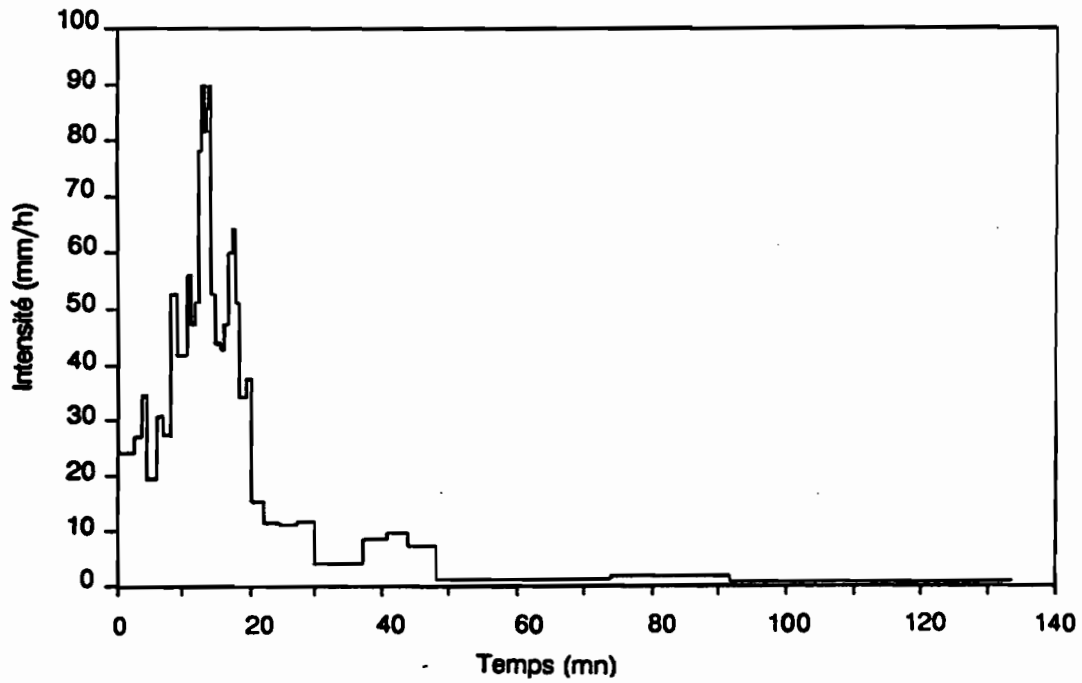


Figure I.10 : Hyétogramme instantané de l'averse du 01/09/89 au 02/09/89 sur le poste de Bazanga Bangou (centre du degré carré). Début d'averse à 23h05.

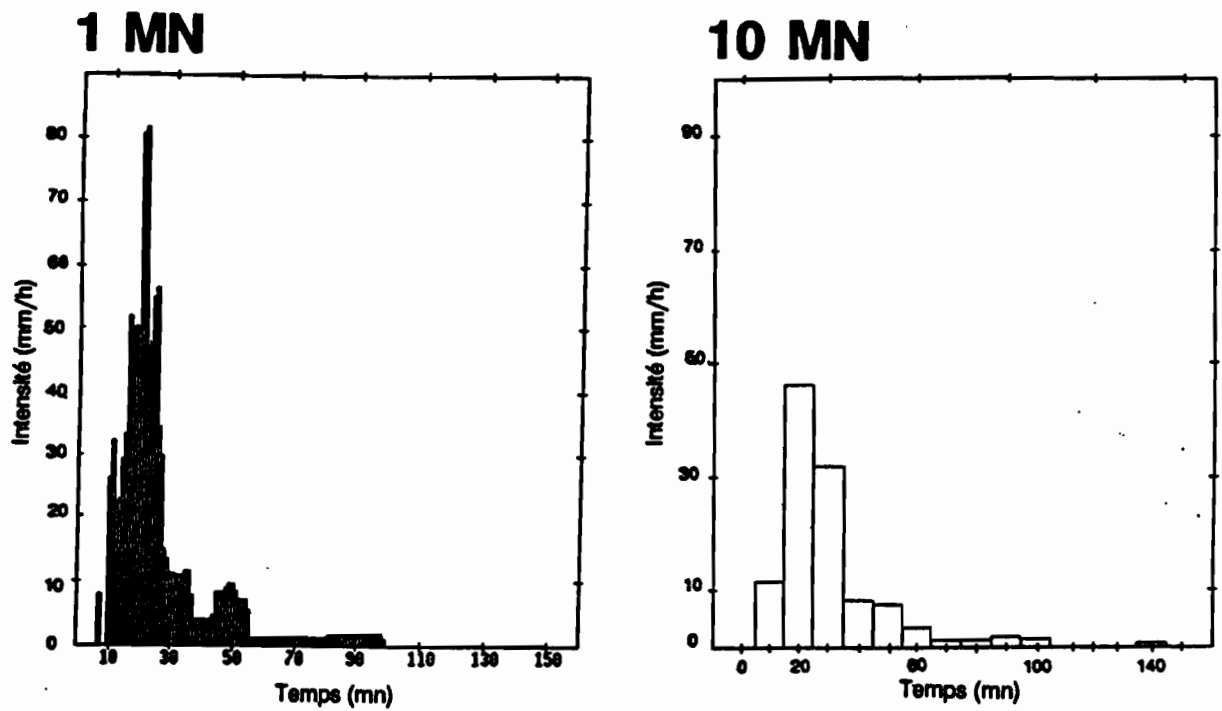


Figure I.11 : Hyétogramme en 1 mn et en 10 mn de l'averse du 01/09/89 au 02/09/89 sur le poste de Bazanga Bangou (centre du degré carré). Début d'averse à 23h05.

La faiblesse principale du système utilisé provient du mode d'alimentation : une panne de l'alimentation, comme il en a été fréquemment observé au cours des deux premières années de l'expérience (plus de 50 % des causes de panne en 1989), entraîne une perte partielle des données (Gervaise, 1988 ; Roux, 1989). La seule donnée disponible restant le "cumul seu". A partir de la saison 1990, le type de batterie d'alimentation a été changé, et la fréquence de ces pannes a été réduite de 50 à 30 %.

Les autres types de pannes rencontrées sur les appareils font intervenir le système d'enregistrement ou le capteur lui-même (augets basculeurs déréglés ou bloqués, entonnoir bouché...). Quelques rares actes de vandalisme ont également été constatés.

La perte de données due à ces différentes pannes a été de 10 % en 1989 (1 225 jours sur 11 906 d'observation potentiels), et de 5.4 % en 1990 (937 jours sur 17 372 potentiels). L'annexe I donne le type de pannes rencontré et leur durée pour les campagnes 1989 et 1990. Dans l'ensemble, les appareils utilisés ont fait preuve de robustesse dans des conditions climatiques défavorables.

### 2.2.2. Erreurs de mesures

La mesure de la pluie par un pluviographe est soumise à différentes sources d'erreurs. Messaoud (1989) les a passées en revue :

- déficit de captation dû au vent, pouvant atteindre 20 à 40 % de la pluie mesurée lors de forts vents (36 à 108 km/h) ;
- imperfections techniques, comme les frottements mécaniques ;
- erreur due au système de mesure : l'auget peut être soit pratiquement plein, soit pratiquement vide à la fin de l'intervalle de temps  $dt$  que l'on considère, conduisant à une erreur de  $\pm 1$  basculement. Pointin *et al* (1986) ont par ailleurs montré que l'erreur d'échantillonnage temporel n'est inférieure à 10 % que pour une dizaine de basculements, ce qui correspond à 60 mm/h pour  $dt = 5$  mn, et à 10 mm/h pour 30 mn ;
- détarage et déréglage des augets, qui entraînent que l'on mesure une quantité supérieure ou inférieure à la quantité théorique.

Il faut ajouter à ces erreurs de mesures la faible représentativité d'une mesure ponctuelle dans un champ de pluie hétérogène, mise en évidence par des mesures de pluviographes placés côte à côte.

Toutes ces erreurs sont cumulatives, mais leur importance relative devient moindre lorsque le pas de temps augmente. Le pas de temps minimum considéré dans cette étude étant la demi-heure, les erreurs, à part le déficit de captation dû au vent, sont très lissées.

Une autre source d'erreur, qui ne concerne pas la quantité mesurée mais sa répartition, apparaît lorsqu'il y a dérive de l'horloge. Le constructeur des appareils implantés sur le degré carré de Niamey assure une dérive théorique inférieure à 10 s par mois. Sur les appareils en fonctionnement durant la campagne 1990, les dérives observées ont été supérieures : 90 % des postes ont enregistré une dérive de plus d'une minute par mois, la médiane étant de 3 mn par mois, et le maximum de 74 mn en 100 jours.

La dérive constatée varie linéairement, et les données pluviographiques ont été entrées dans la banque de données en en tenant compte.

### **2.3. Données utilisées - Critique des données**

La pré-campagne de 1988 a servi à mettre au point nos outils méthodologiques. Les données des saisons des pluies 1989 et 1990, plus précisément les mesures à 1.50 m provenant des pluviographes de la "zone de référence" à l'est de Niamey, ont été utilisées pour la présente étude.

Les postes sont visités à une fréquence variant de une visite par semaine pour les postes de la cible, à une visite par mois pour les postes les plus éloignés de Niamey, ou qui sont d'accès difficile.

Afin de vérifier le fonctionnement des pluviographes et des enregistreurs, une comparaison cumul augets-cumul seau est effectuée systématiquement à chaque visite. Si l'écart est trop important (supérieur à 20 %), un nouveau tarage des augets est fait.

Une première critique globale des enregistrements a été établie à partir des cumuls sur toute la

saison des pluies, en calculant les écarts relatifs (cumul augets-cumul seu)/cumul augets (figure I.12).

Les écarts relatifs sont presque toujours en faveur des augets, ce qui indique un problème soit de pertes entre le pluviographe et la bonbonne enterrée, soit d'évaporation dans la bonbonne, soit encore de réglage des augets.

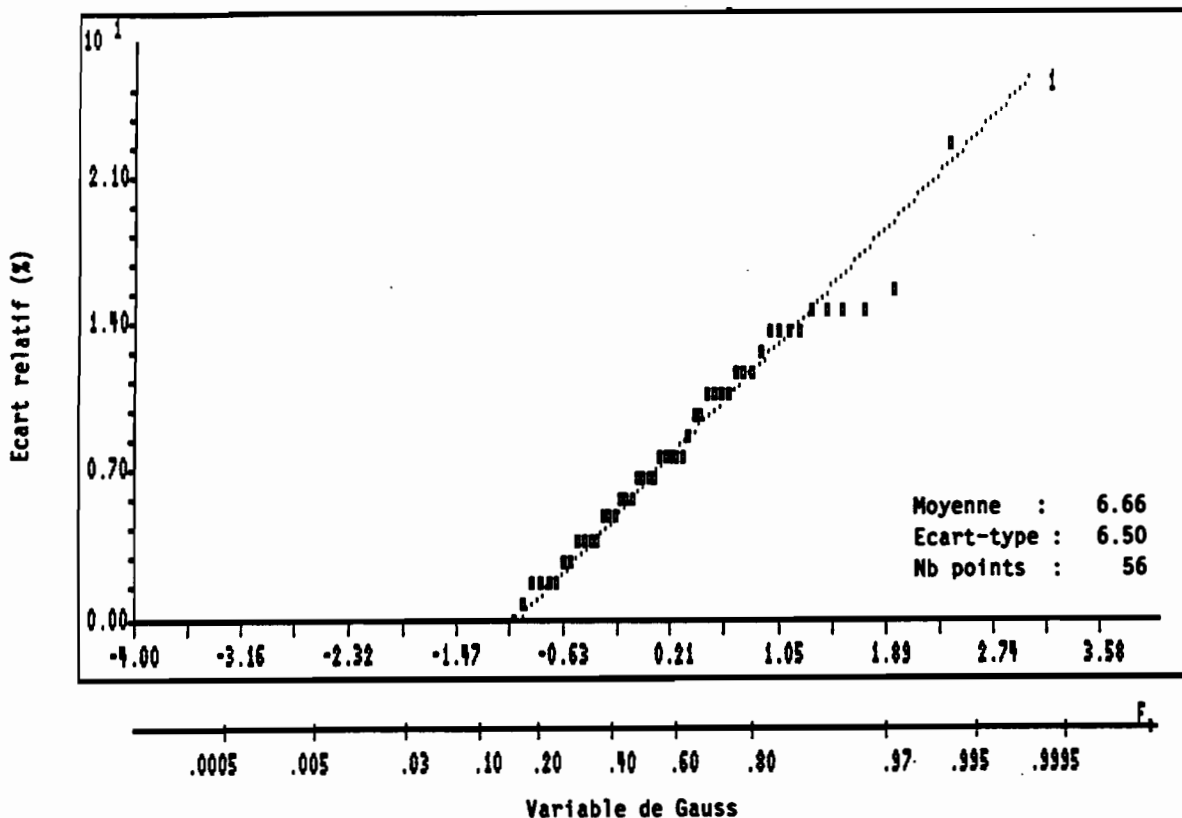


Figure I.12 : Ecarts relatifs (cumul augets-cumul seu)/cumul augets du total saisonnier tous postes confondus. Saison 1990.

La courbe des écarts relatifs en fonction de la durée de cumul pour les données de 1989 (figure I.13) montre que cet écart est de 8 % en moyenne, et qu'il ne semble pas dépendre de la durée de cumul. Les courbes des écarts en fonction du mois dans la saison expriment la même tendance, et ne montrent pas de nette différence suivant le mois que l'on considère (exemples des mois d'août et de septembre-octobre figures I.14 et I.15), bien que la demande évaporatoire ne soit pas constante.



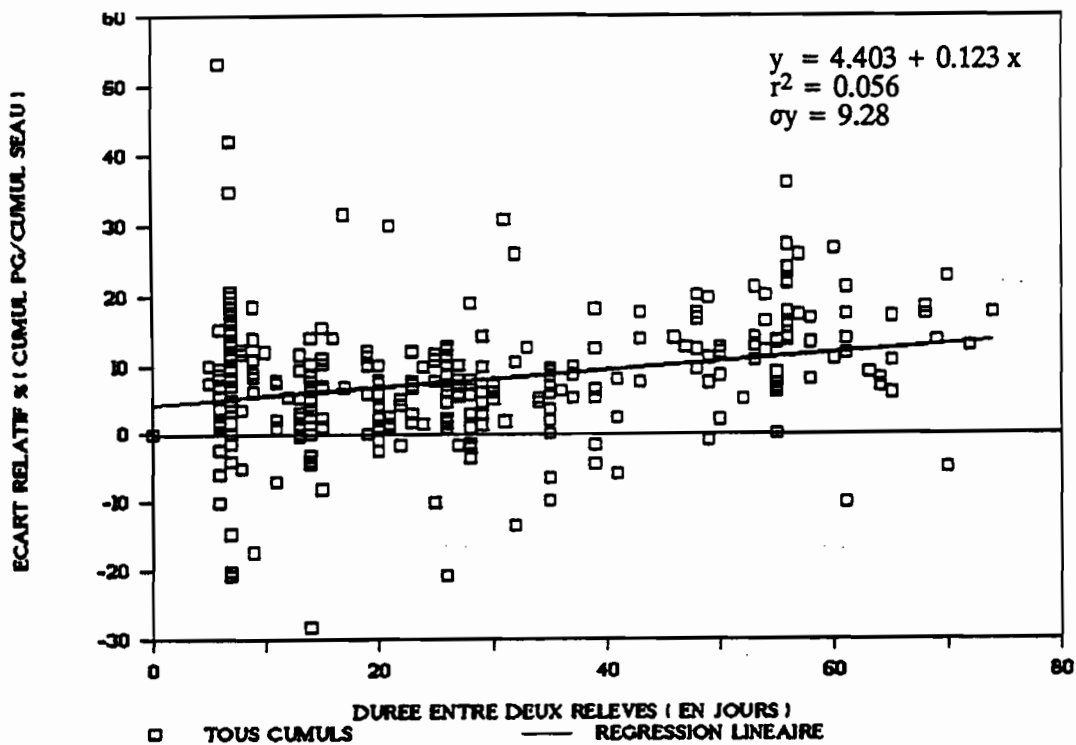


Figure I.13 : Variations des écarts relatifs seuu/augets en fonction de la durée entre deux relevés. Tous postes confondus. Saison 1989.

D'autre part, des mesures d'évaporation sur des bonbonnes faites à Niamey (Lebel *et al*, 1991) indiquent dans le cas le plus défavorable une évaporation de 5 % en 4 mois, et de 1 % dans les conditions de l'expérience (tableau I.2).

Echantillon n°	1	2	3	4
Position	sol nu	toit	toit	enterrée
Evaporation (mm)	1.5	0.6	0.5	0.3
Moyenne 10 jours	0.13	0.05	0.05	0.03

Tableau I.2 : Evaporation mesurée dans des bonbonnes à Niamey entre le 16 janvier et le 13 mai 1991. Quantité initiale : 30 mm ; pas de film d'huile ; l'échantillon n°4 correspond aux conditions sur le terrain (d'après Lebel *et al*, 1991).

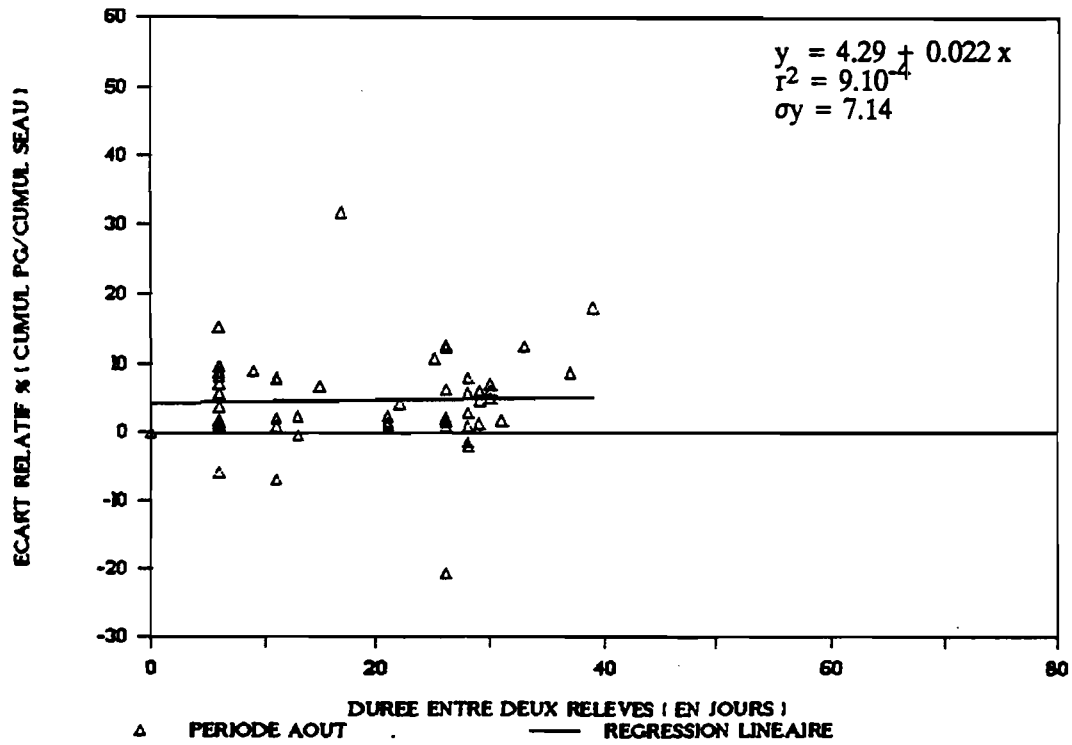


Figure I.14 : Variations des écarts relatifs seuu/augets en fonction de la durée entre deux relevés. Tous postes confondus. Mois d'août 1989.

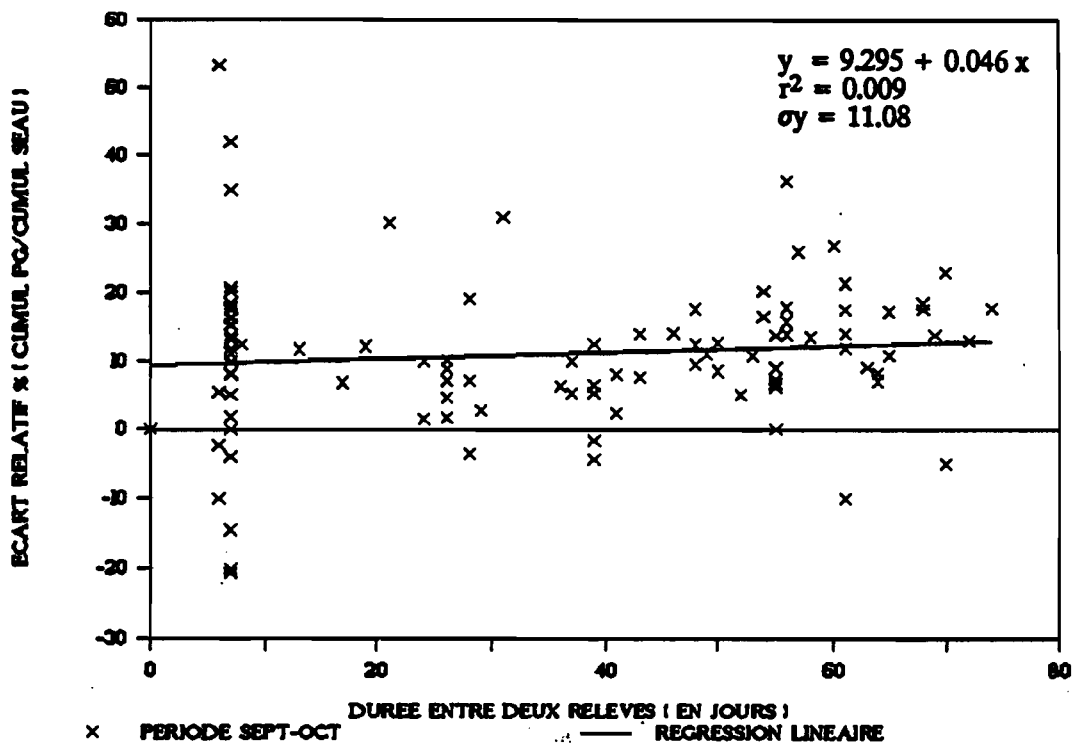


Figure I.15 : Variations des écarts relatifs seuu/augets en fonction de la durée entre deux relevés. Tous postes confondus. Mois de septembre et octobre 1989.

Les pertes d'eau dues à la détérioration du tuyau ont par ailleurs été minimisées par la protection du tuyau par une gaine.

L'écart constaté, à moins que la valeur seuil ne soit pas fiable (bouchon ôté, bonbonne renversée...), provient donc d'un mauvais fonctionnement des augets. Selon Lebel *et al* (op. cité), il est dû soit à un détarage du fait de poussières, soit d'un basculement trop précoce induit par l'énergie cinétique transmise au mécanisme par fortes pluies, soit d'une perte d'eau en cas de basculements rapprochés. Des études doivent être menées pour déterminer la cause exacte du mauvais fonctionnement des augets. Il est toutefois notoire que l'on ne peut tarer un pluviographe pour toute la gamme d'intensités observées.

Dans les fichiers, nous avons éliminé toutes les périodes pour lesquelles l'écart relatif dépassait 20 % (périodes d'un mois environ).

Une seconde critique plus fine a été faite à partir des cartes de cumuls par événement pluvieux, où nous avons repéré tous les postes ayant un comportement douteux par rapport aux autres. Un poste n'enregistrant aucune pluie plusieurs fois de suite alors que les postes voisins sont touchés est éliminé, après vérification sur les fiches de terrain qu'il a pu y avoir un problème. Cette critique nous a conduit à garder 70 postes en 1989, et 75 en 1990, ayant fonctionné en continu ou par périodes.

### **3. CONCLUSION**

La zone de notre étude est située dans la région sahélienne, qui présente une assez grande uniformité des types de paysage et des types de temps.

Malgré cela, en un point donné, la variabilité inter et intra-annuelle des précipitations est très importante. Elle est principalement due à la pénétration du flux de mousson, qui n'est continue ni dans le temps (sa position en latitude fluctue au cours de la saison des pluies), ni dans l'espace (sa trace au sol n'est pas linéaire). On observe en outre depuis la fin des années 1960 une tendance à une baisse générale de la pluviométrie annuelle.

Les résultats que nous présentons sont vraisemblablement représentatifs d'une plus grande zone que le degré carré de Niamey. En effet, la région sahélienne est soumise à un type de temps unique (zone C du schéma de Hamilton et Archbold), et les phénomènes météorologiques qui s'y déroulent ont donc tous la même origine. Par conséquent, la répartition spatiale des pluies ne dépend probablement pas de l'endroit d'observation. Par contre, les réseaux d'observation classiques (réseaux météorologiques et agro-climatiques nationaux) sont trop dispersés pour appréhender toute la variabilité des champs de pluie. Le réseau dont nous disposons, de densité bien plus importante, permettra de décrire cette variabilité à petite échelle d'espace, et de définir les distances au-delà desquelles les cumuls pluviométriques ne sont plus corrélés, pour ce qui concerne les cumuls annuels et les hauteurs d'un événement pluvieux.

**PARTIE II**

**METHODE D'ETUDE DES CARACTERISTIQUES SPATIALES  
DES DONNEES PLUVIOMETRIQUES**



## **INTRODUCTION**

Parmi les approches possibles pour étudier les champs de pluie, deux sont familières aux hydrologues : l'approche statistique classique (calcul de paramètres statistiques élémentaires tels que moyenne, écart-type, coefficient de variation... de l'échantillon), et l'approche permettant de décrire la structure spatiale et d'interpoler les mesures ponctuelles.

La première approche (statistique descriptive) permet de connaître les paramètres centraux de la série de valeurs et la dispersion autour de ces paramètres. Elle est simple à mettre en oeuvre, mais comparer des paramètres statistiques, telle qu'une moyenne, par cette approche suppose que les observations ne sont pas corrélées entre elles, ce qui est rarement le cas des données spatialisées. La seconde approche tient compte de la dépendance entre les mesures, et, pour certaines d'entre elles, des caractéristiques statistiques du champ de pluie. Elle peut déboucher sur l'interpolation entre les mesures.

La méthode du krigeage, que nous avons choisie pour caractériser la répartition et la variabilité des champs de pluie sahéliens, appartient à cette dernière catégorie. Elle permet de répondre à nos objectifs d'interpolation et de quantification de l'erreur d'estimation des moyennes surfaciques.

Après en avoir souligné les avantages et cerné quelques limites, nous exposerons brièvement la méthode.

Le second volet traite de la précision des moyennes surfaciques. Une synthèse bibliographique analyse les principaux facteurs dont elle dépend, et les différentes méthodologies d'étude. Ensuite la définition que nous avons adoptée est présentée et détaillée. Les conséquences des approximations numériques faites dans le programme de calcul des variances d'estimation par krigeage que nous utilisons sont exposées dans le volet 3. La méthodologie d'étude, appliquée en partie IV, y est également présentée.

## 1. INTERPOLATION SPATIALE DES DONNEES PLUVIOMETRIQUES

### 1.1. Choix de la technique d'interpolation

De nombreuses techniques d'interpolation s'offrent à l'hydrologue. Creutin et Obléd (1982) en ont étudiées quelques-unes afin de comparer leurs performances en terme d'interpolation de valeurs ponctuelles. Parmi celles-ci, ils ont distingué les méthodes statistiques (le champ de pluie est considéré comme la réalisation d'un processus aléatoire à deux dimensions, l'estimateur est optimal en ce sens qu'il minimise la variance d'estimation), et les méthodes déterministes (la formulation mathématique de la fonction d'interpolation et les critères d'optimalité sont choisis arbitrairement). Leurs conclusions, confirmées par celles de Tabios III et Salas (1985), et étendues au calcul des valeurs moyennes sur une surface par Lebel *et al* (1987), montrent que les méthodes statistiques, qui tiennent compte de la structure spatiale des champs de pluie, donnent de meilleurs résultats que les méthodes déterministes. En outre, elles permettent de calculer la variance de l'erreur d'estimation.

L'interpolateur linéaire optimal de krigeage permet en outre de procéder à l'interpolation à partir de la connaissance d'une seule réalisation du processus aléatoire.

Toutefois, son application nécessite la vérification d'hypothèses strictes (décrites en section 1.2), et lorsque l'on s'intéresse aux petits pas de temps (inférieurs à l'heure), on atteint les limites de ce genre de méthodes.

Ainsi, Bergaoui (1987), travaillant sur les données de 9 pluviographes d'un bassin urbain de 200 ha situé en région parisienne, observe qu'en deçà d'un pas d'intégration de 30 mn, les corrélogrammes calculés montrent une forte dispersion des points expérimentaux, et une décroissance très rapide (à une distance comprise entre 1 et 1.5 km), rendant la modélisation difficile.

Barancourt *et al* (1992), constatant que la diminution du pas d'intégration entraîne l'apparition de valeurs nulles, et la non-vérification des hypothèses de stationnarité nécessaires au krigeage, proposent de distinguer dans l'analyse de structure :

- le problème lié à la régionalisation des surfaces de pluie (intermittence) ;
- le problème lié à la variabilité en soi des précipitations.



Barancourt (1990), à partir de l'analyse des données de 97 pluviographes d'un réseau situé dans les Cévennes, procède à la modélisation des champs de pluie horaires en tenant compte de ces deux aspects, et montre sa supériorité par rapport à une approche linéaire classique.

Dans notre cas, le plus petit pas de temps étudié est la durée d'un événement pluvieux, c'est à dire supérieur à l'heure. Les problèmes d'apparition de valeurs nulles se poseront donc avec moins d'acuité.

Par ailleurs, les champs de précipitation concernés sont issus dans leur grande majorité de systèmes convectifs mobiles organisés, de grande extension latitudinale (plusieurs centaines de km ; voir la partie I, section 1.2). La zone d'EPSAT-Niger est de dimensions bien inférieures à celles de ces systèmes, aussi elle sera fréquemment entièrement atteinte par la pluie.

Ceci, ajouté au fait que la répartition des postes du réseau nous permet de bien connaître la fonction de structure des phénomènes entre 1 et 100 km, distances compatibles aux pas de temps considérés, rend a priori possible l'utilisation d'une méthode telle que le krigeage.

## 1.2. Rappels théoriques sur le krigeage

### 1.2.1. Notations

On considère la pluie tombant sur une surface en une période donnée comme étant un processus aléatoire, représenté par une fonction aléatoire (F.A.) prenant ses valeurs dans un espace à deux dimensions.

On notera :

$t = (x, y)$  : un point de cet espace,

$t_i$  : un point de mesure de la pluie,  $i = 1, n$  et  $n$  étant le nombre de points de mesure,...

$Z$  : la fonction aléatoire (F.A.),

$Z_i = Z(t_i)$  : la variable aléatoire (V.A.) au point  $t_i$

$z_{ik}$  : une réalisation de la V.A.  $Z_i$

$k$  : la variable indexant les mesures successives de la pluie (ou événements).

$z_k(t)$  est donc une réalisation de la F.A.  $Z$ , et  $z_k(t_i)$  ou  $z_{ik}$  la valeur mesurée au point  $t_i$ .

### 1.2.2. Hypothèses du krigeage

Les méthodes statistiques sont basées sur la connaissance de la structure spatiale du phénomène, représentée par la fonction de structure.

Dans le cas du krigeage, l'inférence de cette fonction de structure (ou variogramme) se fait à partir d'une seule réalisation du phénomène sous des hypothèses strictes : les hypothèses de stationnarité dans l'espace et d'ergodicité.

Une fonction aléatoire est dite *stationnaire à l'ordre 2* si les deux premiers moments de sa loi de probabilité sont invariants par translation :

- son espérance mathématique :

$$E[Z(t)] = m, \quad \forall t$$

- sa covariance :

$$E [(Z(t)-m), (Z(t+h)-m)] = C(h), \quad \forall t,$$

$C(h)$  étant la fonction de covariance.

La fonction de covariance est connue si la F.A. a une variance finie  $\sigma^2 = C(0)$ . Dans le cas des champs de pluie, l'identification de cette variance pose parfois des problèmes, et il n'est pas toujours possible de connaître  $C(h)$ .

Pour s'affranchir de l'estimation de la moyenne du champ, on a recours à l'*hypothèse intrinsèque*, qui est l'hypothèse de stationnarité d'ordre 2 appliquée aux accroissements :

$$E[Z(t+h)-Z(t)] = 0 \quad \forall t$$

$$\text{var} [Z(t+h)-Z(t)] = 2 \gamma(h) \quad \forall t,$$

$\gamma(h)$  étant le demi-variogramme, appelé plus fréquemment le variogramme.

Dans le cas où l'hypothèse intrinsèque n'est pas vérifiée (la moyenne n'est pas constante dans l'espace), l'interpolation optimale reste possible : c'est le krigeage universel.

L'hypothèse d'ergodicité suppose que les moyennes d'ensemble (moyenne de l'échantillon lorsque sa taille tend vers l'infini), qui ne sont pas connues puisqu'on ne dispose pas d'un nombre infini de réalisations, sont équivalentes aux moyennes spatiales.

### 1.2.3. Equations du krigeage

#### a) Krigeage simple

On notera  $z_0^*$  la valeur interpolée (valeur ponctuelle ou moyenne).

Nous ne donnerons pas les détails des calculs qui mènent au système de krigeage et à sa résolution. Ces développements peuvent être trouvés dans une littérature relativement abondante : par exemple Matheron (1965), Delhomme (1976), Journel et Huijbregts (1978).

Nous rappellerons simplement que l'interpolateur de krigeage est un interpolateur *linéaire, sans biais, optimal* en ce sens qu'il minimise la variance d'estimation.

On cherche donc les poids  $\lambda_i$  permettant de calculer  $z_0^*$  par combinaison linéaire des valeurs observées  $z_i$  :

$$z_0^* = \sum_{i=1,n} \lambda_i \cdot z_i,$$

sous les contraintes de non-biais et d'optimalité.

Ceci conduit à résoudre le système de krigeage simple suivant :

$$\begin{bmatrix} \Gamma & E \\ E_t & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Lambda \\ \mu \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_0 \\ E_0 \end{bmatrix} \quad (\text{II.1})$$

Dans ce système,

- $E$  : est un vecteur de  $n$  lignes identiquement égales à 1 dans le cas du krigeage simple,
- $E_0$  : égal à 1,
- $\Lambda = (\lambda_i)$  : est le vecteur colonne des poids affectés à chaque point de mesures,
- $\mu$  : le coefficient de Lagrange (garantit le non-biais),

- $\Gamma = (\gamma_{ij}), i, j = 1, n$  : matrice des valeurs du variogramme calculées pour chaque couple de points de mesure  $(t_i, t_j)$ ,
- $\Gamma_0 = (\gamma_{0j}), j = 1, n$  : vecteur des valeurs du variogramme calculées entre le point à interpoler  $t_0$  et le point de mesure  $t_j$  (estimation ponctuelle), ou entre la surface d'estimation et le point de mesure  $t_j$  (estimation de moyenne surfacique).

L'expression de  $\gamma_{0j}$  est la suivante :

- estimation ponctuelle :

$$\begin{aligned}\gamma_{0j} &= \gamma(t_0, t_j) \\ \gamma_{00} &= \gamma(t_0, t_0) = 0\end{aligned}\quad (\text{II.2})$$

- estimation sur un domaine S :

$$\begin{aligned}\gamma_{0j} &= \frac{1}{S} \int_S \gamma(t, t_j) dt & t \in S \\ \gamma_{00} &= \frac{1}{S^2} \int_S \int_S \gamma(t, t') dt dt' & t, t' \in S \times S.\end{aligned}\quad (\text{II.3})$$

Ainsi, seule la formulation de  $\gamma_{0j}$  et  $\gamma_{00}$  change selon que l'on procède à une interpolation ponctuelle, ou à un calcul de valeurs moyennes. L'expression du système de krigeage reste la même, et sa résolution conduit au calcul d'une valeur ponctuelle, ou d'une moyenne surfacique.

La variance d'estimation représente l'espérance du carré de l'écart entre la vraie valeur de la moyenne et son estimation. Pour une réalisation  $k$  donnée de la F.A., on la notera :

$$\sigma_E^2(z_{0k} - z_{0k}^*).$$

Dans le cas du krigeage, on cherche à la minimiser et son expression sous l'hypothèse intrinsèque est la suivante :

$$\sigma_E^2 = -\sum_{i=0, n} \sum_{j=0, n} \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij} \quad (\text{II.4.1})$$

$$= 2 \cdot \sum_{i=1, n} \lambda_i \gamma_{0i} - \sum_{i=1, n} \sum_{j=1, n} \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij} - \gamma_{00}, \quad \text{avec } \lambda_0 = -1 \quad (\text{II.4.2})$$

*b) Krigeage universel*

Le krigeage universel est utilisé lorsque la moyenne n'est pas constante dans l'espace, mais dépend de la position du point  $t$ , où l'on fait la mesure. On suppose dans ce cas que l'observation en ce point est l'addition d'une composante déterministe, fonction polynômiale des coordonnées de  $t$  (la dérive), et d'un résidu, qui seul caractérise la variabilité du champ :

$$m(t) = \sum_{k=1, l} a_k f_k(t)$$

$$Z(t) = m(t) + \epsilon(t)$$

$f_k$  : fonctions de base (généralement monômes),

$m(t)$  : moyenne au point  $t$ ,

$\epsilon(t)$  : résidu au point  $t$ .

Lorsque la dérive est linéaire, le polynôme est de degré 1, et peut s'écrire :

$$m(t) = a_1 + a_2 \cdot x + a_3 \cdot y,$$

les coefficients  $a_i$  étant inconnus.

Le variogramme est toujours représenté par l'expression :

$$\text{var}[Z(t+h)-Z(t)] = 2 \gamma(h),$$

mais son inférence peut difficilement se faire à partir du variogramme expérimental, car dans ce cas, l'allure de ce dernier dépend en partie de la dérive. On peut alors avoir recours pour le déterminer au variogramme des résidus. Ce point sera abordé dans la partie III.

Si l'on a déterminé le variogramme et les fonctions de base, on peut reformuler le système de krigeage (II.1), en posant :

$$E = \begin{bmatrix} 1 & f_2(t_1) & \dots & f_j(t_1) \\ \vdots & & & \vdots \\ 1 & f_2(t_n) & \dots & f_j(t_n) \end{bmatrix}$$

$$E_0 = \begin{bmatrix} 1 \\ f_2(t_0) \\ \vdots \\ f_1(t_0) \end{bmatrix}$$

$$\mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_l \end{bmatrix}$$

coefficients de Lagrange garantissant le non-biais.

La résolution de ce système ne pose pas de problème particulier.

#### 1.2.4. Variogramme

L'interpolation par krigeage requiert d'analyser la structure spatiale du phénomène : la première étape consiste à calculer le variogramme expérimental à partir des observations aux points  $t_i$ , la seconde à ajuster sur ces points expérimentaux un modèle théorique.

L'expression du variogramme expérimental (ou variogramme brut) est la suivante :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1, N(h)} [Z(t_i + h) - Z(t_i)]^2, \quad (\text{II.5})$$

- $h$  : étant une classe d'accroissement,
- $N(h)$  : le nombre de points dans cette classe.

Ce calcul est entaché d'une forte variance d'échantillonnage lorsque l'inférence est faite à partir d'une seule réalisation de la variable aléatoire. De plus, le variogramme brut obtenu dépend du découpage en classes retenu. Il est donc souhaitable d'en essayer plusieurs.

La dispersion des valeurs servant à calculer  $\gamma(h)$  peut être caractérisée par la variance interne à chaque classe, soit :

$$S^2(\gamma(h)) = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1, N(h)} \left\{ \frac{[Z(t_i + h) - Z(t_i)]^2}{2} - \gamma(h) \right\}^2, \quad (\text{II.6})$$

Le variogramme expérimental peut être représenté par un modèle théorique, à partir duquel sont calculées les valeurs de  $\Gamma$  et de  $\Gamma_0$ , qui permettent de résoudre le système II.1. L'ajustement du modèle peut se faire selon plusieurs méthodes :

- méthode heuristique ou d'ajustement visuel ;
- méthode d'ajustement automatique, telle que les moindres carrés ;
- méthode d'optimisation numérique, indépendante de l'allure de la courbe expérimentale, telle que la méthode MSIE (Mean Squared Interpolation Error) décrite dans Lebel et Bastin (1985).

Dans cet article, les auteurs soulignent la difficulté dans certains cas d'ajuster visuellement un modèle sur les données, en particulier lorsque le champ présente une dérive (moyenne non constante dans l'espace, mais dépendant de la position du point dans le champ).

Toutefois, l'utilisation de ce dernier type de méthodes ne dispense pas de tracer et d'étudier le variogramme brut. En effet, son allure permet de mettre en évidence deux caractéristiques principales:

- la présence ou non d'une pépite à l'origine (discontinuité au voisinage de 0), qui peut être due soit à une non continuité du phénomène dans l'espace, soit à l'espacement des points de mesure trop lâche pour connaître la variabilité aux petites distances, ou encore à des erreurs de mesure ;
- la présence ou non d'un palier, qui indique dans le premier cas que la variance théorique du champ est finie, dans le second cas qu'elle est infinie. En fait, l'absence de palier peut également indiquer la présence d'une dérive, que l'on cherchera à éliminer, ou simplement que l'espace instrumenté n'est pas assez grand pour appréhender le processus dans son ensemble. La figure II.1 montre deux variogrammes de comportement à l'infini différents.

Le plus fréquemment, on utilisera dans le premier cas un variogramme puissance pour représenter le variogramme expérimental, dans le second cas, un variogramme sphérique, exponentiel, ou gaussien (si le comportement à l'origine du variogramme expérimental est parabolique).

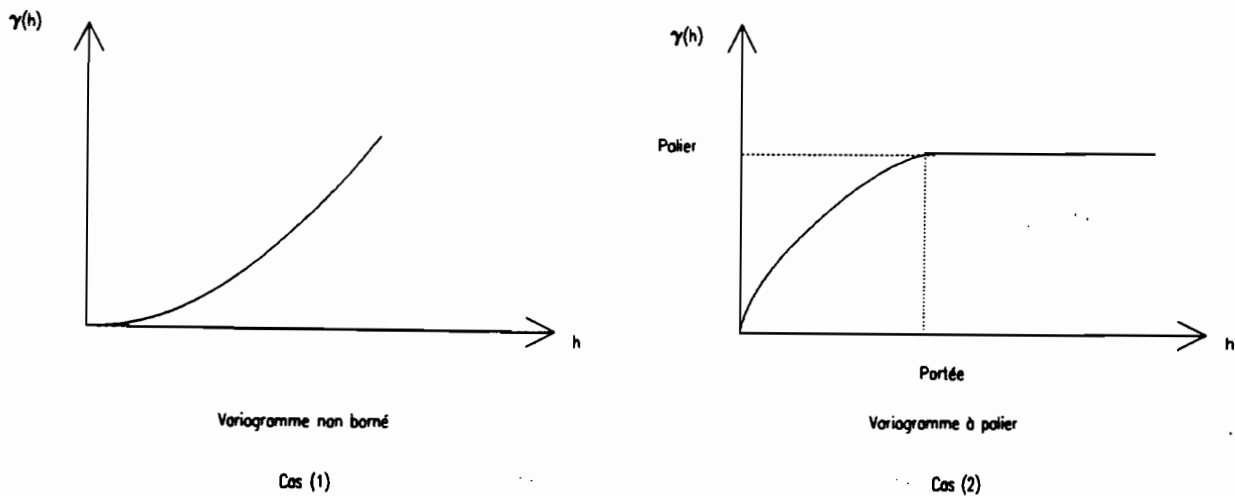


Figure II.1 : Comportement du variogramme à l'infini.

Tous ces modèles de variogrammes, lorsqu'il n'y a pas d'effet de pépite, peuvent se mettre sous la forme :

$$\gamma(h, \alpha, \beta) = \alpha \cdot \gamma(h, \beta) \quad (\text{II.7})$$

où  $\alpha$  est le paramètre d'échelle et  $\beta$  le paramètre de forme de la fonction. Cette propriété sera utilisée par la suite.

L'analyse de la fonction de structure se termine par la recherche d'une ou de plusieurs directions d'anisotropie : le variogramme est calculé pour les classes de vecteurs dont la direction est comprise entre deux azimuts.

### 1.3. Krigeage climatologique

Fréquemment, dans le cas des champs de pluie, les observations que l'on possède ne sont pas uniques, mais se répètent dans le temps. Utiliser la répétitivité du phénomène amène à compléter et renforcer l'information spatiale. Le krigeage climatologique, qui tient compte simultanément de toutes les réalisations, permet d'inférer d'une manière plus robuste la fonction de structure spatiale.



### 1.3.1. Hypothèses

L'hypothèse de base suppose que tous les événements sont issus d'un même processus aléatoire, à condition de normer les observations par l'écart-type spatial de l'événement correspondant. Ils sont représentés par un variogramme unique, le variogramme climatologique,  $\gamma_U(h, \alpha_U, \beta)$ , qui est déterminé en faisant la moyenne des accroissements réduits (Bastin *et al*, 1984, Lebel et Bastin, 1985). Ce variogramme est, en théorie, unitaire dans le cas borné, et ses paramètres sont indépendants des réalisations  $k$ . Un simple facteur d'échelle permet de passer du variogramme climatologique  $\gamma_U(h, \alpha_U, \beta)$  au variogramme par événement  $\gamma_k(h, \alpha_k, \beta)$  :

$$\gamma_k(h, \alpha_k, \beta) = \frac{\alpha_k}{\alpha_U} \gamma_U(h, \beta). \quad (\text{II.8})$$

où  $\alpha_U$ ,  $\beta$  sont les paramètres d'échelle et de forme du variogramme climatologique, et  $\alpha_k$  le paramètre d'échelle du variogramme par événement. Il représente son palier.

Nous reviendrons par la suite sur l'estimation de  $\alpha_k/\alpha_U$ .

### 1.3.2. Variogramme expérimental

Le variogramme climatologique expérimental est calculé à partir des observations de tous les événements  $k$  en chaque point de mesure  $t_i$ . Son expression est la suivante :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2.K.N(h)} \sum_{k=1, K} \sum_{i=1, N(h)} \left[ \frac{Z_k(t_i + h) - Z_k(t_i)}{s_k} \right]^2 \quad (\text{II.9})$$

- $K$  : nombre de réalisations (ou d'événements)
- $n$  : nombre de points de mesure
- $h$  : classe d'accroissement
- $N(h)$  : nombre total de points dans la classe (nombre de couples de stations multiplié par le nombre de réalisations)
- $s_k$  : estimateur de l'écart-type spatial du champ  $k$   $\sigma_k$ .

L'ajustement d'un modèle théorique se fait de la même façon que dans le cas d'un variogramme calculé à partir d'une réalisation unique.

Pour chaque classe définie, on peut calculer la variance expérimentale de la valeur prise par le variogramme :

$$S^2(\gamma(h)) = \frac{1}{2.K.N(h)} \left\{ \sum_{k=1, K} \sum_{i=1, N(h)} \left\{ \left[ \frac{Z_k(t_i+h) - Z_k(t_i)}{s_k} \right]^2 - \gamma(h) \right\}^2 \right\}. \quad (\text{II.10})$$

Si tous les événements sont issus du même processus aléatoire (hypothèse de départ), cette variance décroît notablement lorsque que l'on augmente le nombre d'événements pour estimer le variogramme. Il conviendra de vérifier cette propriété.

### 1.3.3. Interpolation et calcul de la variance d'estimation

On peut, à partir du variogramme climatologique  $\gamma_U$ , calculer les valeurs interpolées et les variances d'estimation associées pour un événement  $k$  particulier. En effet, l'expression du variogramme par événement est connue à un coefficient multiplicateur près ( $\alpha_k/\alpha_U$ ). Les poids de krigeage étant inchangés lorsque le variogramme est multiplié par une constante, l'interpolation des valeurs ponctuelles ou le calcul de valeurs moyennes se fera à partir du seul variogramme climatologique.

Par contre, la variance d'estimation de la valeur interpolée se calcule comme suit :

$$\begin{aligned} \sigma_{Ek}^2(t_0) &= \text{var}[z^*_k - z_k] \\ &= \frac{\alpha_k}{\alpha_U} \text{var}_U[z^* - z] \end{aligned} \quad (\text{II.11})$$

où  $\text{var}_U[z^* - z] = \sigma_U^2$  est inférieure ou égale à 1, et est estimée à l'aide du variogramme unitaire  $\gamma_U(h, \beta)$ .

Le rapport  $\alpha_k/\alpha_U$  peut être approximé par l'estimateur  $s_k^2$  de la variance réelle du champ de pluie  $\sigma_k^2$ . En effet le palier  $\alpha_k$ , lorsqu'il existe, représente la variance du champ de pluie, calculée à partir de mesures non corrélées. Si  $s_k^2$  est un estimateur sans biais de la variance du champ de mesures  $\sigma_k^2$ , la valeur du palier du variogramme climatologique  $\alpha_U$  est égale à 1, et  $\alpha_k/\alpha_U = \sigma_k^2$ . Par contre, si  $\sigma_k^2$  est sous-estimée du fait de la corrélation entre les observations,  $\alpha_U$  sera supérieur à 1, et  $\alpha_k/\alpha_U < \alpha_k$ . Dans ce cas, on peut également assimiler  $\alpha_k/\alpha_U$  à  $s_k^2$ .

## 2. EVALUATION DE LA PRECISION DES MOYENNES SURFACIQUES

### 2.1. Analyse bibliographique

De nombreux auteurs se sont penchés sur l'estimation des lames d'eau et de leur précision à partir de mesures ponctuelles, que ce soit dans le but d'optimiser un réseau de mesures, de comparer différentes techniques d'estimation, ou d'évaluer la fiabilité d'une lame d'eau estimée, considérée comme une "vérité sol" (par exemple pour étalonner un radar). Ils se sont également intéressés aux différents facteurs faisant varier cette précision.

Après une description rapide des conditions dans lesquelles ces études ont été effectuées, et une définition du sens que les différents auteurs donnent au terme "précision", nous présenterons une synthèse des résultats qu'ils ont obtenus.

#### 2.1.1. Conditions d'étude - Définition de la "précision"

Nous regroupons dans les conditions d'étude à la fois les données utilisées et la méthode de calcul des lames d'eau adoptée.

Dans la plupart des cas, les données utilisées proviennent de données réelles de pluie, généralement issues d'un réseau dense. On peut citer comme exemple :

- Huff (1970), qui utilise les données de deux réseaux denses de l'Illinois (densité exprimée en surface couverte par un poste ou aire d'influence d'un poste : 21 et 29 km<sup>2</sup>) pour calculer des lames d'eau journalières, mensuelles et saisonnières par simple moyenne arithmétique ;
- Lafosse (1980), qui s'appuie sur les données du bassin versant de l'Orgeval (Est de Paris ; aire d'influence d'un poste : 5.25 km<sup>2</sup>) pour calculer les lames d'eau pour des cumuls de 1, 2, 4, 6, 8, et 10 jours consécutifs, par une méthode dérivée de la méthode des isohyètes ;
- Lebel (1984), puis Lebel *et al* (1987) qui tire ses résultats concernant les pluies horaires de l'analyse par la méthode du krigeage des données d'un réseau des Cévennes : 34 pluviographes répartis à l'intérieur et autour de deux sous-bassins de 545 et 617 km<sup>2</sup>, soit une aire d'influence moyenne de 16 km<sup>2</sup> environ ;
- Delrieu (1986) qui calcule des lames d'eau au pas de temps journalier en utilisant le krigeage à des fins de validation de protocoles d'estimation des pluies par radar. Les données proviennent

d'un réseau situé en région parisienne, s'étendant sur une surface de 20 000 km<sup>2</sup>, et contenant environ un poste pour 200 km<sup>2</sup> ;

- Messaoud (1989) qui se sert des données d'un bassin-versant situé près de Clermont-Ferrand (aire d'influence d'un poste : entre 3.6 et 1.8 km<sup>2</sup> selon l'année considérée) pour estimer les lames d'eau pour des temps de cumul courts. Il utilise pour cela une méthode analogue à la méthode du krigeage ;

- Sighomnou *et al* (1990) qui utilise les données de 4 petits bassins versants du Cameroun pour calculer les lames d'eau journalières par la méthode des polygones de Thiessen. Ces bassins ont des tailles et des densités très diverses (de 3 000 m<sup>2</sup> à 96 km<sup>2</sup>, aire d'influence d'un poste : de 750 m<sup>2</sup> à 4 km<sup>2</sup>), et sont en outre situés dans deux régions climatiques différentes.

Une seconde catégorie d'études se base sur l'utilisation de lames d'eau calculées après estimation du champ de pluie par radar :

- Damant *et al* (1983) applique cette procédure à un bassin versant de 4 800 km<sup>2</sup>, et à ses sous-bassins. Il estime la pluie aux emplacements réels des postes du réseau, puis calcule les lames d'eau au pas de temps de l'événement pluvieux, en utilisant la méthode des polygones de Thiessen. La lame d'eau de référence est dans ce cas la lame estimée par radar. La zone d'étude se trouve au Canada ;

- Seed et Austin (1990) emploient sensiblement la même procédure pour calculer les lames d'eau journalières et mensuelles sur de grandes surfaces (45 000 à 180 000 km<sup>2</sup>), à partir des estimations de pluie aux emplacements de réseaux simulés de différentes densités. Les données radar utilisées proviennent de Floride et d'Afrique du Sud.

Une troisième démarche consiste à utiliser des données simulées, ou bien à considérer l'étude sous un aspect uniquement théorique, pour une méthode d'interpolation donnée :

- un exemple de la première approche est donné par Silverman *et al* (1981) et Paturel (1986) qui simulent un champ de pluie de caractéristiques parfaitement connues, ainsi qu'un réseau de mesures de densité et de configuration variables. La vraie valeur de la pluie moyenne est ainsi connue, et les facteurs de variations de sa précision sont totalement maîtrisés ;

- Muñoz-Pardo (1987) adopte une approche totalement théorique. Elle n'est pas appliquée à l'étude des pluies, mais à l'étude de variables hydrogéologiques. Toutefois, elle est intéressante car il part de la formulation analytique de la variance d'estimation associée aux moyennes calculées par krigeage pour en déduire les facteurs influants.

Pour chacune de ces études, l'erreur associée à l'estimation de la moyenne surfacique devait être quantifiée, afin de pouvoir étudier les facteurs dont elle dépend. Selon les auteurs, trois définitions peuvent être données à cette erreur ; deux d'entre elles nécessitent de définir une "pluie moyenne de référence", calculée avec le nombre maximum de postes :

- l'erreur absolue : écart entre la pluie moyenne de référence et la pluie moyenne calculée pour des caractéristiques particulières ;

- l'erreur relative : écart précédent, normé par la pluie moyenne de référence ;

elles ont l'inconvénient de se référer à une valeur de pluie moyenne elle-même entachée d'une erreur d'estimation. C'est pourquoi certains auteurs utilisent une autre définition :

- l'erreur d'estimation calculée par une formule analytique ne faisant pas intervenir la vraie valeur moyenne (par exemple : l'écart-type d'estimation dans le cas du krigeage ou une erreur déduite de simulations).

Quelle que soit la définition adoptée, le terme désigne une précision affectée à la lame d'eau. Par la suite, nous parlerons d'erreur d'estimation.

Malgré les différences exposées ci-dessus (origine des données, procédure, définition de la précision), on se propose dans le paragraphe suivant de synthétiser les résultats obtenus par les différents auteurs.

### 2.1.2. Synthèse des résultats obtenus

Les facteurs influant sur la précision de l'estimation d'une lame d'eau sont multiples ; généralement, les auteurs en ont une idée a priori et étudient les variations des courbes donnant la précision en fonction d'un facteur de variation, les autres facteurs étant fixés.

Huff (1970) a une démarche légèrement différente : il établit une régression multiple entre l'erreur d'estimation et les facteurs qu'il suppose être influants. Les valeurs et le signe des différents coefficients de la régression donnent l'importance relative des différents facteurs et leur sens de variation sur cette erreur. En outre, cela lui permet de définir une relation générale donnant l'erreur d'estimation.

Muñoz-Pardo a quant à lui une approche totalement théorique.

Quelle que soit la manière d'aborder l'étude, les conclusions des différents travaux se rejoignent. Nous en donnerons une synthèse globale, sans distinguer les différents sens donnés à la notion d'erreur d'estimation, définis précédemment.

Les facteurs de variation qui paraissent les plus pertinents ont été étudiés par la plupart des auteurs. On note ainsi que, les autres facteurs étant gardés constants, l'erreur d'estimation d'une lame d'eau dépend de :

- la densité du réseau :

l'erreur d'estimation évolue en sens inverse de la densité (Huff, 1970, Lafosse, 1980, Lebel, 1984, Delrieu, 1986, Paturel, 1986, Muñoz-Pardo, 1987, Seed et Austin, 1990, Sighomnou *et al*, 1990) ;

- la taille de la surface d'estimation :

son augmentation diminue l'erreur d'estimation (Huff, 1970, Lebel, 1984, Delrieu, 1986) ;

- la durée du pas de temps de cumul :

plus elle est importante, plus faible est l'erreur d'estimation (Huff, 1970, Lafosse, 1980, Messaoud, 1989, Sighomnou *et al*, 1990, Lebel *et al*, 1987) ;

- la hauteur précipitée :

son augmentation accroît l'erreur d'estimation (Huff, 1970, Damant *et al*, 1983) ;

- la configuration du réseau :

à densité égale, un réseau régulier donne une meilleure estimation de la lame d'eau qu'un réseau à géométrie aléatoire, en particulier lorsque la densité est faible (Muñoz-Pardo,

1987, Seed et Austin, 1990) ;

- le type d'événement météorologique :

à l'échelle de l'événement pluvieux, une lame d'eau estimée avec la même précision nécessite plus de postes dans le cas d'une pluie convective, que dans le cas d'une pluie stratiforme (Huff, 1970, Lafosse, 1980, Damant *et al*, 1983, Delrieu, 1986). Messaoud (1989), travaillant sur des pluies de la région de Clermont-Ferrand au pas de temps du quart d'heure et de la demi-heure, trouve des résultats contraires dans des conditions particulières.

Certains paramètres ont peu été étudiés. Il s'agit de ceux intervenant dans le calcul de l'écart-type d'estimation, lorsque l'on utilise une méthode géostatistique pour estimer les moyennes (voir la section 2.2). Les auteurs ont ainsi déterminé l'influence sur l'écart-type d'estimation  $\sigma_E$  de :

- la portée du variogramme :

son augmentation dans des limites raisonnables compte tenu de la fonction de structure du phénomène, et de la dimension de la surface d'échantillonnage, diminue  $\sigma_E$  (Lebel, 1984, Muñoz-Pardo, 1987) ;

- le pas de discrétisation :

lorsque  $\sigma_E$  est calculé à l'aide d'une intégration numérique, sa valeur est d'autant plus petite que le pas de discrétisation diminue (Messaoud, 1989), dans les limites que nous définissons en 3.1.

Un résultat particulièrement intéressant a été présenté par Huff (1970), concernant des lames d'eau mensuelles et saisonnières de l'Illinois, calculées à partir d'un réseau dense, puis par Seed et Austin (1990), concernant des pluies mensuelles de Floride et d'Afrique du Sud, calculées sur de grandes surfaces, à partir d'un réseau de densité inférieure à un poste tous les 15 km. Dans les conditions définies ci-dessus, l'erreur absolue sur la moyenne ne dépend que du nombre de postes dans la surface d'estimation.

## 2.2. Approche par krigeage

L'estimation d'une valeur moyenne par krigeage autorise le calcul direct de la variance d'estimation associée. Dans le cas du krigeage simple, son expression est donnée par II.4.2 :

$$\sigma_E^2 = 2 \cdot \sum_{i=1,n} \lambda_i \gamma_{0i} - \sum_{i=1,n} \sum_{j=1,n} \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij} - \gamma_{00}$$

D'après l'expression ci-dessus, elle dépend -entre autres- de la structure spatiale du champ de pluie (termes en  $\gamma$ ). Par conséquent, quand on procède au calcul à partir d'une seule réalisation du processus aléatoire, sa valeur est fonction de la variabilité de l'événement, représentée par le palier du variogramme, lorsqu'il existe. Cette variabilité est généralement fonction de la puissance du phénomène (hauteur de pluie précipitée). Les variances d'estimation calculées pour un événement  $k$  considéré seront donc indirectement fonction de la hauteur moyenne précipitée.

Dans le cas particulier du krigeage climatologique, le variogramme est déterminé à partir des observations réduites par l'écart-type spatial de l'événement, et la puissance du phénomène n'est pas prise en compte. On obtient alors des variances normées, bornées supérieurement par la valeur du palier du variogramme climatologique. Elles ne dépendent donc pas d'une réalisation particulière, et leurs valeurs sont uniquement liées aux caractéristiques du réseau (forme, densité), et de la surface d'estimation (forme, taille).

Pour connaître l'écart-type d'estimation pour un événement  $k$  considéré, il suffit de multiplier l'écart-type d'estimation unitaire  $\sigma_U$  (c'est à dire, divisé par la racine carrée du palier du variogramme  $\alpha_U$ ) par  $s_k$ . En effet, d'après II.11 :

$$\sigma_{Ek} = s_k \cdot \sigma_U \quad (\text{II.12}).$$

$\sigma_{Ek}$  peut être considéré comme l'erreur absolue sur la moyenne. Les écarts-types d'estimation unitaires sont exprimés en proportion de l'estimateur de l'écart-type du champ  $s_k$ . Leurs variations lorsque les paramètres du réseau ou de la surface changent donne une indication chiffrée de l'évolution de la précision sur la moyenne.

L'erreur représentée par  $\sigma_{Ek}$  est calculée par une formule analytique, qui ne fait pas intervenir



une moyenne de référence. Elle est déterminée à l'aide d'un variogramme climatologique, établi à partir des données de pluie d'un réseau réel.

En conclusion, dans le cas général, l'erreur sur la moyenne fournie par le krigeage est donc une valeur théorique, dont la validité est subordonnée aux hypothèses de krigeage d'une part, et à l'inférence du variogramme d'autre part.

Dans le cas particulier du krigeage climatologique, elle est soumise aux hypothèses supplémentaires effectuées pour établir le variogramme climatologique, puis pour calculer l'écart-type d'estimation pour un événement  $k$  particulier.

L'erreur que nous considérons est donc le fruit d'un modèle, qui, en tout état de cause, doit être confronté à une validation. Nous en exposons une méthode en section 3.2.

### 3. PROCEDURE ADOPTEE

#### 3.1. Calcul numérique de la variance d'estimation

##### 3.1.1. Approximations utilisées

D'après l'expression (II.4.2), la variance d'estimation d'une valeur interpolée se compose de trois termes. Nous appellerons premier terme le terme  $(\sum_i \lambda_i \gamma_{0i})$ , deuxième terme le terme  $(\sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij})$ , et troisième terme  $\gamma_{00}$ .

Dans le cas de l'estimation d'une valeur moyenne, le calcul de  $\gamma_{0i}$  et  $\gamma_{00}$  nécessite d'intégrer sur une surface la fonction  $\gamma$ , qui dépend de la distance  $h$  séparant deux points de l'espace  $t=(x,y)$  et  $t'=(x',y')$  :

$$h = \sqrt{(x-x')^2 + (y-y')^2}.$$

La résolution analytique de ces intégrales n'étant généralement pas aisée, nous avons mené le calcul en remplaçant les expressions analytiques par leurs expressions numériques :

$$\gamma_{0i} = \frac{1}{nm} \sum_{j=1, nm} \gamma(t_j, t_i)$$

$$\gamma_{00} = \frac{1}{nm^2} \sum_{j=1, nm} \sum_{k \neq j} \gamma(t_j, t_k)$$

$nm$  étant le nombre de mailles de discrétisation.

Dans un premier temps, nous avons vérifié la validité de notre algorithme de calcul des variances d'estimation, en étudiant expérimentalement la convergence de cet algorithme, pour une forme simple (carrée), et pour le modèle de variogramme que nous avons défini d'après l'analyse des événements pluvieux (modèle exponentiel ; voir partie IV).

Le terme qui est a priori le plus sensible à la discrétisation est le terme  $\gamma_{00}$ , qui nécessite une double intégration sur une surface. Dans un second temps, nous avons comparé sa valeur à l'approximation de l'intégration analytique, que l'on peut tirer des travaux de Serra (1967), et de Lebel, Laborde (1988). Nous présentons cette approximation ci-dessous.

Nommons  $r(S)$  l'expression :

$$\begin{aligned} r(S) &= \left(1 - \frac{1}{S^2 \alpha} \int_S \int_S \gamma(t, t') dt dt'\right)^{1/2} \\ &= \left(1 - \frac{1}{\alpha} \gamma_{00}\right)^{1/2}, \end{aligned}$$

où :

- $\alpha$  : est le paramètre d'échelle du variogramme (ou palier),
- $S$  : l'aire de la surface d'estimation.

Dans le cas d'une surface carrée et pour un modèle exponentiel,  $1 - r(S)$  peut être approximée par :

$$1 - r(S) = 0.245 \cdot \frac{\sqrt{S}}{\beta}$$

où  $\beta$  est le paramètre de forme du variogramme.

On déduit de ces deux expressions l'approximation de  $\gamma_{00}$  :

$$\gamma_{00} = \alpha (1 - r(S)^2),$$

d'où après développement :

$$\gamma_{00} = \alpha \left(0.49 \frac{\sqrt{S}}{\beta} - 6.10^{-2} \frac{S}{\beta^2}\right)$$

Cette expression reste valable tant que la valeur de  $S$  est petite devant celle de  $\beta^2$ .

### 3.1.2. Procédure de comparaison de l'approximation numérique à une approximation de l'intégration analytique

Pour une taille de surface donnée, nous avons calculé la variance d'estimation, et les trois termes définissant son expression, en considérant un nombre de mailles croissant (donc un pas d'intégration de plus en plus petit). Nous avons ensuite étudié l'évolution de chaque terme en fonction du nombre de mailles.

Les calculs ont été conduits pour quatre tailles de surface : S prend les valeurs successives de 10, 25, 100 et 400 km<sup>2</sup>, et pour un nombre de mailles allant de 4 à 4624 par surface (2X2 à 68X68, mailles carrées).

Les paramètres du variogramme sont les suivants :

pépite nulle,

$\alpha = 1.25$  (sans dimension),

$\beta = 27.5$  km.

### 3.1.3. Résultats

#### a) *Convergence de l'algorithme*

Les résultats obtenus montrent, comme supposé, que le troisième terme est le plus sensible au pas de discrétisation. Dans tous les cas étudiés, la valeur des deux premiers termes commence par augmenter quand le pas de discrétisation diminue, puis se stabilise rapidement. Le troisième terme connaît une évolution similaire, mais ne reste pas stable : il se met à fluctuer, augmentant ou diminuant aléatoirement, à partir d'un pas de discrétisation qui correspond quelle que soit la surface au même nombre de mailles : 2704 ou 52X52 (figure II.2).

La variance est de ce fait également sensible au pas de discrétisation. Lorsque ce dernier diminue, la valeur de la variance décroît d'une manière monotone, elle atteint ensuite une plage de stabilité, puis se met à fluctuer.

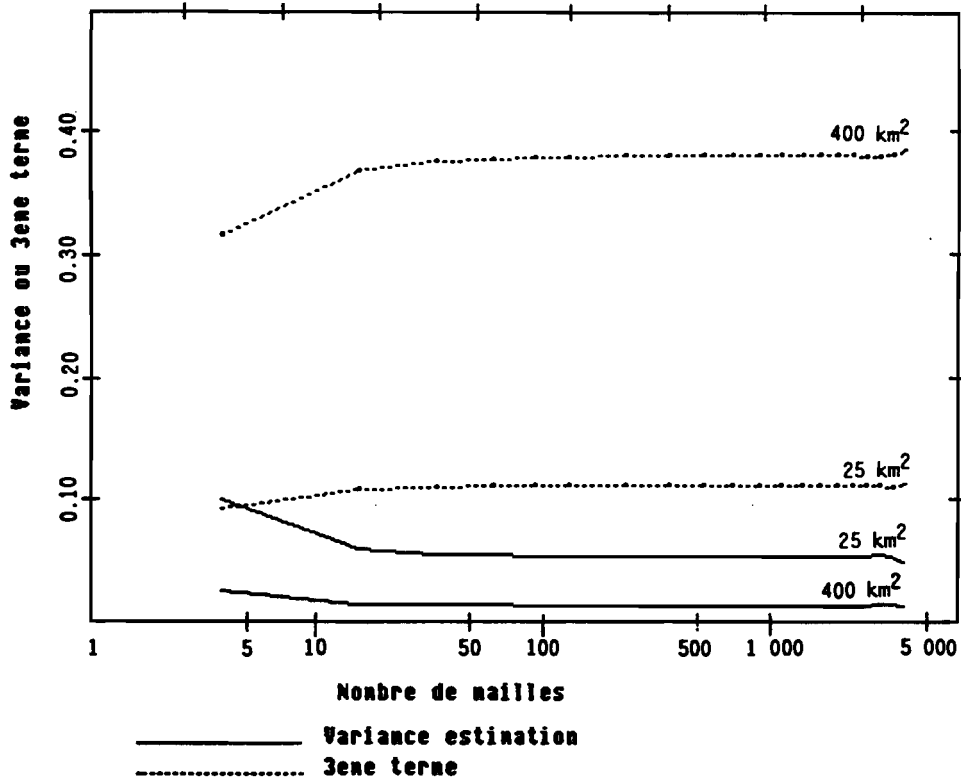


Figure II.2 : Evolution de la variance d'estimation et du troisième terme du calcul en fonction du pas de discrétisation. L'aire couverte par un poste du réseau (désignée par la suite par l'expression aire d'influence) est deux fois plus petite que la surface d'estimation.

Nous avons quantifié ces fluctuations en calculant l'écart relatif entre la variance calculée pour un nombre de mailles donné, et la variance moyenne calculée en considérant la moyenne des trois termes de la relation. On constate pour les cas étudiés, que la valeur absolue de ces écarts oscille en général entre 0 et 10 %, et atteint une valeur maximum de 14 %.

Il n'y a donc pas convergence de l'algorithme, mais l'on observe une plage à l'intérieur de laquelle la valeur de la variance est stable. Cette plage est d'autant plus réduite que la densité de points de mesure est forte, et ses bornes sont du même ordre de grandeur quelle que soit la taille de la surface considérée. La stabilité observée ne semble donc pas dépendre de la taille du pas de discrétisation, mais uniquement du nombre de mailles découpant la surface.

*b) Valeur de  $\gamma_{00}$*

Pour chaque taille de surface considérée, nous avons comparé la valeur de  $\gamma_{00}$  calculée par notre algorithme à sa valeur donnée par l'approximation de l'intégration analytique (appelée dans le tableau  $\gamma_{00}$  théorique).

Les résultats sont présentés dans le tableau II.1.

Surface (km <sup>2</sup> )	10	25	100	400
$\gamma_{00}$ théorique	6.944 10 <sup>-2</sup>	10.888 10 <sup>-2</sup>	21.281 10 <sup>-2</sup>	40.577 10 <sup>-2</sup>
$\gamma_{00}$ moyen	7.220 10 <sup>-2</sup>	11.182 10 <sup>-2</sup>	21.158 10 <sup>-2</sup>	38.042 10 <sup>-2</sup>
Ecart relatif (%)	+ 4.0	+ 2.7	- 0.6	- 6.2

Tableau II.1 : Comparaison des valeurs de  $\gamma_{00}$  théoriques et calculées par notre algorithme en fonction de la taille de la surface d'estimation.  $\gamma_{00}$  moyen est la moyenne arithmétique de  $\gamma_{00}$  dans sa plage de stabilité.

On constate que la différence entre valeurs calculées d'après l'algorithme et valeurs théoriques est en général inférieure à 5 % en valeur absolue, sauf pour la surface de 400 km<sup>2</sup>, où cette valeur est de 6.2 %. Dans ce cas, on se trouve en limite de validité de l'hypothèse "S petit devant  $\beta^2$ " pour calculer la valeur de  $\gamma_{00}$  théorique : en effet  $S/\beta^2 \approx 1/2$ , ce qui peut expliquer cette valeur plus élevée de l'écart relatif.

En résumé, on peut donc considérer que lorsque l'on se place dans la plage de stabilité, l'algorithme utilisé permet de calculer une valeur correcte de  $\gamma_{00}$ , et par conséquent, une valeur correcte de la variance d'estimation.

*c) Conclusion*

Cette rapide étude montre que l'algorithme de calcul de la variance d'estimation que nous utilisons ne converge pas, mais ne diverge pas non plus. En effet, il existe une plage à l'intérieur de laquelle la valeur de la variance d'estimation est stable, et conforme à celle que l'on calcule en utilisant une approximation de l'intégration analytique du terme  $\gamma_{00}$ . L'approximation numérique

utilisée est donc satisfaisante.

Par la suite, tous les calculs de variance ou d'écart-type présentés ont été faits pour un nombre de mailles compris dans la plage de stabilité : 16X16 ou 256 mailles.

### 3.2. Facteurs de variation étudiés

L'expression de la variance d'estimation unitaire montre que celle-ci dépend :

- du variogramme modélisé (termes faisant intervenir  $\gamma$ ) ;
- de la densité et de la répartition du réseau (représentées par les poids affectés aux points de mesure du réseau, apparaissant dans les termes en  $\lambda$ ) ;
- de la position de la surface par rapport au réseau (terme en  $\gamma_{0j}$ ) ;
- de la forme et de la taille de la surface sur laquelle on estime la lame d'eau (terme en  $\gamma_{00}$ ).

Par contre, on peut noter qu'elle ne dépend pas directement des valeurs mesurées aux stations.

Par conséquent, pour un pas de temps déterminé, une fois que l'on a ajusté un modèle de variogramme au variogramme expérimental, on peut calculer les écarts-types d'une manière totalement théorique, en faisant varier artificiellement les paramètres relatifs au réseau et à la surface d'estimation, sans craindre de biais d'échantillonnage.

Partant de cette constatation, nous avons adopté la démarche suivante :

- détermination du variogramme climatologique à partir de l'analyse des données de la saison des pluies 1989, à l'échelle de l'événement pluvieux (quelques heures) ;
- simulation de réseaux fictifs parfaitement réguliers, dont la géométrie est calquée sur celle du réseau d'EPSAT-Niger ;
- calcul des écarts-types théoriques sur des surfaces carrées, en faisant varier la densité et la géométrie du réseau, ainsi que la taille de la surface d'estimation et sa position par rapport aux points de mesure ;
- constitution d'abaques donnant l'écart-type d'estimation théorique en fonction des différents facteurs de variation ;
- validation du calcul des erreurs d'estimation sur la moyenne. On vérifiera d'une part que la

variogramme défini à partir des observations de 1989 est semblable à celui de 1990, d'autre part, que, pour un sous-réseau donné, l'intervalle de confiance théorique à  $\pm 1$  écart-type d'estimation (calculé par  $s_k \cdot \sigma_u$ ) autour d'une moyenne de référence contient 68 % des moyennes par événement pour cette configuration. La procédure est détaillée en partie IV.

Les moyennes ont été calculées pour des surfaces de forme carrée.

Les réseaux fictifs à mailles carrées que nous avons construits ont été dégradés pour passer d'une densité de départ de 1 poste pour 2.5 km<sup>2</sup> sur une petite surface à 1 poste pour 40 000 km<sup>2</sup> sur la plus grande surface de 10 000 km<sup>2</sup>. La taille des surfaces considérées va de 10 à 10 000 km<sup>2</sup>.

#### 4. CONCLUSION

La méthode d'interpolation que nous avons retenue pour étudier les champs de pluie sahéliens semble adaptée à notre problématique, du fait :

- de la géométrie du réseau, qui permet l'estimation du variogramme aux petites inter-distances ;
- de la taille des systèmes précipitants, dont la trace au sol couvre fréquemment une grande partie de notre réseau de mesures ;
- des pas de temps de cumul considérés ; le plus petit pas de temps étant la durée d'un événement pluvieux, le problème de l'intermittence n'est pas primordial.

Plusieurs auteurs ont déjà tenté de quantifier les variations des valeurs de pluie en fonction de différents facteurs. Certains ont même proposé des abaques (Huff, 1970, Lebel *et al*, 1987). Par contre, une telle approche n'a jamais été appliquée au Sahel. Il sera donc intéressant, par exemple de trouver une relation globale entre la moyenne spatiale d'un événement pluvieux et son écart-type, afin de quantifier l'augmentation de l'erreur absolue en fonction de la hauteur précipitée. De même, il sera intéressant de vérifier, si, à l'échelle de l'événement pluvieux, l'erreur absolue ne dépend que du nombre de postes dans la surface d'estimation, comme cela a été montré pour les pluies saisonnières et mensuelles.

Les abaques que nous avons constitués concernent des surfaces carrées, car un de nos principaux objectifs est de fournir aux modélisateurs utilisant ce type de variables d'entrée, une quantification de la perte de précision associée à la donnée d'entrée du modèle, lorsque la densité du réseau se dégrade, ou lorsque le point de mesure se trouve à la périphérie ou à l'extérieur de la surface d'estimation.



**PARTIE III**  
**STRUCTURE SPATIALE DES PLUIES ANNUELLES**



## **INTRODUCTION**

En Afrique de l'Ouest, la description d'une saison des pluies (moyennes régionales, isohyètes, cartes des écarts de paramètres d'une année donnée à une moyenne longue période) se fait généralement à partir de l'analyse des données des réseaux nationaux, dont la maille n'est que rarement inférieure à 50, voire à 100 km. Le réseau d'EPSAT-Niger, avec sa maille de base de un poste pour 13 km sur une surface de 13 000 km<sup>2</sup> environ, permet en quelque sorte de faire un zoom sur la répartition des cumuls saisonniers à une échelle fine d'espace.

Deux saisons de mesures sur le degré carré (1989 et 1990) nous permettent d'analyser la structure à petite échelle des cumuls saisonniers, et d'en déduire les conséquences sur le calcul des moyennes surfaciques. L'influence de la densité du réseau de mesures sur l'allure des isohyètes saisonnières et sur les valeurs des moyennes surfaciques sera également étudiée, en dégradant le réseau de base jusqu'à obtenir une densité de postes équivalente à celle des réseaux nationaux. Enfin, un événement exceptionnel par la quantité d'eau précipitée ayant été observé en 1989, son importance par rapport aux cumuls saisonniers a été déterminée.

Mais dans un premier temps, il importait de connaître la pluviosité des deux années disponibles.

## **1. SITUATION PLUVIOMETRIQUE DES ANNEES 1989 ET 1990**

La démarche que nous avons adoptée pour connaître la situation pluviométrique sur le degré carré (l'année a-t-elle été sèche, normale, humide ?) a consisté à déterminer les probabilités d'occurrence des cumuls annuels de 1989 et 1990 en plusieurs points du degré carré, après ajustement d'une loi de répartition. Pour cela, il était nécessaire de disposer de longues séries pluviométriques sur toute la zone, ce que le réseau d'EPSAT-Niger ne nous fournissait pas. Nous avons donc utilisé l'information des postes du réseau national nigérien se trouvant dans le degré carré ou très proches (Dosso, à 20 km de la bordure sud de la zone).

### **1.1. Données utilisées**

Le tableau III.1 indique les caractéristiques des données utilisées.

Parmi les dix postes présentés, 5 totalisent plus de 30 ans de mesures, un 24 ans, et 4 entre 5 et 8 ans. Pour ajuster les lois de répartition sur les cumuls annuels, nous avons considéré les postes possédant une série de mesures de plus de 30 ans : Niamey Ville, Niamey Aéro, Kolo, Say, Dosso (du nord au sud). Les données n'ont subi aucune correction.

### **1.2. Ajustement d'une loi de répartition - Calcul des quantiles**

Nous avons tenté dans un premier temps de déterminer une loi régionale, représentative de l'ensemble de la zone d'étude, mais nous n'avons pas pu appliquer cette démarche, aucune des lois retenues (normale, log-normale et Gamma incomplète, loi des fuites) ne s'ajustant à toutes les séries. Nous avons donc retenu en chaque poste la loi qui s'ajustait le mieux, c'est-à-dire satisfaisant le maximum de tests (KHI 2, statistique de Cramer-Von Mise, statistique de Watson, et statistique d'Anderson-Darling - logiciel ALED, 1991) : loi normale à Niamey Ville et Say, log-normale à Niamey Aéroport et Kolo, loi Gamma incomplète à Dosso, après avoir enlevé de l'échantillon la plus petite valeur observée (229.9 mm).

Nom du poste	Coordonnées géographiques	Période	Années manquantes
Niamey Aéro	13°29 N 2°10 E	44/90	0
Birni N'Gaouré	13°05 N 2°54 E	54/90	64 à 66 ; 80 à 89
Dosso	13°01 N 3°11 E	32/90	65-66 ; 72 à 80
Kolo	13°18 N 2°21 E	40/90	42-43 ; 61 ; 75 à 77 ; 79-80 ; 82 à 84
Niamey Ville	13°30 N 2°06 E	05/90	11 ; 20
Say	13°06 N 2°21 E	22/90	23 ; 39 ; 61 ; 65 à 68 ; 77 à 79 ; 81
Bonkougou	14°00 N 3°04 E	81/90	84-85
Damana	13°54 N 3°04 E	83/90	0
Kouré	13°18 N 2°34 E	85/90	89
Simiri	14°08 N 2°08 E	81/90	82 ; 84 ; 87 ; 89

**Tableau III.1 : Caractéristiques des postes des réseaux nationaux nigériens inclus dans le degré carré ou proche. Les coordonnées géographiques sont exprimées en degrés, minutes sexagésimales. Période signifie période d'observation et années manquantes : années manquantes depuis l'installation.**

**Le tableau III.2 présente les moyennes annuelles et les valeurs observées en 1989 et 1990 en chaque poste, ainsi que les probabilités correspondantes.**

	Moyenne (mm)	Probabilité	Année 1989		Année 1990	
			Cumul (mm)	Probabilité	Cumul (mm)	Probabilité
Niamey Ville	560.9	0.50	654.9	0.756	472.9	0.258
Niamey Aéroport	558.9	0.545	616.0	0.692	506.7	0.40
Kolo	568.6	0.545	534.5	0.464	448.9	0.234
Say	636.8	0.50	570.3	0.326	413.1	0.065
Dosso	647.2	0.565	669.1	0.619	543.9	0.234

Tableau III.2 : Moyennes annuelles et cumuls annuels observés en 1989 et 1990, et probabilités correspondantes (ordre des postes : du nord au sud).

En 1989, quatre postes indiquent une année moyenne à humide, et un poste indique une année légèrement déficitaire (Say) : sur la zone d'étude, la pluviosité a été globalement moyenne.

En 1990, quatre postes indiquent une année faiblement déficitaire (années sèches de période de retour inférieures à 5 ans), et un poste indique une année fortement déficitaire, la période de retour du cumul observé étant de 15 ans (Say). La zone a donc connu cette année-là une pluviosité globalement déficitaire, ce que n'indiquerait ni l'analyse du seul poste synoptique, Niamey Aéro, pour lequel on observe une année quasi-normale (année sèche de période de retour 2.5 ans), ni l'analyse de la série longue de Niamey Ville, poste où l'on a observé une année sèche de période de retour 3.9 ans.

### 1.3 Conclusions

L'analyse individuelle de la répartition des cumuls annuels en cinq postes situés dans la région du degré carré a montré, par l'analyse des probabilités et des périodes de retour correspondantes, que l'année 1989 a été globalement moyenne, et que l'année 1990 a été globalement déficitaire. L'analyse de l'année 1990, pour laquelle 4 postes sur 5 enregistrent un léger déficit, et un poste un fort déficit, souligne la difficulté d'obtenir un résultat global à partir d'un petit nombre de postes, et met en évidence qu'un seul poste ne peut permettre de qualifier la pluviosité sur 10 000 km<sup>2</sup>. Cette conclusion est renforcée par les disparités observées en 1990 sur les

montants annuels des postes de Niamey : de 386 mm à Niamey ORSTOM à 507 mm à Niamey Aéroport.

Cette réflexion montre qu'il aurait été intéressant de déterminer la pluviosité en définissant un indice régional prenant en compte l'ensemble de l'information disponible. C'est ce que nous avons tenté de faire en utilisant la méthode du vecteur régional (Hiez, 1977 et 1986, Hiez *et Al*, 1985) qui prend en compte, dans les séries pluviométriques d'une région choisie comme homogène, l'information pluviométrique la plus probable, afin de déterminer un vecteur rendant compte de l'évolution de la pluviosité régionale autour de cette valeur la plus probable.

La méthode a été appliquée aux dix postes du degré carré décrits en 1.1. pour la période 1950-1990. Selon les résultats obtenus, l'année 1989 a été humide sur le degré carré, et l'année 1990 a connu une pluviosité moyenne. Ces conclusions contredisent celles énoncées ci-dessus, ainsi que celles que nous avons déduites de l'analyse des données d'EPSAT-Niger (paragraphe 2.2.2. de cette partie). Ces contradictions viennent sans doute du fait que d'une part, les données utilisées n'ont pas été critiquées et peuvent contenir des erreurs, d'autre part, que les séries prises en compte pour établir le vecteur sont de différentes durées. En particulier, 4 séries étant très courtes (entre 5 et 8 ans), on peut supposer que le vecteur est mal déterminé pour les 8 dernières années. En outre, la valeur du vecteur est très sensible au groupement de postes retenu. Par conséquent, dans notre cas particulier, la méthode du vecteur régional n'a pas donné de résultats satisfaisants, et n'a pu être utilisée pour définir la pluviosité régionale du degré carré.

## **2. DESCRIPTION DES SAISONS DES PLUIES 1989 ET 1990 SUR LE DEGRE CARRE DE NIAMEY**

### **2.1. Moyennes interannuelles**

Nous avons utilisé certains résultats du travail de Radji (1991) pour dresser une carte des isohyètes annuelles moyennes sur notre zone d'étude pour la période 1950-1989 (figure III.1).

Les valeurs ont été interpolées par krigeage en voisinage glissant, en ne considérant que les six postes les plus proches du point à interpoler. Le tracé de certaines isohyètes s'appuie donc sur des postes extérieurs à la fenêtre de 2°x2° montrée.

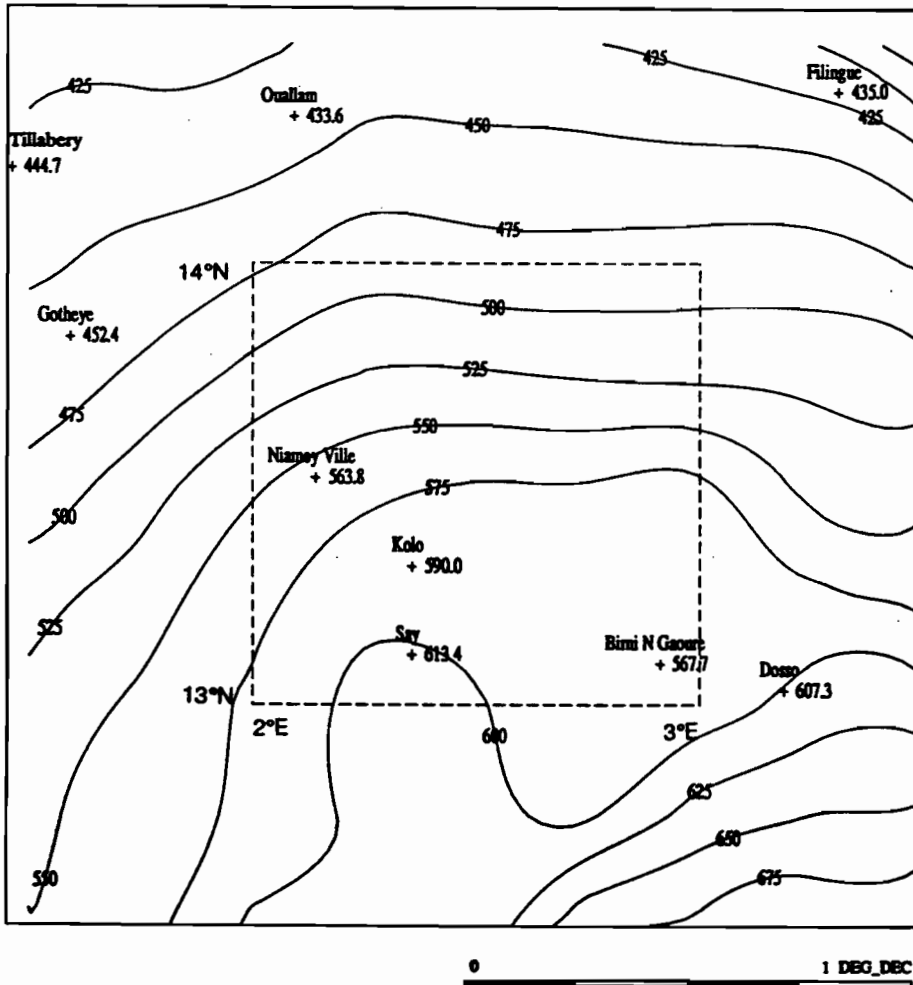


Figure III.1 : Isohyètes moyennes interannuelles (mm) de la région de Niamey, calculées sur la période 1950-1989. Le degré carré apparaît en traits discontinus.

Les isohyètes se répartissent d'une manière assez régulière à l'intérieur du degré carré, entre les valeurs minimales de 500 mm au nord, et de 600 mm au sud. On observe un gradient linéaire, grossièrement égal à 1 mm/km.

Une bonne approximation de la moyenne spatiale est obtenue en intégrant les isohyètes sur la zone d'étude : on trouve la valeur de 550 mm.

Il sera intéressant d'étudier si, à l'échelle d'une saison des pluies, un réseau dense "voit" de la même façon cette répartition.



## 2.2. Principales caractéristiques des deux saisons

### 2.2.1. Déroulement

Dans la région, la saison des pluies, définie au sens météorologique, s'étale du mois d'avril au mois d'octobre : c'est la période durant laquelle la zone est sous l'influence effective du flux de mousson, d'une manière continue ou discontinue (Courel, 1984). Toutefois, on observe une grande variabilité inter-saisonnière, tant au niveau des dates de début et de fin de saison, qu'au niveau de la répartition des pluies durant l'hivernage.

Les deux saisons observées consécutivement en 1989 et 1990 n'échappent pas à cette règle ; nous en avons défini quelques caractéristiques, résumées dans le tableau III.3 :

	Date 1 <sup>er</sup> événement	Nb postes atteints	Moyenne (mm)	Date dernier événement	Nb postes atteints	Moyenne (mm)	Période de sécheresse
1989	19/06	24 (61 %)	3.2	02/10	47 (90 %)	10.7	11/07 - 30/07
1990	20/05	36 (52 %)	4.3	20/09	32 (40 %)	1.7	08/08 - 24/08

Tableau III.3 : Quelques éléments caractéristiques du déroulement des saisons des pluies 1989 et 1990 sur le degré carré de Niamey. Les moyennes sont des moyennes arithmétiques, calculées sur toutes les valeurs disponibles.

On considère que la saison des pluies démarre et se termine avec le premier et le dernier événement pluvieux atteignant plus de 10 % des postes en fonctionnement, ce qui représente en moyenne 4 postes en 1989, et 7 postes en 1990. Cette définition s'apparente à celle de Gozé (1990), qui considère que la saison des pluies a débuté en un point d'un carré de 2° de côté lorsque 50 % des postes autour de ce point ont reçu le même jour une pluie supérieure à 5.0 mm. Toutefois, le réseau de postes utilisé par Gozé (réseaux nationaux du Burkina Faso et du Mali) étant beaucoup moins dense que celui d'EPSAT-Niger, la définition que nous avons retenue concerne des événements d'extension spatiale moins importante, et les dates de début et de fin de saison des pluies que nous proposons ne sont pas valides pour une autre zone, même peu

éloignée (une centaine de km).

Le tableau III.3 indique que les deux saisons des pluies étudiées ont connu un déroulement différent.

En 1989, après quelques pluies éparses enregistrées au mois de mai, la saison des pluies a débuté tardivement le 19 juin, et s'est terminée le 2 octobre. Elle a duré 106 jours, et 38 jours pluvieux (où au moins 10 % des postes ont été atteints) ont été enregistrés. Une période de sécheresse a été constatée du 11 au 30 juillet, pendant laquelle une seule pluie a eu lieu, atteignant 8 postes du sud de la zone.

La saison des pluies 1990 a débuté à une date normale et s'est terminée plus tôt : le premier événement significatif s'est produit le 20 mai, et le dernier le 20 septembre. Elle a duré 121 jours, et 39 jours pluvieux ont été observés sur le degré carré. Après avoir bien débuté (mois de juin bien arrosé), cette saison a accusé un creux de pluviométrie au mois d'août (du 8 au 24) : durant cette période, seuls deux événements ont été observés, faisant tomber l'intervalle moyen entre deux jours pluvieux à 5.3 jours, au lieu de 3.1 pour l'ensemble de la saison des pluies.

Cette disparité que nous avons constatée entre les deux années va se retrouver au niveau des cumuls de pluie.

### 2.2.2. Cumuls observés

#### *a) Description*

En 1989 comme en 1990, la période prise en compte pour calculer les cumuls saisonniers recouvre la période définie comme étant la saison des pluies : fin avril ou fin mai à fin octobre pour l'année 1989 (cette différence de début de période n'a pas beaucoup d'incidence sur le calcul des cumuls, puisque cette année-là, les pluies d'avril et de mai représentent dans la plupart des cas de 0 à 2 % du cumul total, et dans tous les cas moins de 5 %), 15 mai au 15 octobre pour l'année 1990.

Le tableau suivant résume les caractéristiques des observations.

	Nb cumuls disponibles	Nb cumuls ds la cible	Moyenne (mm)	Ecart-type (mm)	Minimum observé (mm)	Maximum observé (mm)
1989	38	9	531	86.6	354.0	746.0
1990	73	15	422	67.1	280.5	623.5

Tableau III.4 : Valeurs caractéristiques des cumuls saisonniers de 1989 et 1990 sur le degré carré de Niamey. Les moyennes sont calculées par krigeage, les écarts-types sont estimés à partir des paliers des variogrammes des observations.

Bien que les postes en 1990 soient pratiquement deux fois plus nombreux qu'en 1989, leur répartition est dans les deux cas homogène, si l'on excepte la forte densité de la cible centrale (*cf* figures III.2 et III.3).

Le tableau III.4 ci-dessus résume la différence de pluviosité entre les deux saisons : toutes les valeurs observées (moyenne, minimum et maximum) sont plus fortes en 1989 qu'en 1990.

Pour comparer les moyennes obtenues à la moyenne spatiale interannuelle du degré carré, il faut les multiplier par le coefficient 1.05, pour tenir compte du fait que 5 % de la pluie annuelle tombe en-dehors de la saison des pluies (Lebel *et al*, 1991). Nous avons également comparé, en tenant compte de cette correction, les moyennes calculées pour deux bandes de 10' au nord et au sud de la zone d'étude aux moyennes interannuelles 500 et 600 mm.

D'après les figures III.2 et III.3 où apparaissent les valeurs observées, on constate que l'année 1989 connaît une pluviosité moyenne à excédentaire sur le degré carré (gain global de 1 %, 3 % au nord, et 12 % au sud), et que l'année 1990 accuse un déficit d'environ 20 %.

#### *b) Répartition*

Les cartes des figures III.2 et III.3 représentent pour les saisons 1989 et 1990 le cumul et l'écart à la moyenne climatique en chaque poste de mesure. L'isohyète de la moyenne spatiale du degré carré, calculée par krigeage, est également représentée.

Le tracé de l'isohyète de la moyenne spatiale met en évidence qu'au niveau des deux saisons des

pluies, on ne retrouve pas une opposition nette entre une partie sud supérieure à la moyenne, et une partie nord qui lui est inférieure, contrairement à ce que l'on pouvait supposer.

En 1989, on trouve ainsi des valeurs dans le quart nord-ouest du degré carré proches ou supérieures à la moyenne, alors qu'en 1990, certaines valeurs du sud de la zone sont inférieures à la moyenne du degré carré, et très inférieures à la moyenne climatique.

### *c) Variabilité*

Le fait marquant qui ressort de l'analyse des cartes des cumuls saisonniers est leur grande variabilité spatiale, même sur de petites distances.

A l'échelle de la cible, les valeurs sont en général concordantes, mais on peut observer de très forts écarts, comme en témoigne le tableau III.5 :

Distances (km) Année	1.3	6.3	10.9
1989	48.0 (37)	118.0 (19)	110.5 (10)
1990	80.0 (61)	120.0 (19)	183.0 (17)

Tableau III.5 : Ecarts maximaux observés (mm) sur des postes de la cible et gradients correspondants (entre parenthèses - mm/km)

Il apparaît que les gradients mesurés sont, sauf dans un cas, environ 1.6 fois plus forts en 1990 qu'en 1989, bien que la saison a été moins abondante. Ceci semble indiquer une moins bonne organisation spatiale à petite distance.

Le gradient moyen de 1 mm/km indique une variation modérée et régulière des isohyètes, alors qu'à l'échelle d'une saison des pluies, les gradients locaux peuvent être beaucoup plus forts : 37 et 61 mm/km respectivement en 1989 et 1990 en 1.3 km. Cette constatation remet en cause "la croyance, largement répandue et solidement ancrée, qu'une valeur ponctuelle de pluie annuelle est "représentative" dans un rayon d'au moins 10 km" (Lebel *et al*, 1991), tout au moins pour ce

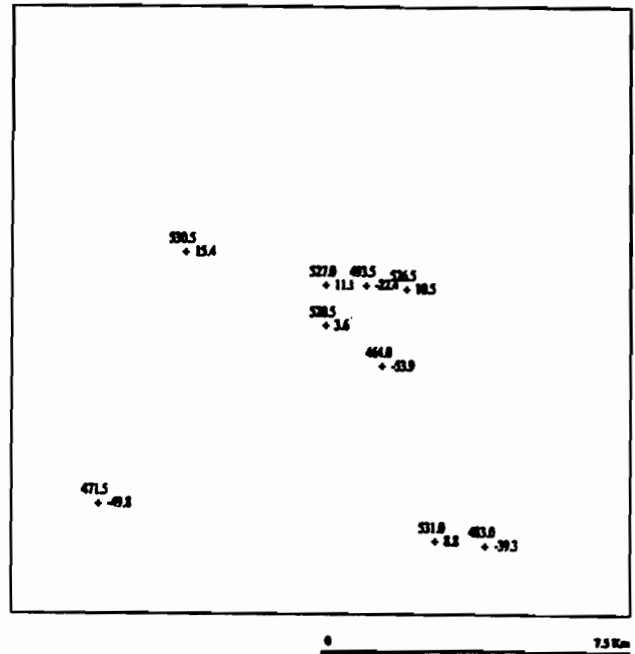
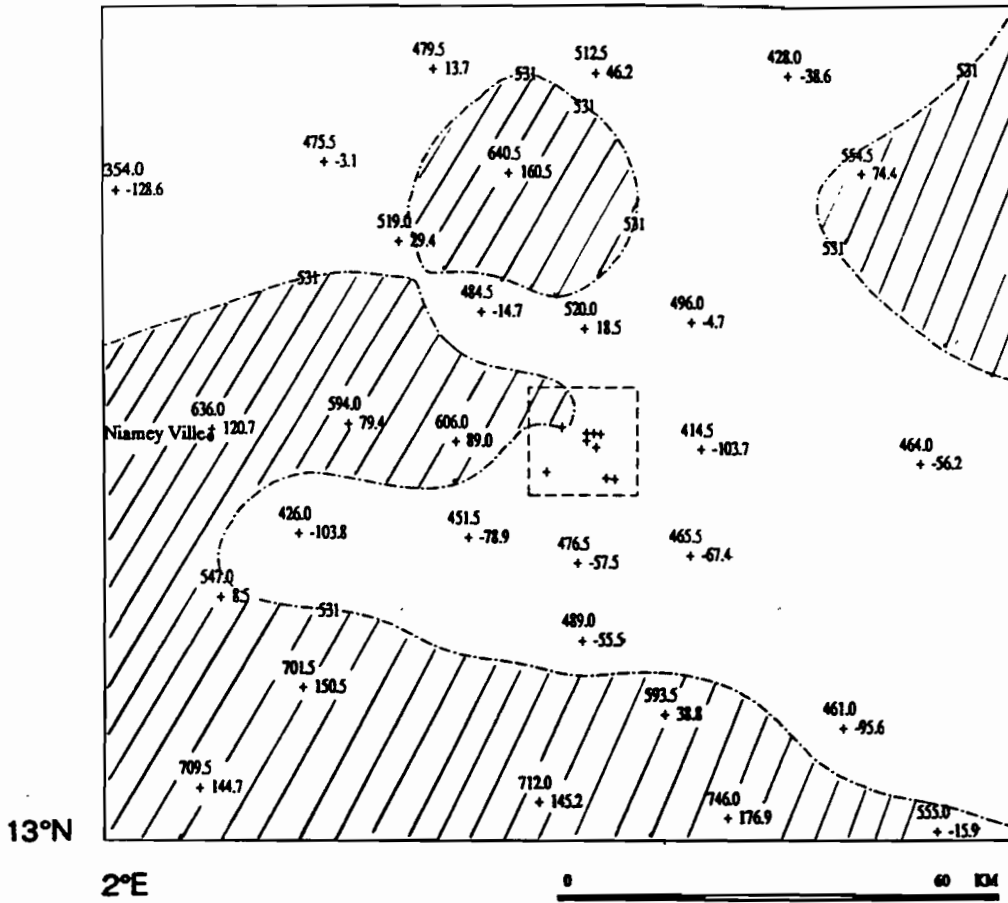


Figure III.2 : Cumuls saisonniers et écarts à la moyenne climatique de l'année 1989 (mm). L'isohyète représentée est l'isohyète de la moyenne spatiale du degré carré (531 mm). Les parties hachurées indiquent les zones supérieures à cette valeur. La cible apparaît en traits discontinus sur la carte du haut, et en zoom sur la carte du bas.

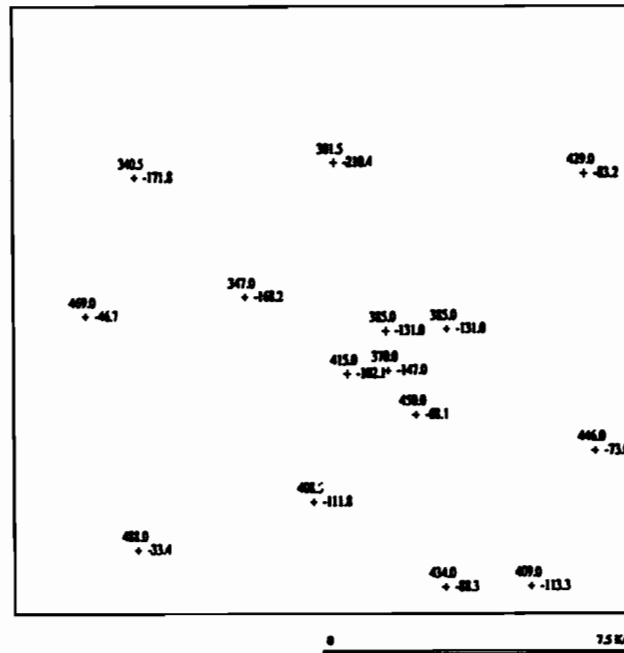
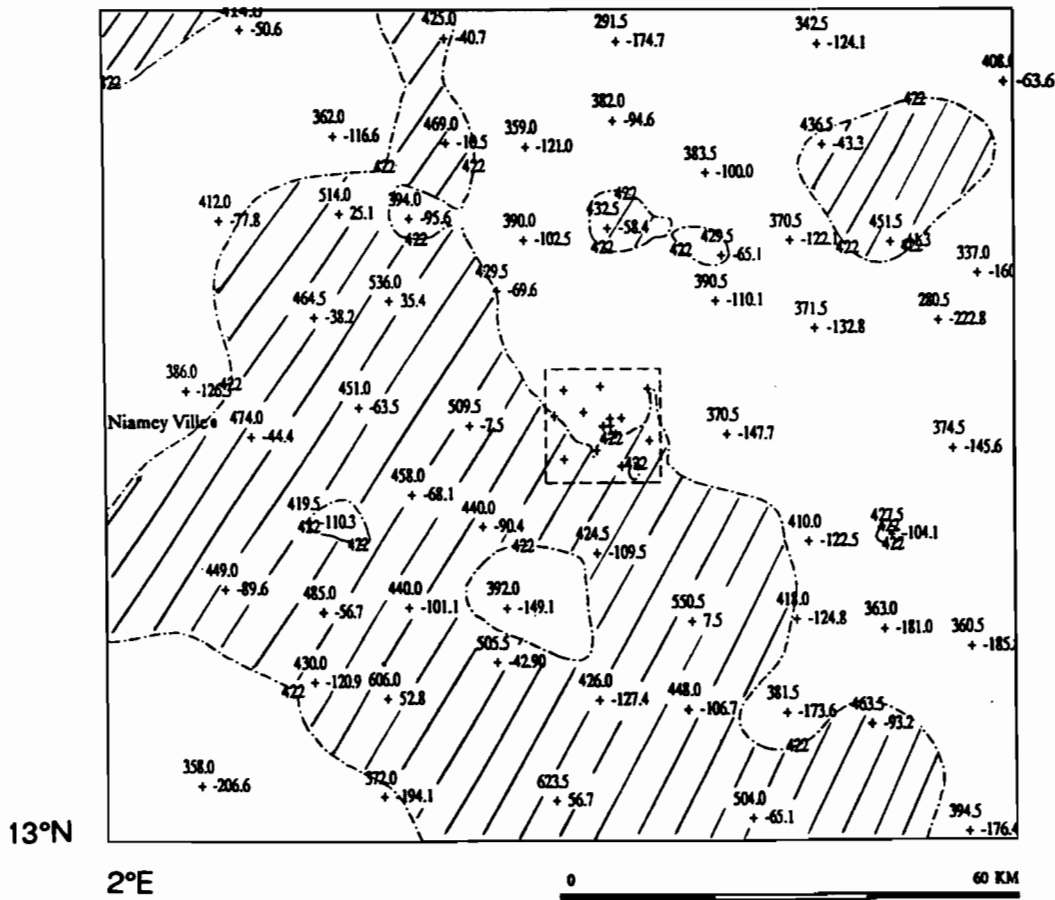


Figure III.3 : Cumuls saisonniers et écarts à la moyenne climatique de l'année 1990 (mm). L'isohyète représentée est l'isohyète de la moyenne spatiale du degré carré (422 mm). Les parties hachurées indiquent les zones supérieures à cette valeur. La cible apparaît en traits discontinus sur la carte du haut, et en zoom sur la carte du bas.

qui concerne une réalisation de pluie annuelle. Statistiquement, si l'on considère les moyennes, cette affirmation serait peut-être vraie.

Cette forte variabilité masque en partie le gradient de pluviométrie nord-sud, qui reste néanmoins sous-jacent : dans les deux cas, le cumul maximum a bien été enregistré dans le sud de la zone, et le minimum dans le nord. En outre, un calcul par bandes latitudinales de  $0.2^\circ$  montre une décroissance de la moyenne de pluie du sud vers le nord (Lebel *et al*, 1991).

## 2.3. Calcul des isohyètes

### 2.3.1. Identification du variogramme

Pour chaque année, nous avons calculé le variogramme brut des données, puis nous avons ajusté visuellement un modèle.

Les variogrammes expérimentaux et théoriques ajustés sont présentés page suivante (figures III.4 et III.5). Les paramètres des deux variogrammes modélisés apparaissent en haut de chaque figure.

Les valeurs numériques des variogrammes expérimentaux (découpage en classes adopté, valeurs numériques du variogramme et écarts-types d'échantillonnage affecté à chaque classe) sont donnés en annexe.

Bien que ces deux variogrammes apparaissent très différents, on peut noter des similitudes :

- il n'y a pas d'effet de pépité (valeur de  $\gamma$  à l'origine : 0), autrement dit, pour des distances proches de 0, les valeurs mesurées sont concordantes ;
- on ne peut pas mettre en évidence de palier, ce qui signifie soit que la variance du champ de valeurs est infinie, soit que le champ présente une dérive dans l'espace, c'est à dire que sa moyenne n'est pas constante dans l'espace (hypothèse de stationnarité d'ordre 0 non vérifiée), ou encore que l'on est en présence de structures gigognes ;
- malgré la remarque précédente, nous avons calé dans les deux cas un variogramme à palier (variogramme sphérique), qui s'ajuste bien sur les 30 premiers kilomètres.

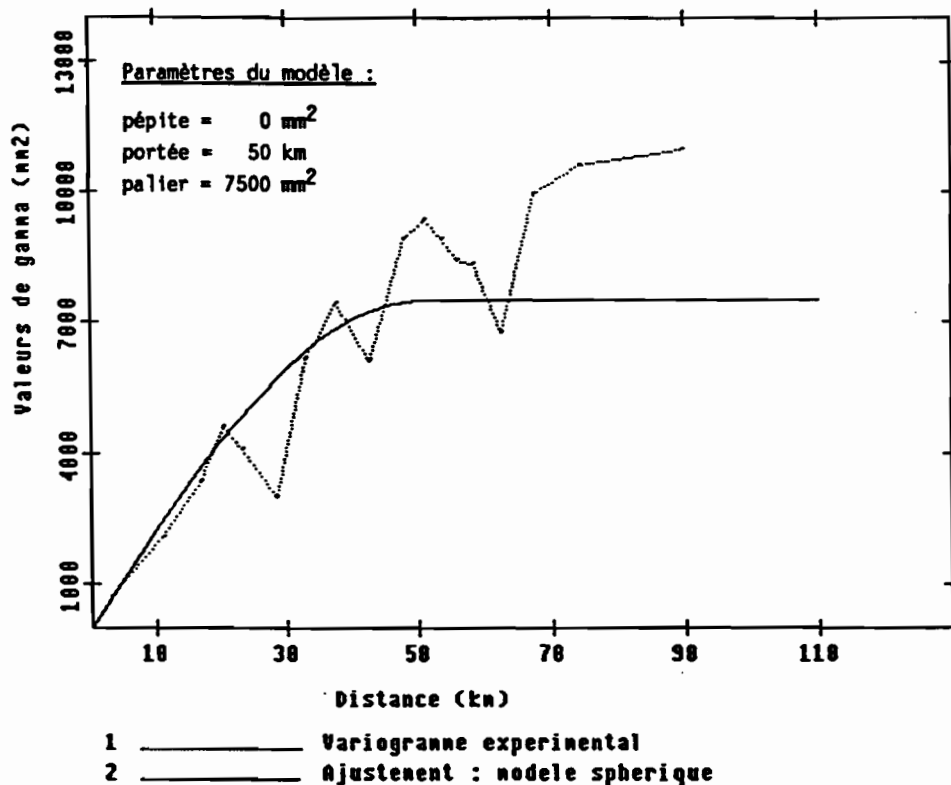


Figure III.4 : Variogramme expérimental des cumuls saisonniers de 1989 et modèle ajusté.

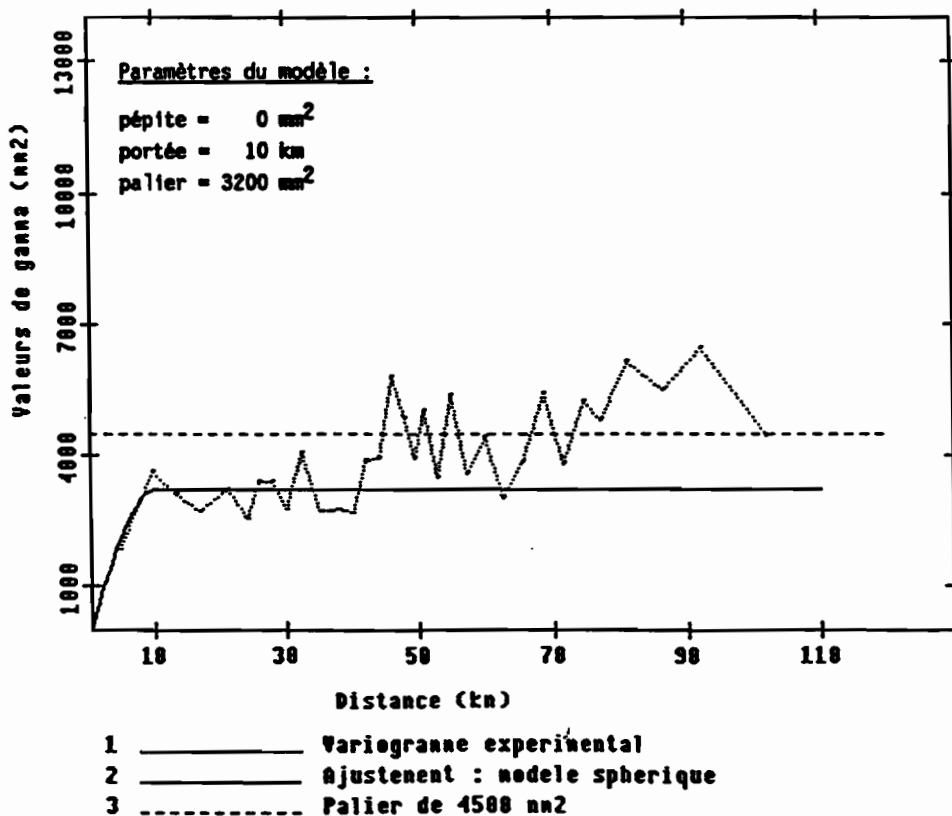


Figure III.5 : Variogramme expérimental des cumuls saisonniers de 1990 et modèle ajusté.



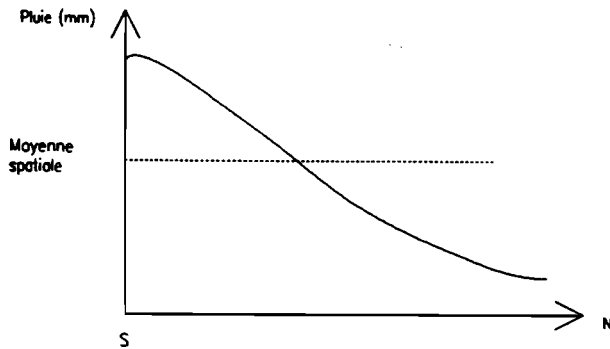
Nous avons considéré que le palier déterminé à partir du variogramme des cumuls de 1989 (7500 mm<sup>2</sup>) représente bien la variance décorrélée du champ de mesures, puisque ce même palier est mis en évidence sur le variogramme des résidus (voir le paragraphe 2.3.4).

De la même façon, le variogramme expérimental des données de 1990, s'il est non borné à l'infini, présente deux paliers avant 80 km : l'un de 3200 mm<sup>2</sup> atteint à 10 km, c'est celui qui a servi à définir le modèle, l'autre de 4500 mm<sup>2</sup> entre 40 et 80 km. C'est vraisemblablement ce dernier qui représente la variance décorrélée du champ de mesures.

Les différences entre les deux graphiques concernent les paramètres de forme (portée) et d'échelle (palier) :

- la portée est de 10 km en 1990 contre 50 en 1989, la décorrélation entre les postes apparaît donc à une faible distance ;
- la variance du champ est de 4500 mm<sup>2</sup> en 1990, contre 7500 mm<sup>2</sup> en 1989, l'écart-type du champ est donc plus faible en 1990 qu'en 1989 (67 mm comparés à 87) ;
- la pente à l'origine est au contraire pratiquement deux fois plus forte en 1990 qu'en 1989 : 480 mm<sup>2</sup>/km contre 225. D'après le tableau III.5, si l'on considère les gradients maximaux, la valeur du carré de l'écart moyen est de 576 mm<sup>2</sup> en 1989, et de 1600 mm<sup>2</sup> en 1990, ce qui en terme de variogramme donnerait une pente à l'origine de respectivement 443 mm<sup>2</sup>/km et de 1231 mm<sup>2</sup>/km. Les écarts maximum observés, et consignés dans le tableau III.5, sont donc bien plus importants que les écarts globaux à petite distance.

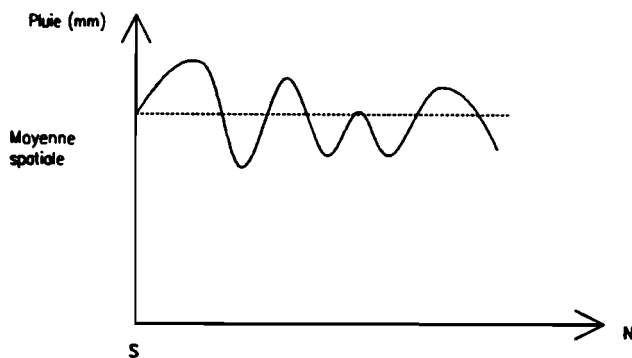
En 1990, pour des cumuls en moyenne moins importants, on observe une variabilité à petite distance très forte (donnée par la pente du variogramme à l'origine), alors que la variabilité globale (représentée par l'écart-type du champ de valeurs) est moins forte qu'en 1989. L'explication peut en être la suivante : en 1989, le "relief" des isohyètes est très accentué, mais sa variation est lente. Si l'on faisait une coupe nord-sud, on obtiendrait l'allure suivante :



On constate que la structure spatiale est forte sur une grande distance, et que l'écart-type est également fort, car on observe de grandes variations autour de la moyenne.

Au contraire, en 1990, le "relief" des isohyètes est plus doux, mais il varie plus rapidement.

La même coupe nord-sud donnerait la courbe suivante :



Elle montre une structure spatiale pas très forte, même sur de courtes distances, et de faibles variations autour de la moyenne, qui donnent un faible écart-type.

L'identification du variogramme des cumuls saisonniers de 1990 à partir des observations des seuls postes disponibles en 1989 conduit à ajuster le même modèle qu'en considérant toutes les valeurs : la forte variabilité observée en 1990 n'est donc pas due à l'abondance de l'information, pratiquement deux fois plus importante qu'en 1989.

### 2.3.2. Calcul des isohyètes

Dans un premier temps, nous ne tiendrons pas compte de l'allure des variogrammes à l'infini, et calculerons les isohyètes par krigeage direct (interpolation par krigeage simple des valeurs mesurées) en utilisant les variogrammes définis ci-dessus.

Dans un second temps, en retenant comme hypothèse que la moyenne n'est pas constante dans l'espace, nous chercherons le meilleur interpolateur des cumuls saisonniers. C'est ce que nous développons dans le paragraphe 2.3.3.

Les cartes d'isohyètes et des écarts-types d'estimation associés sont données page suivante (figures III.6 et III.7).

La différence de structure observée sur les variogrammes se retrouve sur les cartes d'isohyètes.

On remarque ainsi qu'en 1989, malgré le fait que l'opposition de pluviométrie nord-sud ne se retrouve pas sur toute la zone d'étude (comme indiqué au paragraphe 2.2.2., alinéa b)), on observe une répartition des isohyètes suivant la latitude, selon un gradient de pluviométrie nord-sud. Cette répartition se rapproche de celle des cumuls moyens annuels. Toutefois, en 1989, le gradient moyen de pluviométrie est plus fort : 1.55 mm/km au lieu de 1.

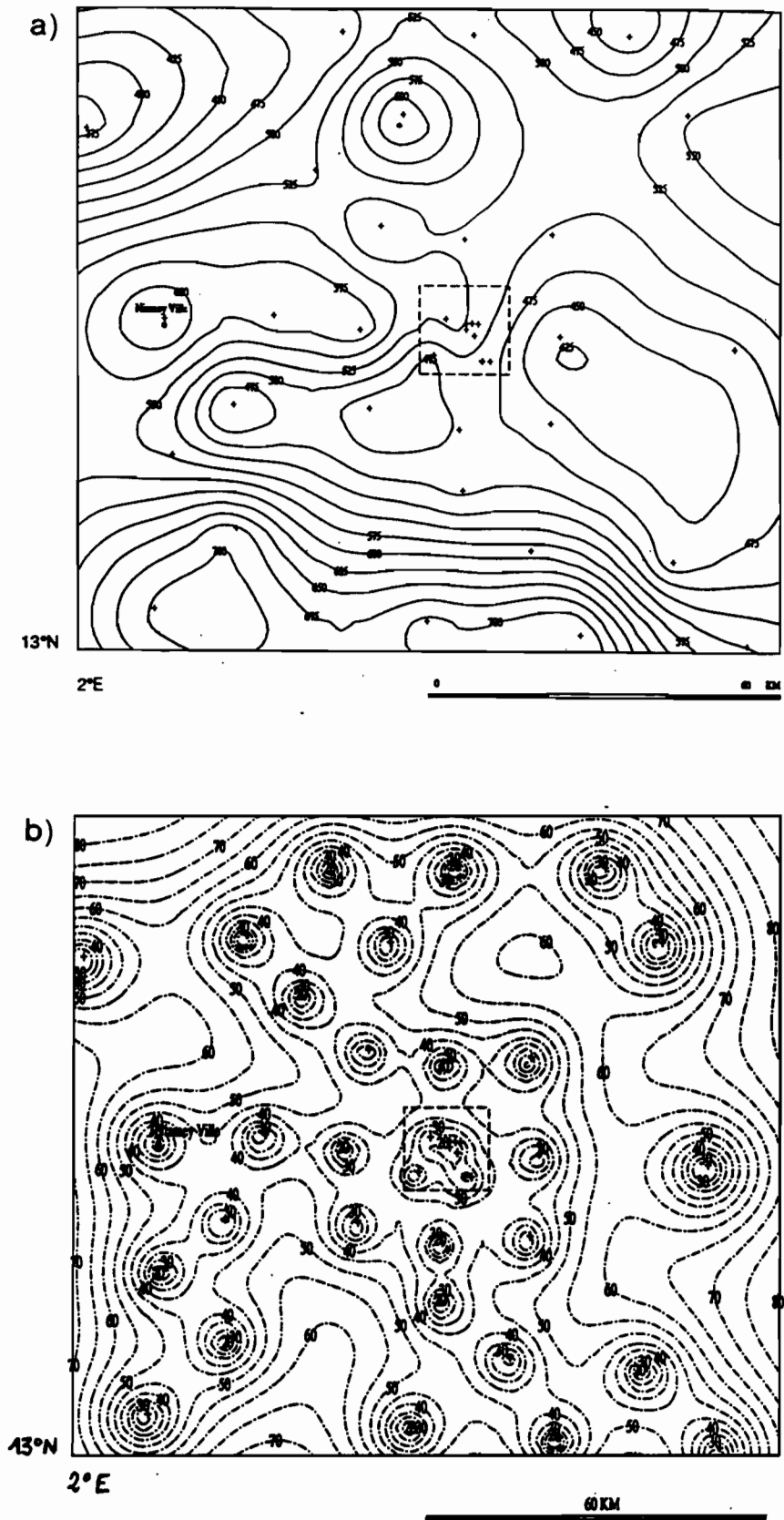


Figure III.6 : Carte des isohyètes saisonnières de 1989 sur le degré carré de niamey (a) et écarts-types d'estimation associés (b). Valeurs en mm.

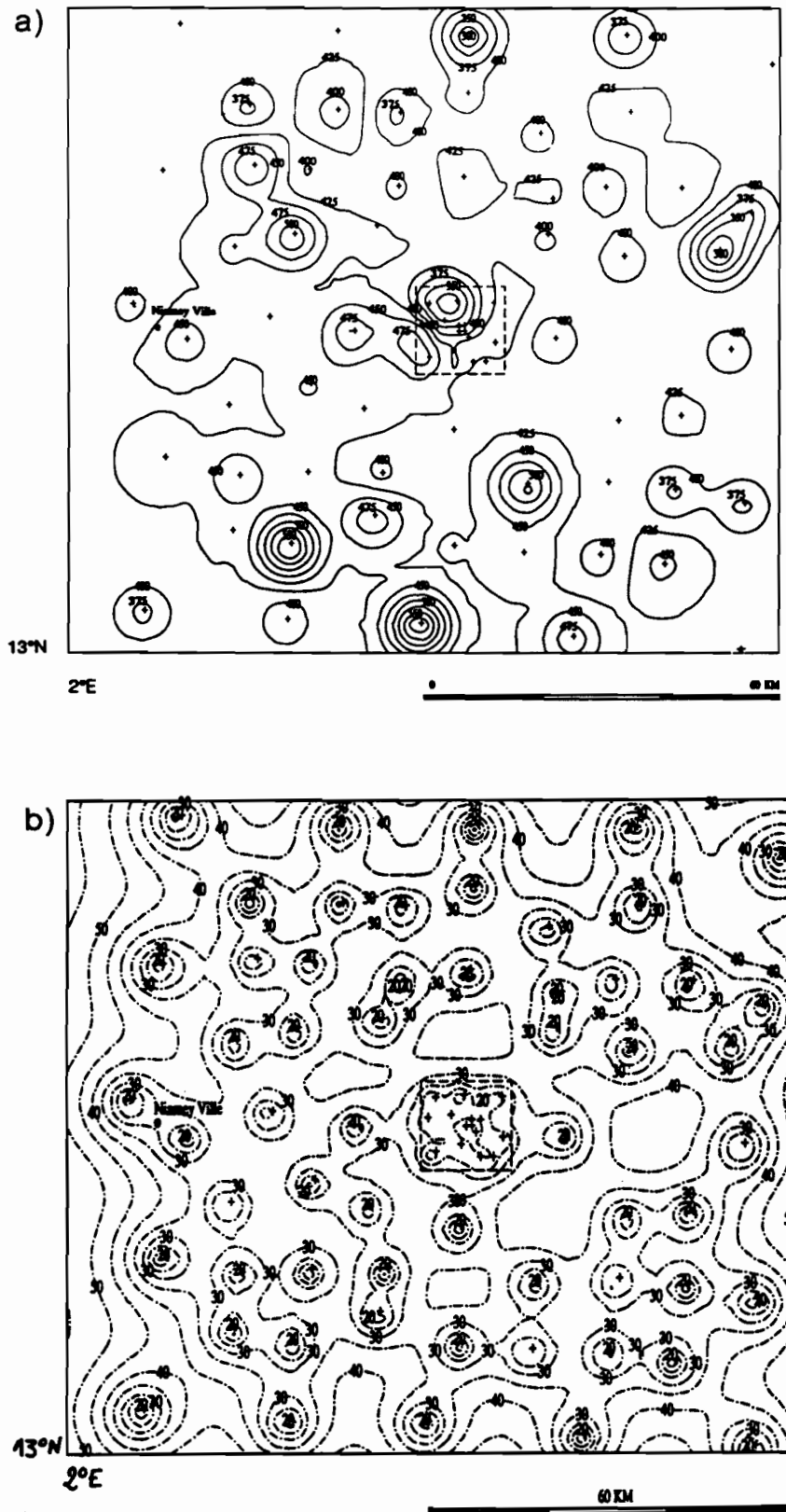


Figure III.7 : Carte des isohyètes saisonnières de 1990 sur le degré carré de niamey (a) et écarts-types d'estimation associés (b). Valeurs en mm.

En 1990, bien qu'il apparaisse également, le gradient climatique s'exprime de manière beaucoup moins nette, et sa valeur est 1.35 fois plus faible que la valeur moyenne annuelle : 0.74 mm/km. La carte d'isohyètes met en évidence la faible organisation spatiale des cumuls décrite par le variogramme : la majorité de la zone d'étude se situe au niveau moyen de 422 mm, et on observe localement des pics ou des creux à l'échelle de la dizaine de kilomètres. Ces pics et ces creux sont liés à l'emplacement des points de mesure, ce qui signifie qu'à l'échelle du degré carré, le krigeage direct des valeurs mesurées, qui conduit à l'obtention d'une portée inférieure à la maille moyenne du réseau de mesures, ne permet pas de décrire la répartition des isohyètes. D'autre part, une faible valeur de la portée du variogramme implique que l'on estime les isohyètes et les moyennes surfaciques avec une erreur relative plus importante : c'est ce que nous développons dans le paragraphe suivant.

### 2.3.3. Recherche du meilleur interpolateur dans le cas de la saison 1990

L'identification en 1990 d'un variogramme présentant une portée inférieure à la maille moyenne du réseau est contradictoire avec la mise en oeuvre du krigeage, qui, pour avoir un sens, nécessite de prendre en compte dans l'interpolation l'information en trois ou quatre points au moins. Nous avons donc cherché à savoir si la portée n'était pas mal estimée, en particulier du fait de la dérive climatique.

Pour ce faire, nous avons recherché le meilleur estimateur des cumuls saisonniers, parmi les suivants :

- le krigeage simple des observations ;
- le krigeage universel des observations, le degré de dérive étant supposé égal à 1 (la moyenne varie linéairement en  $x,y$ ) ;
- le krigeage des résidus : l'interpolation se fait sur les résidus à la moyenne climatique (voir le point b) ci-après) ;
- l'interpolation selon le variogramme déterminé dans la direction perpendiculaire à la direction de dérive ;

- le plan moyen, déterminé par la moyenne spatiale des observations, à laquelle s'ajoute le gradient climatique.

Pour les trois premières variantes, l'interpolation a été effectuée d'une part en tenant compte de tous les points de mesure retenus, d'autre part en considérant un nombre de postes restreint autour du point interpolé (voisinage glissant). Ce nombre de postes est égal à 6, et correspond à peu près à un rayon de 20 km autour du point interpolé.

*a) Protocole*

Les différentes variantes d'interpolation ont été comparées par validation croisée, qui consiste à reconstituer chacune des  $n$  valeurs mesurées en utilisant les  $n-1$  restantes. Le critère de comparaison est l'erreur quadratique moyenne entre les valeurs reconstituées  $Z_i^*$  et les valeurs mesurées  $Z_i$  :

$$\text{CRIT} = \sqrt{1/n \sum_{i=1,n} (Z_i - Z_i^*)^2}.$$

Nous avons étudié les variations de cette erreur en fonction de la variante d'interpolation retenue, et de la portée du variogramme (de 0 à 100 km), pour une valeur du palier constante de 3200 mm<sup>2</sup>. On sait en effet que les valeurs interpolées sont indépendantes du palier (Lebel, 1984).

Chaque variante d'interpolation a été appliquée successivement :

- à toutes les observations (73 valeurs) ;
- aux observations de la cible uniquement (15 valeurs) ;
- aux observations sans la cible (58 valeurs).

Les deux derniers tests ont été effectués pour étudier l'influence de la cible sur la valeur optimale de la portée d'une part, et sur la valeur de l'erreur quadratique moyenne d'autre part.

*b) Variogramme des résidus à la moyenne climatique saisonnière*

La moyenne climatique saisonnière peut être estimée en chaque point du degré carré, sachant que le gradient nord-sud est de 1 mm/km, et que l'isohyète moyenne annuelle au sud du degré carré a pour valeur 600 mm. L'origine du repère étant prise à 13°N, 2°E, il vient :

$$m(x,y) = 600/1.05 - y,$$

$$\text{soit : } m(x,y) = 571 - y.$$

Rappelons que l'on corrige la moyenne annuelle climatique par le facteur 1/1.05 pour tenir compte du fait que le total sur la saison des pluies représente environ 95 % du total annuel.

Les résidus  $\epsilon$  à la moyenne climatique se calculent en chaque point observé par :

$$\epsilon(x_i, y_i) = Z(x_i, y_i) - m(x_i, y_i).$$

La valeur interpolée de pluie en chaque noeud de grille se calcule après estimation des résidus par l'expression suivante :

$$Z^*(x,y) = \epsilon^*(x,y) + m(x,y),$$

où  $\epsilon^*$  est la valeur interpolée du résidu au point  $(x,y)$ .

Les variogrammes expérimental et modélisé des résidus des cumuls saisonniers de 1990 sont présentés figure III.8.

Le variogramme des résidus a le même comportement à l'origine que le variogramme des données brutes. En particulier, on peut identifier un variogramme de même portée (10 km), qui indique une disparition rapide de l'organisation spatiale de petite échelle. Il apparaît également un second palier à partir de 40 km, d'une valeur de 4500 mm<sup>2</sup>. Ceci nous fait supposer qu'il existe deux échelles d'organisation spatiale : une petite échelle, inférieure à 10 km, décrite par les données de la cible, et une moyenne échelle, entre 10 et 40 km. Au-delà, il n'y a plus de corrélation entre les points de mesures. La valeur de 4500 mm<sup>2</sup>, déterminée à partir du variogramme des données brutes représente donc bien la variance décorrélée du champ de valeurs.



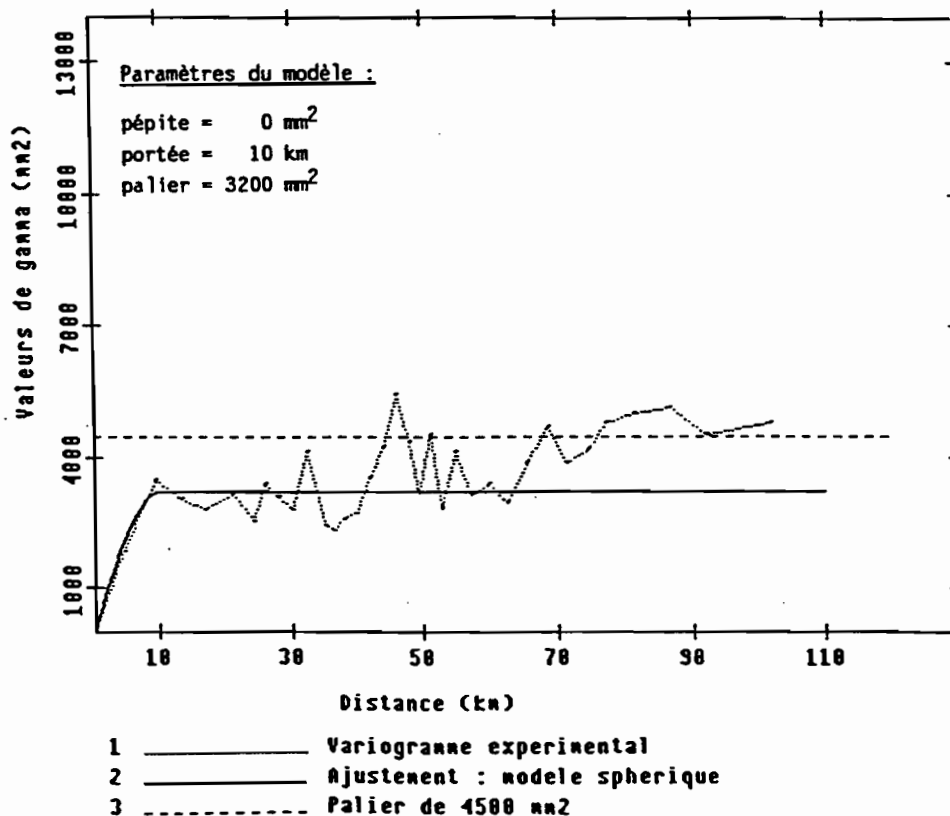


Figure III.8 : Variogramme expérimental des résidus à la moyenne climatique et modèle ajusté.  
Année 1990.

*c) Variogramme par azimuth*

On considère que le variogramme des points situés dans une direction perpendiculaire à la direction selon laquelle varie la moyenne climatique est débarrassé de l'effet de dérive.

Sur le degré carré, la moyenne climatique variant dans le sens nord-sud, le variogramme a été déterminé dans la direction est-ouest, en considérant tous les points situés dans un cône de 60° autour de cette direction.

Les variogrammes expérimental et ajusté sont représentés figure III.9.

Les paramètres du variogramme modélisé ne sont pas sensiblement différents de ceux déterminés à partir du variogramme calculé dans toutes les directions de l'espace. En particulier, la portée déterminée est de 15 km. Elle pourrait éventuellement être estimée à 20 km. Ces deux valeurs restent néanmoins très inférieures à la valeur de 50 km trouvée en 1989, et plus

généralement, à l'idée a priori que l'on peut avoir des distances au-delà desquelles deux cumuls saisonniers ne présentent plus de corrélation.

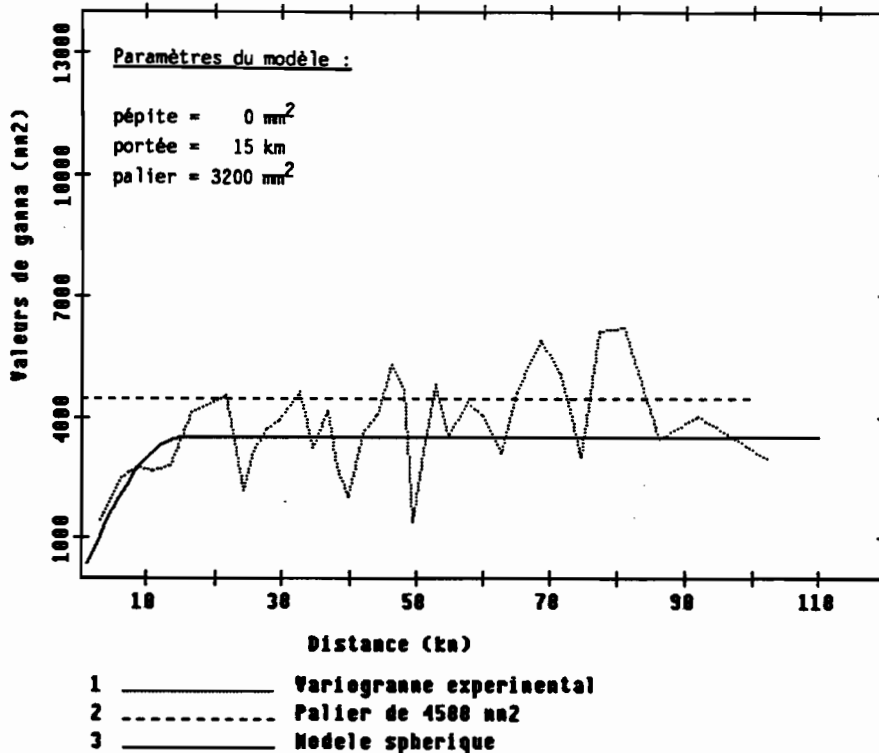


Figure III.9 : Variogramme des valeurs mesurées dans la direction est-ouest. Année 1990.

#### d) Résultats

Il s'agit de déterminer, parmi les sept méthodes d'interpolation décrites ci-dessus, celle donnant l'erreur quadratique moyenne minimum, et la valeur de la portée correspondante. Ces résultats sont consignés dans le tableau III.6. La figure III.10 représente les variations de l'erreur quadratique moyenne en fonction de la portée, pour toutes les variantes d'interpolation mises en oeuvre.

La colonne "Toutes valeurs" du tableau III.6 indique que le krigeage simple, que nous avons utilisé précédemment, n'est pas le meilleur interpolateur. Par contre, la portée de 10 km déduite de l'analyse du variogramme brut se trouve dans la partie la plus basse de la courbe (figure III.10 a)), ce qui montre que l'ajustement visuel effectué est correct.

	Toutes valeurs	Cible uniquement	Pas de cible
Krigeage simple	61.4 13 km	42.4 13 km	65.8 12 km
Krigeage universel	58.0 11 km	48.3 13 km	61.4 - 61.9 0 - 13 km
Krigeage des résidus	59.3 12 km	42.0 13 km	63.2 - 63.3 0 - 13 km
Krigeage simple voisinage de 6 postes	58.7 - 59.7 0 - 12 km		61.7 - 62.7 0 - 13 km
Krigeage universel voisinage de 6 postes	63.2 - 63.9 0 - 12 km		65.4 11 km
Krigeage des résidus voisinage de 6 postes	59.2 - 60.0 0 - 11 km		62.3 - 62.7 0 - 12 km
Plan moyen $Z(x,y) = 472-y$	60.0	49.1	62.5

Tableau III.6 : Erreur quadratique moyenne minimale (CRIT en mm) obtenue pour chaque variante d'interpolation testée, et valeur de la portée correspondante.

Il apparaît que le meilleur interpolateur est le krigeage universel des observations, avec un variogramme de portée 11 km. Toutefois la valeur du critère d'erreur correspondant (58.0 mm) est proche de celle trouvée en procédant au krigeage simple des observations avec un voisinage glissant de 6 postes, qui varie entre 58.7 et 59.7 mm pour une portée de 0 à 12 km.

L'analyse effectuée à partir du réseau sans la cible conduit aux mêmes conclusions.

Les courbes figure III.10 mettent en évidence que la valeur de l'erreur quadratique moyenne augmente significativement lorsque la portée est supérieure à une dizaine de kilomètres. En outre, on constate que pour certaines variantes d'interpolation par krigeage (comme le krigeage simple des observations en voisinage glissant), l'erreur minimum est obtenue pour une portée de 0 km (voir également le tableau III.6, colonnes "Toutes valeurs" et "Pas de cible"). Ceci signifie que l'on considère qu'il n'y a pas de corrélation entre les mesures. Ce point sera développé dans la conclusion.

Lorsque l'on ne considère que la cible, le krigeage simple et le krigeage des résidus donnent des résultats équivalents, pour une portée de 13 km (critère de 42.4 et 42.0 mm respectivement). Le krigeage universel conduit à la valeur la plus forte du critère (48.3 mm). Sur 100 km<sup>2</sup>, la composante climatique induit une différence de 10 mm entre le sud et le nord. Il est donc inutile, sur une surface de cette taille, de tenir compte de la dérive du champ de valeurs.

La courbe figure III.11 montre les variations de l'erreur quadratique moyenne en fonction de la portée. Les variations de l'erreur entre 0 et 13 km se retrouvent sur les courbes de la figure III.10 a), avec une amplitude moindre.

Par conséquent, la prise en compte des valeurs de la cible pour déterminer le meilleur interpolateur conduit à calculer une erreur quadratique moyenne qui dépend fortement de ces valeurs, du fait de la redondance de l'information. Elle intervient également dans la détermination de la portée optimale. En effet, on remarque sur les courbes de la figure III.10 a) et b) un minimum absolu pour les valeurs de portée de 11, 12 et 13 km selon la variante, alors que les courbes correspondantes de la figure III.10 c) et d) montrent un palier entre 0 et 13 km. Le minimum absolu de l'erreur quadratique moyenne, 58.0 mm, trouvé en interpolant par krigeage universel avec un variogramme de portée de 11 km, est donc dû aux valeurs de la cible.

Le tableau III.6 indique également que, sauf au niveau de la cible, le plan moyen est un bon interpolateur, puisque l'erreur quadratique moyenne alors calculée est du même ordre de grandeur que les minima trouvés en reconstituant par krigeage. Ceci signifie que pour l'interpolation des cumuls saisonniers de 1990, le krigeage apporte peu d'information par rapport à la moyenne de la zone à laquelle on ajoute le gradient climatique. Ceci est vrai à condition que la moyenne de la surface soit bien connue, ce qui n'est pas généralement possible à partir des réseaux nationaux (voir volet 3 suivant).

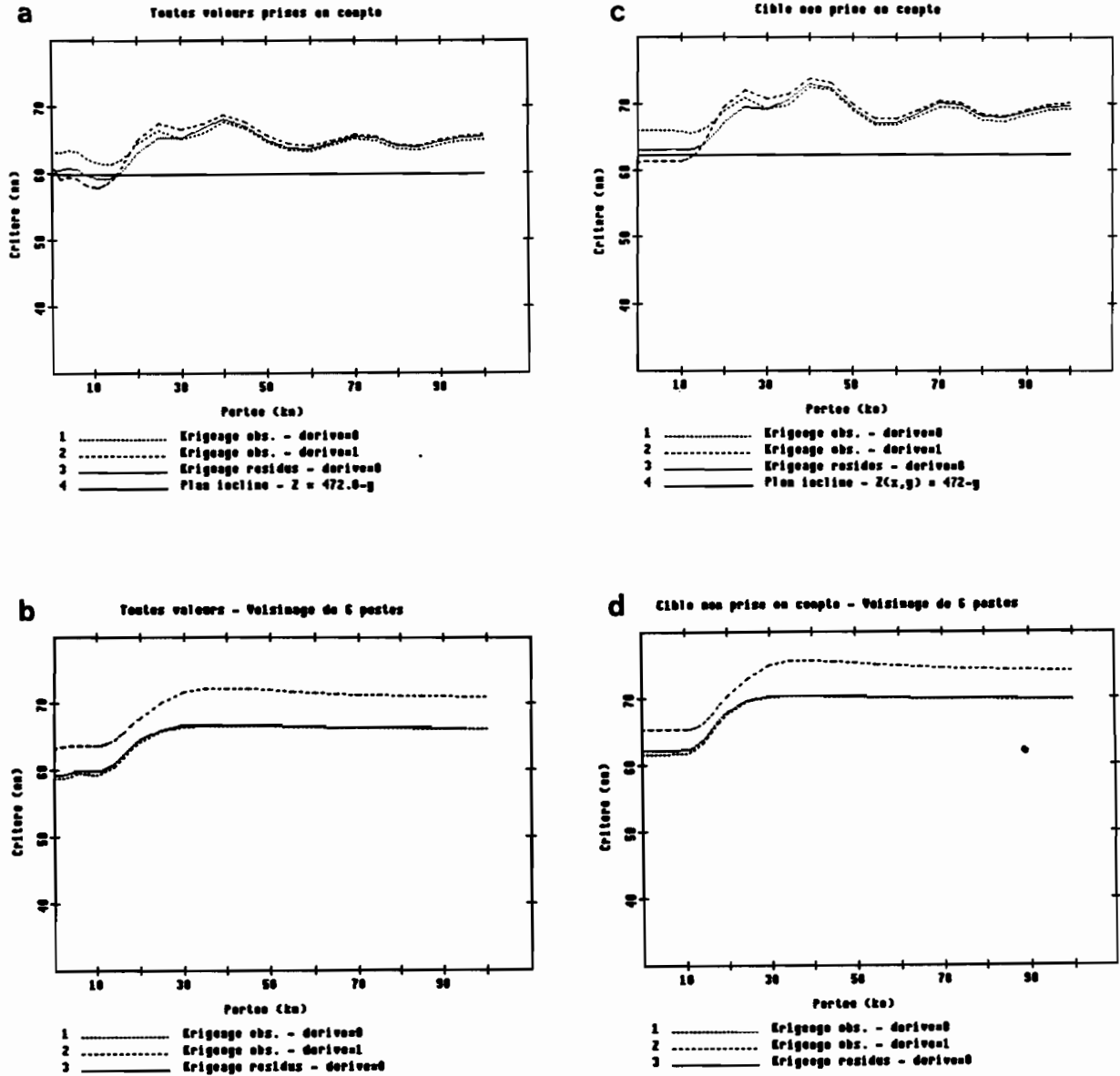


Figure III.10 : Variations de l'erreur quadratique moyenne en fonction de la variante d'interpolation, et de la portée du variogramme.

a) critère calculé sur toutes les valeurs et krigeage à partir de tous les points ;

b) critère calculé sur toutes les valeurs et krigeage à partir des 6 voisins du point interpolé ;

c) critère calculé sur les valeurs sans la cible et krigeage à partir de tous les points ;

d) critère calculé sur les valeurs sans la cible les valeurs et krigeage à partir des 6 voisins du point interpolé ;

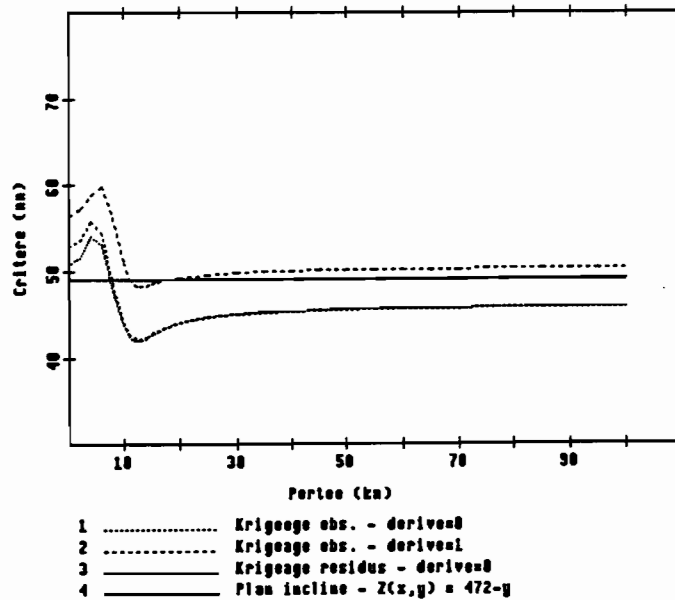


Figure III.11 : Variations de l'erreur quadratique moyenne en fonction de la variante d'interpolation et de la portée du variogramme. Valeurs de la cible uniquement.

#### e) Conclusion

Les résultats, dans leur ensemble, montrent que cinq méthodes permettent de reconstituer les cumuls saisonniers de 1990 avec sensiblement la même valeur du critère, comprise entre 58 et 60 mm :

- le krigage universel ;
- le krigage des résidus ;
- le krigage en voisinage glissant, en considérant 6 postes ;
- le krigage en voisinage glissant des résidus ;
- le plan moyen.

Ils mettent également en évidence que la portée à prendre en compte si l'on procède à l'interpolation par krigage est inférieure à 12-13 km, c'est à dire inférieure à la maille de base du réseau.

La présence de la cible a permis de révéler la structure à petite échelle des cumuls saisonniers, qui n'aurait pu être déduite de la structure aux distances supérieures.

Sur cette cible, où les inter-distances sont inférieures à 10 km, l'interpolation optimale par krigeage conduit à une meilleure reconstitution que la moyenne arithmétique (erreur quadratique moyenne de 42.4 contre 52.9 mm, soit un écart de 25 %), ou le plan moyen (erreur quadratique moyenne de 49.1 mm, soit un écart de 16 % par rapport au critère d'erreur obtenu par krigeage). Il en serait vraisemblablement de même pour tout réseau où les interdistances moyennes sont inférieures à la portée du variogramme.

Les cumuls saisonniers de 1990 sont donc organisés à l'échelle du degré carré (13 000 km<sup>2</sup>) selon le gradient climatique. A une échelle inférieure, il existe une corrélation entre les mesures jusqu'à une dizaine de kilomètres.

Par conséquent, dans le cas particulier de la saison 1990, il semble inutile de recourir au krigeage pour interpoler les cumuls saisonniers, avec un réseau dont la maille de base est supérieure à une dizaine de kilomètres. Une moyenne arithmétique avec un voisinage glissant de 20 km est suffisante. Les figures III.12 et III.13 permettent de comparer la carte ainsi obtenue avec la carte obtenue par krigeage universel des valeurs observées. L'allure générale est la même, toutefois le krigeage universel donne des isohyètes plus lisses.

Ces conclusions soulignent d'une manière étonnante la grande variabilité spatiale d'une grandeur intégrée dans le temps, dont on supposait des variations très lisses.

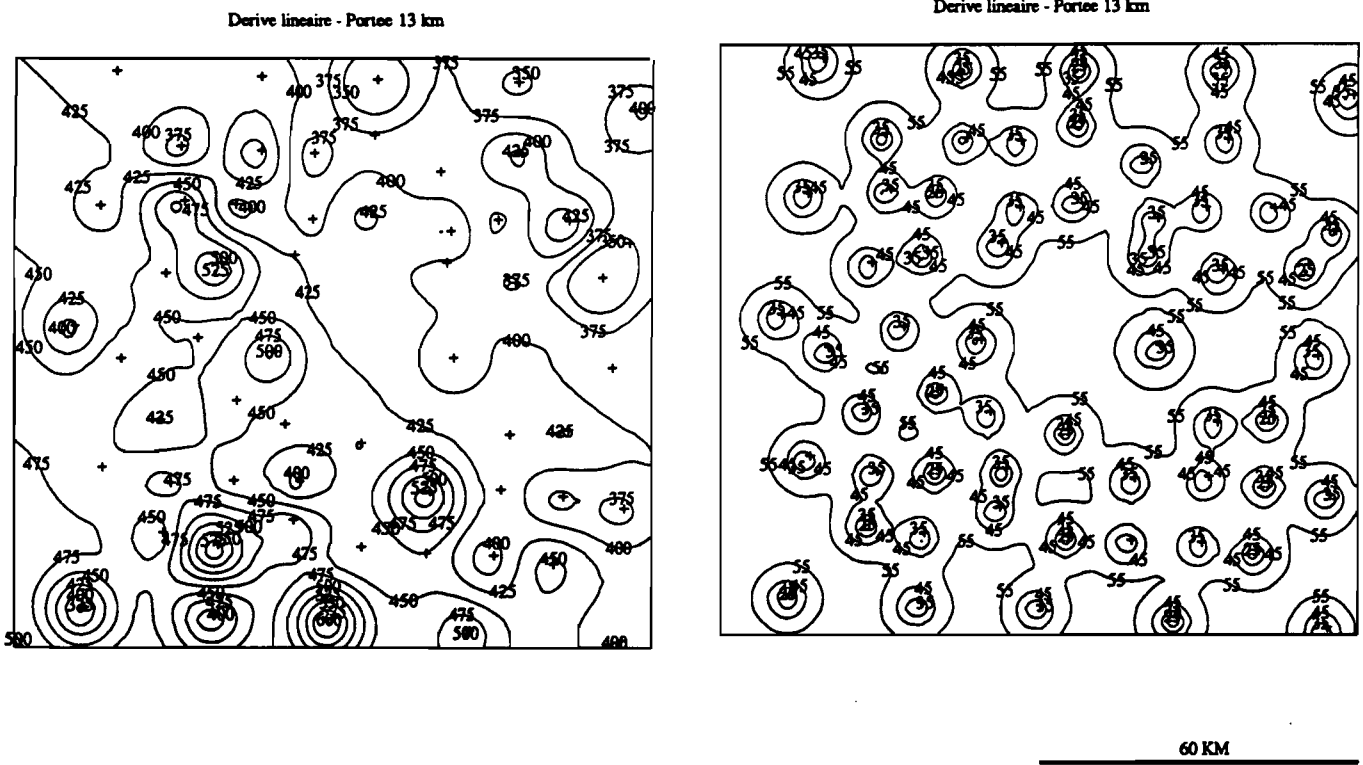


Figure III.12 : Isohyètes des cumuls saisonniers de 1990 déterminées par krigeage universel (dérive linéaire) et écarts-types d'estimation associés (mm).

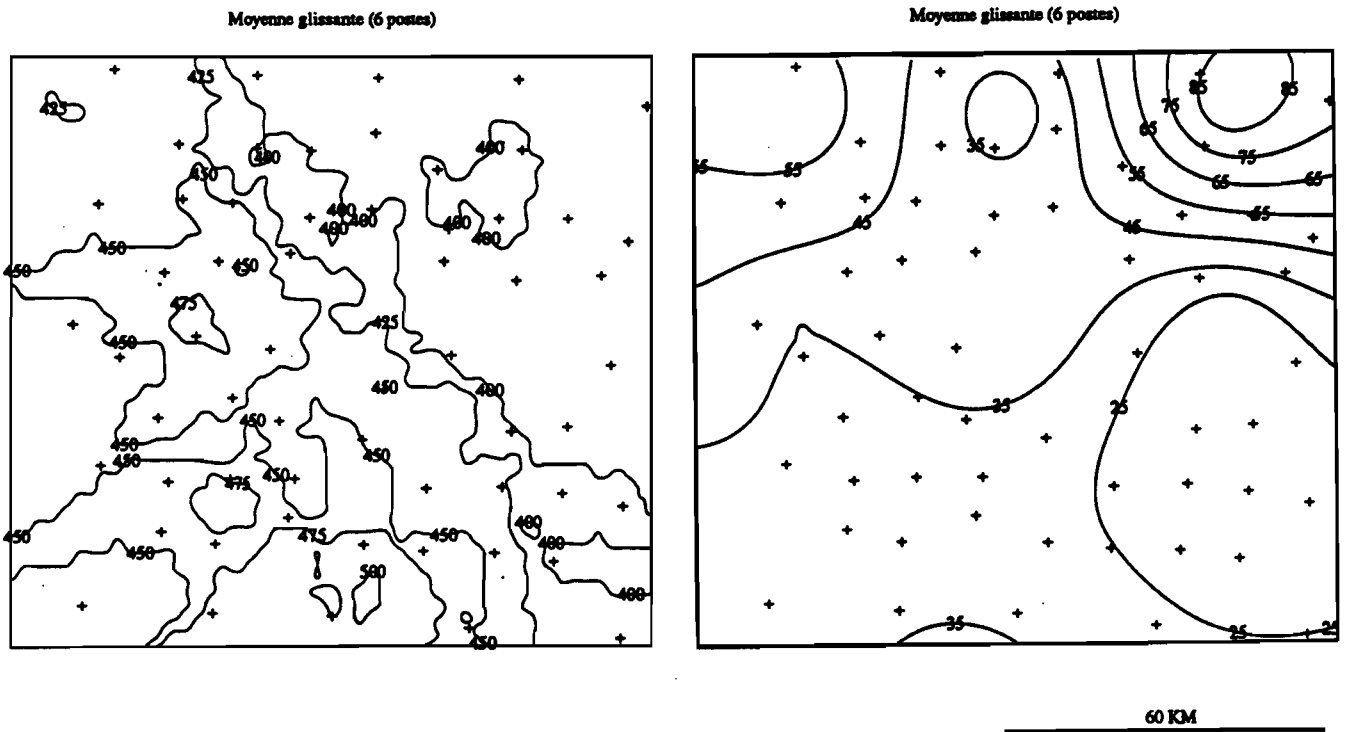


Figure III.13 : Isohyètes des cumuls saisonniers de 1990 déterminées par moyenne glissante (6 postes) et écarts-types d'estimation associés (mm).



#### 2.3.4. Conclusions

La structure spatiale des cumuls saisonniers est mise en évidence par le variogramme des observations. L'analyse des données de deux saisons des pluies montre une organisation spatiale différente suivant l'année considérée : la variabilité à petite distance (pente à l'origine), et à moyenne distance (valeur de la portée) est différente, ainsi que la variance du champ (valeur du palier). Cette analyse nous indique que la fonction de structure déterminée pour une année n'est pas applicable à une autre année.

Les cartes d'isohyètes montrent des variations douces dans un cas, plus brutales dans l'autre, avec localement de forts gradients (figures III.6 et III.7).

Le gradient climatique superposé aux fluctuations saisonnières, apparaît plus ou moins nettement. L'espérance du champ de pluie n'est donc pas constante dans l'espace, et les hypothèses nécessaires au krigeage simple ne sont pas vérifiées.

La prise en compte de cette dérive du champ de pluie, soit en recourant au krigeage universel, soit en procédant à l'interpolation par krigeage en voisinage glissant, permet une meilleure interpolation.

Toutefois, en 1990, les cumuls saisonniers sont structurés à une échelle ne dépassant pas la dizaine de kilomètres, et nous avons constaté que le plan moyen ou la moyenne arithmétique par voisinage glissant reconstituait les valeurs avec un critère d'erreur quasiment identique. On montre également que la reconstitution des valeurs par la moyenne arithmétique en tout point donne un critère de 62.6 mm, peu différent de l'écart-type expérimental du champ de valeurs (64.5 mm).

Pour que l'interpolateur de krigeage soit supérieur aux interpolateurs simples comme le plan moyen ou la moyenne arithmétique, il aurait fallu cette année-là que le réseau contienne au minimum 1 poste tous les 5 km.

Il n'en est pas de même pour la saison des pluies 1989 : on peut déduire du variogramme des données brutes une portée de 50 km. Le variogramme des résidus permet d'identifier, d'une manière beaucoup plus nette, la même fonction de structure (figure III.14), et de bien déterminer

le palier.

Dans ce cas, l'apport du krigeage, la dérive étant prise en compte par krigeage en voisinage glissant ou par krigeage universel, serait effectif par rapport à la reconstitution par le plan moyen ou par la moyenne arithmétique.

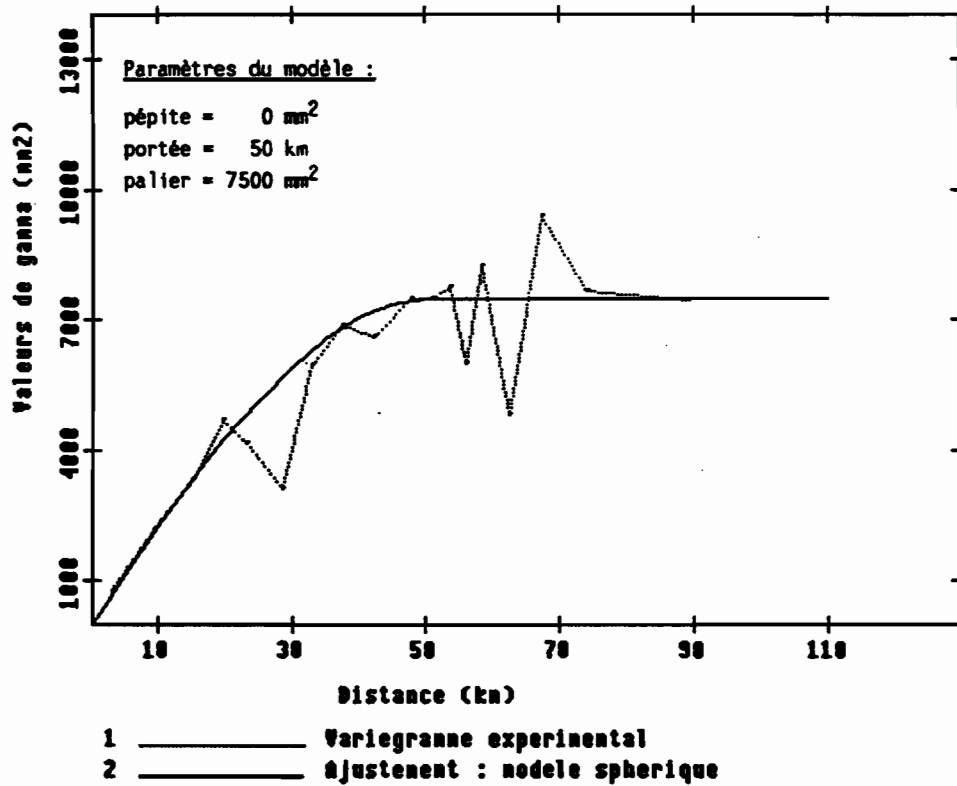


Figure III.14 : Variogramme expérimental des résidus à la moyenne climatique et modèle ajusté.

Saison 1989.

### **3. VARIATIONS DES ISOHYETES ET DES MOYENNES SURFACIQUES SELON LA FONCTION DE STRUCTURE ET LE NOMBRE DE POSTES**

L'influence de ces deux facteurs a été étudiée expérimentalement, en considérant d'une part le jeu de données de 1990, plus important que celui de 1989, et d'autre part des modèles de variogrammes qui sont indépendants des données.

Il a été montré (Lebel, 1984, Muñoz-Pardo, 1987) que la variance d'estimation des valeurs interpolées et des moyennes surfaciques varie de façon inverse à la portée du variogramme. Une valeur faible, comme celle observée en 1990, conduira à une moins bonne estimation des valeurs moyennes qu'une valeur élevée. Ce point est développé en 3.1.

Une autre conséquence est que si l'on dégrade le réseau, d'une part, on n'aura plus d'information sur la structure des cumuls, d'autre part, l'importance des postes retenus pour calculer les isohyètes et les moyennes surfaciques sera d'autant plus grande que la densité sera faible. C'est ce que nous analysons en 3.2.

#### **3.1. Influence de la fonction de structure**

La fonction de structure considérée est un variogramme sphérique de pépite nulle et de palier unitaire, dont nous avons fait varier la portée entre 10 et 100 km. Les moyennes surfaciques et les écarts-types d'estimation ont été calculés à partir du réseau complet pour des surfaces centrées sur la cible de tailles comprises entre  $15 \times 15 \text{ km}^2$  (9 pixels Météosat) et  $100 \times 100 \text{ km}^2$  (environ un degré carré).

Les résultats sont donnés dans le tableau III.7.

On constate que, quelle que soit la surface considérée, la moyenne surfacique varie peu, alors que les écarts-types d'estimation peuvent être divisés par 3 selon que l'on prend un variogramme de portée 10 ou 100 km (cas des surfaces de  $15 \times 15$  et  $100 \times 100 \text{ km}^2$ ).

Surface (km <sup>2</sup> ) Portée (km)	15x15	30x30	50x50	100x100
10	408.0 / 12.9	419.9 / 19.7	423.3 / 14.5	424.4 / 10.7
11	407.3 / 12.2	419.7 / 20.0	423.6 / 14.5	424.8 / 10.4
12	406.9 / 11.9	419.8 / 20.0	424.0 / 14.5	425.1 / 9.9
20	405.5 / 9.4	416.9 / 18.4	422.7 / 13.5	424.4 / 7.9
30	405.9 / 7.7	419.8 / 13.3	427.2 / 10.9	425.6 / 6.0
40	405.5 / 6.7	415.3 / 12.2	422.9 / 9.2	423.9 / 5.3
50	406.0 / 6.0	418.2 / 10.9	424.9 / 8.5	424.4 / 4.6
60	405.7 / 5.4	417.5 / 9.9	425.2 / 7.8	424.7 / 4.3
70	405.8 / 5.0	417.3 / 9.1	423.7 / 7.2	423.9 / 4.1
100	405.9 / 4.2	418.0 / 7.7	425.1 / 6.0	424.4 / 3.5

Tableau III.7 : Moyennes surfaciques (à gauche) et écarts-types d'estimation (à droite - exprimés en pourcentage de l'écart-type du champ de valeurs  $s_k$ ) calculés pour différentes valeurs de la portée du variogramme.

*Nota* : Les écarts-types d'estimation plus faibles dans la surface de 15x15 km<sup>2</sup> que dans les surfaces de 30x30 et 50x50 km<sup>2</sup> s'expliquent par une densité relative plus élevée.

Ces valeurs peuvent être exprimées en pourcentage de la moyenne surfacique  $Z_s$ . En reprenant les notations de la partie II, et en appelant  $\sigma_u$  l'écart-type unitaire présenté dans le tableau, l'expression de l'écart-type associé à la moyenne  $Z_s$  est la suivante :

$$\sigma E = \sigma_u \cdot s_k, \text{ d'où}$$

$$\frac{\sigma E}{Z_s} = \sigma_u \cdot \frac{s_k}{Z_s}$$

Le coefficient  $s_k/Z_s$  (égal au coefficient de variation spatial pour la surface de 100x100 km<sup>2</sup>) est compris entre 0.158 et 0.165 selon la surface considérée. On le considérera égal à 0.16. On en déduit donc :

$$\frac{\sigma E}{Z_s} = \sigma_u \cdot 0.16.$$

Les courbes suivantes présentent les variations de cette erreur relative en fonction de la valeur de la portée du variogramme.

Les écarts-types diminuent par construction mathématique et non du fait de la réalité.

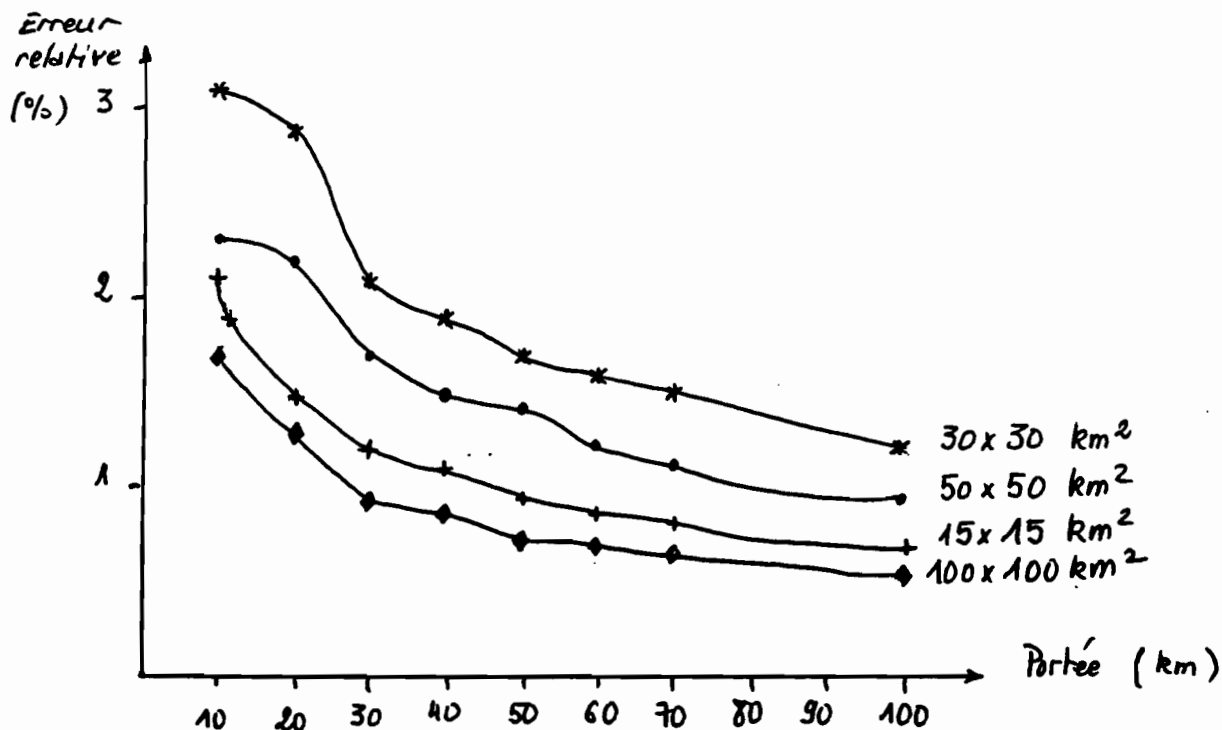


Figure III.15 : Variations des erreurs relatives par rapport à la moyenne surfacique en fonction de la valeur de la portée pour différentes tailles de surfaces.

Les valeurs d'erreurs relatives sont très faibles (toutes inférieures à 3.1 %), car les calculs ont été conduits à partir du réseau complet, présentant une forte densité au centre des surfaces d'estimation, qui influe beaucoup sur les valeurs des écarts-types d'estimation. Ceci illustre bien que le réseau d'EPSAT-Niger est nettement redondant pour ce qui concerne l'estimation sur l'ensemble du degré carré. La section suivante (3.2) traite du cas où l'interpolation est effectuée pour un réseau de densité inférieure, pour la surface de 100x100 km<sup>2</sup>.

### 3.2. Influence du nombre de postes

#### 3.2.1. Calcul des isohyètes

Le réseau de base (73 valeurs dont 15 dans une surface de 150 km<sup>2</sup> environ) a été progressivement dégradé en sous-réseaux de densité à peu près homogène, jusqu'à l'obtention d'un sous-réseau de 5 postes pour 10 000 km<sup>2</sup> (1 poste tous les 70 km). Pour les sous-réseaux de densité les plus faibles, les postes ont été choisis au hasard.

Les isohyètes ont été calculées à partir des observations aux points retenus, avec un variogramme sphérique dont les paramètres sont les suivants : portée 100 km, ce qui permet de prendre en compte tous les points de mesures, pépité nulle, et palier 4500 mm<sup>2</sup>.

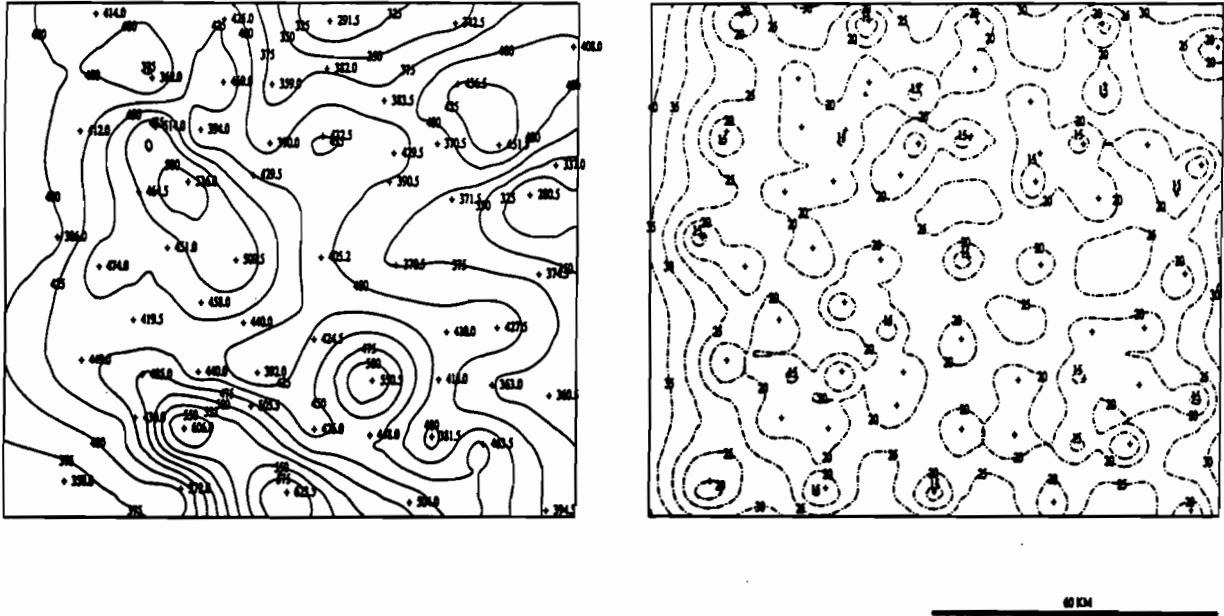
Les cartes obtenues (figures III.16 et III.17) montrent que la complexité des isolignes qui apparaissait avec le réseau complet disparaît à mesure que la densité du réseau diminue. Pour les sous-réseaux les moins denses (5 postes et 7 postes), on retrouve la forme lisse des isohyètes orientées selon les latitudes, résultats qui concordent avec ceux présentés pour les cumuls mensuels dans Chauvin et Lebel (1991). Toutefois, suivant l'échantillonnage, le sens du gradient que l'on calcule est différent de celui du gradient climatique. Il apparaît inversé sur la carte déduite du sous-réseau de 5 postes, les valeurs les plus faibles ayant été mesurées au sud du degré carré, dans un champ très peu contrasté.

Les réseaux météorologiques d'Afrique de l'Ouest n'ont des densités supérieures à 1 poste/50 km que par endroits. Par conséquent, à l'échelle du degré carré, les cartes d'isohyètes que l'on construit à partir de tels réseaux d'une part, ne permettent pas de rendre le détail de la variabilité spatiale des cumuls saisonniers, d'autre part, peuvent donner une information totalement différente sur la saison des pluies selon les hasards de l'échantillonnage.

#### 3.2.2. Calcul des moyennes

L'estimation des moyennes surfaciques (valeur et précision) est également affectée par la dégradation du réseau de mesures. Les sous-réseaux définis précédemment ont été utilisés pour calculer la moyenne sur la surface de 10 000 km<sup>2</sup>, et l'écart-type d'estimation associé.

## Réseau de 59 postes (1 poste pour 15 km environ)



## Réseau de 24 postes (1 poste pour 25 km environ)

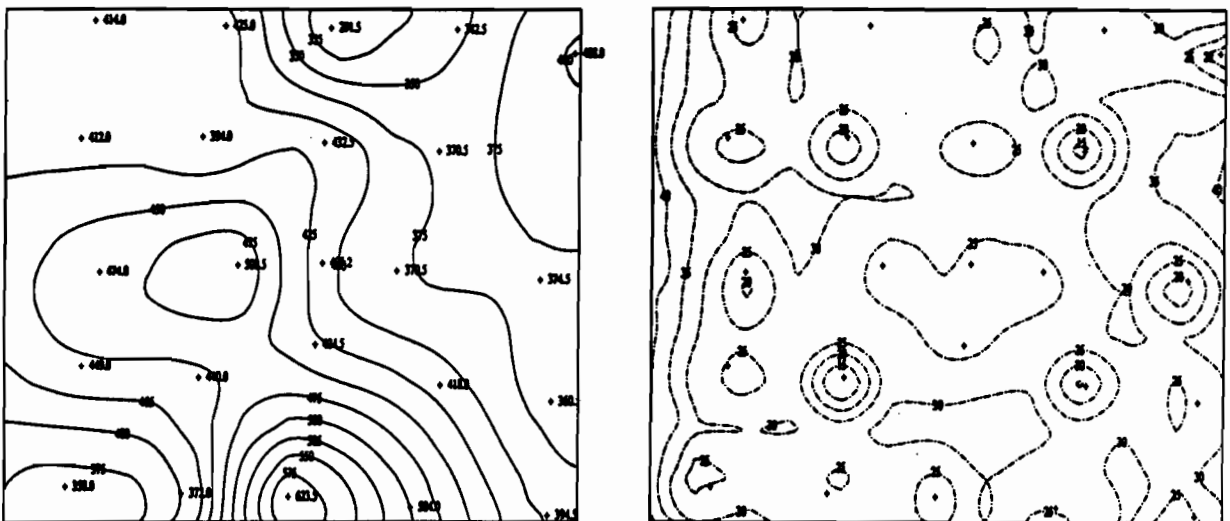
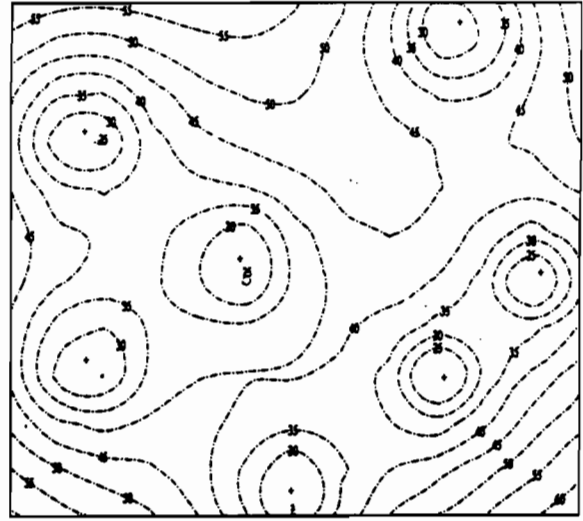
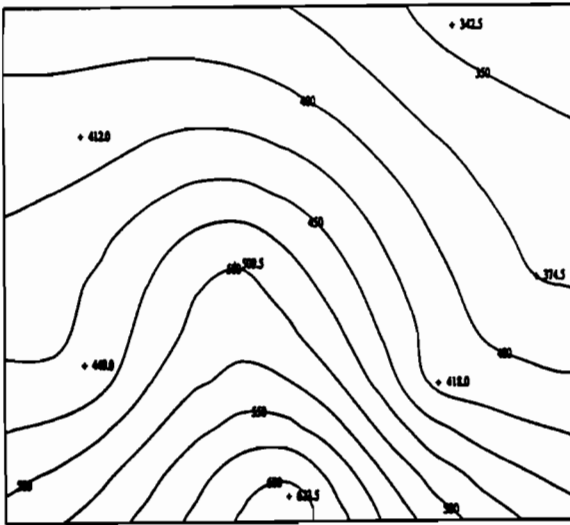


Figure III.16 : Isohyètes et écarts-types d'estimation (en tireté) des cumuls saisonniers de 1990 sur le degré carré de Niamey, déterminées avec des sous-réseaux de différentes densités (mm).

## Réseau de 7 postes (1 poste pour 50 km environ)



60 KM

## Réseau de 5 postes (1 poste pour 70 km environ)

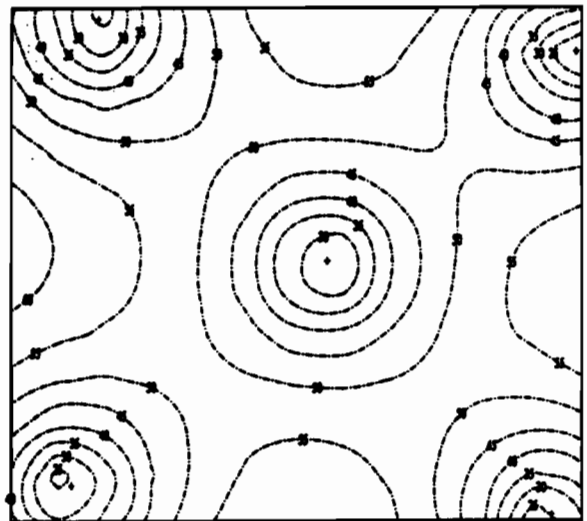
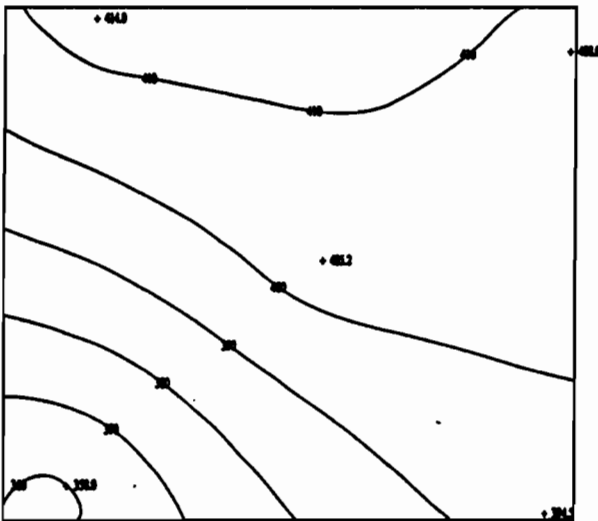


Figure III.17 : Isohyètes et écarts-types d'estimation (en tireté) des cumuls saisonniers de 1990 sur le degré carré de Niamey, déterminées avec des sous-réseaux de différentes densités (mm).



L'interpolation a été effectuée en considérant successivement un variogramme de portée 10, 50, et 100 km.

Les résultats sont présentés figure III.18, sous la forme de l'intervalle de confiance à 95 %, construit à  $\pm 2$  écarts-types de krigeage autour de la moyenne de référence (422 mm, calculée par krigeage des résidus avec 73 postes), sous l'hypothèse d'une distribution normale des écarts à la moyenne. L'intervalle de confiance obtenu est donc un intervalle théorique, alors que les moyennes calculées sont des moyennes expérimentales, qui dépendent fortement des valeurs mesurées.

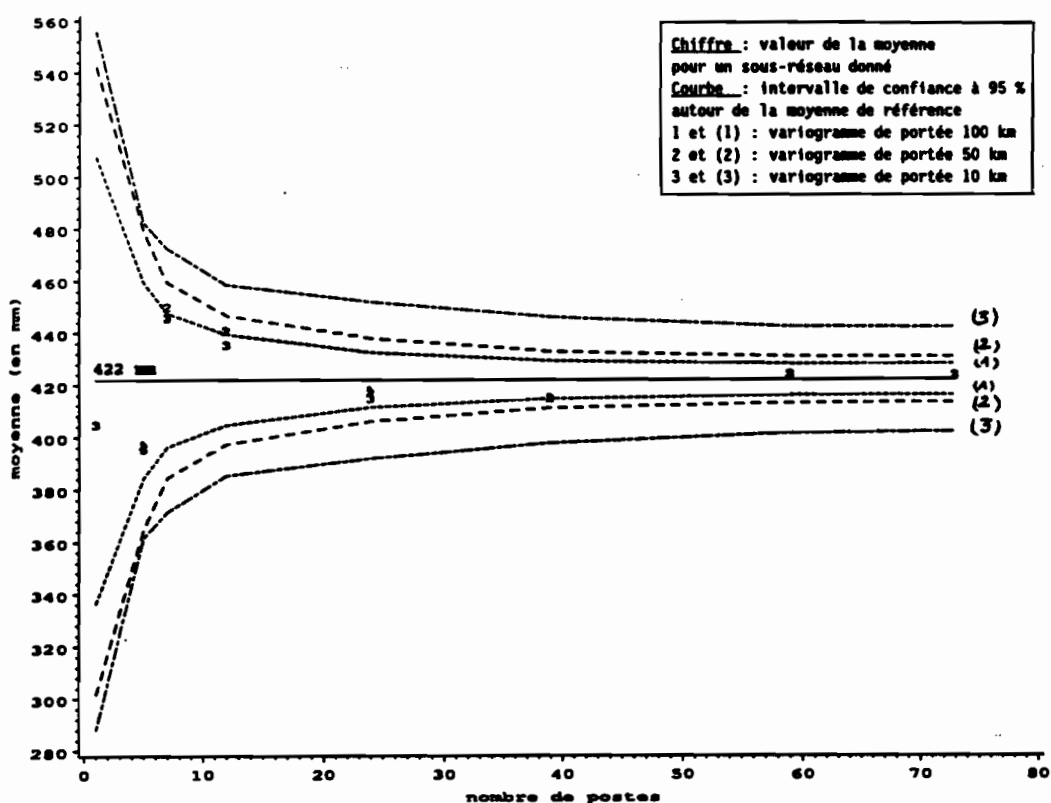


Figure III.18 : Evolution de la moyenne surfacique en fonction du nombre de postes. En de nombreux points, les moyennes calculées par les trois variogrammes sont confondues.

Les courbes indiquent que les moyennes calculées à partir des sous-réseaux sont proches de la moyenne de référence, par contre les écarts-types d'estimation augmentent quand la densité décroît, d'autant plus rapidement que la portée est faible. Nous avons constaté que deux saisons des pluies pouvaient présenter des variogrammes de portée très différente. Par conséquent, selon l'année considérée, un même réseau de postes ne permet pas d'obtenir la même précision sur les

moyennes surfaciques.

Ainsi, si l'on veut calculer une moyenne saisonnière avec un écart inférieur à 10 % de la moyenne de référence, il faudra utiliser un réseau de 10 postes environ (1 poste tous les 35 km) si les cumuls saisonniers présentent une faible distance de décorrélation (variogramme de portée de 10 km), alors que moins de 7 postes (1 poste tous les 50 km) suffisent si les cumuls saisonniers sont organisés à plus grande échelle (variogramme de portée 50 km).

De même, si l'on se fixe un écart inférieur à 5 % de la moyenne de référence, ces valeurs seront de 50 contre 20 environ (c'est à dire 1 poste tous les 15 km contre 1 poste tous les 25 km).

Ces résultats, déterminés à partir des cumuls saisonniers de 1990, sont applicables aux cumuls saisonniers de 1989, car les coefficients de variations définis spatialement sont égaux. En reprenant le formalisme utilisé précédemment :

$$\frac{(s_k)_{1989}}{(Z_s)_{1989}} \approx \frac{(s_k)_{1990}}{(Z_s)_{1990}} = 0.16$$

L'erreur relative à la moyenne de référence se calcule donc par :

$$\begin{aligned} \frac{(\sigma_E)_{1989}}{(Z_s)_{1989}} &= \frac{(\sigma_E)_{1990} (s_k)_{1989}}{(Z_s)_{1989} (s_k)_{1990}} \\ &\approx \frac{(\sigma_E)_{1990} (s_k)_{1990}}{(Z_s)_{1990} (s_k)_{1990}} = \frac{(\sigma_E)_{1990}}{(Z_s)_{1990}} \end{aligned}$$

S'il se confirme que, quelle que soit l'année, les coefficients de variation définis spatialement sont égaux, les résultats que nous avons présentés sont donc applicables à n'importe quelle saison des pluies.

### 3.3. Conclusions

L'analyse des cumuls saisonniers de 1990 montre que la structure des isohyètes est très mal représentée si la maille moyenne du réseau de mesures est supérieure à la portée du variogramme. A l'échelle du degré carré, un réseau de densité équivalente à celle de nombreux réseaux nationaux africains comme la variabilité locale, qui peut pourtant atteindre plus de 100 mm sur des distances de moins de 10 km. En outre, cela peut conduire à une représentation du champ pluviométrique dont le gradient est l'inverse du gradient réel.

En résumé, et pour une surface de 10 000 km<sup>2</sup>, avec un réseau de 1 poste tous les 35 km, on estimera le cumul saisonnier avec une marge d'erreur de 8 à 10 %, selon la variabilité propre à la saison considérée. Avec un réseau de 1 poste pour 50 km, cette marge d'erreur serait de 10 à 12 % ; dans le cas de la saison 1990, cela signifierait  $422 \pm 50$  mm.

#### **4. INFLUENCE D'UN EVENEMENT EXCEPTIONNEL : LE 4 AOUT 1989**

Le 4 août 1989 a été observé sur le degré carré de Niamey l'événement le plus important de l'année, en termes de cumuls mesurés et de durée de vie. Il a donné lieu à des inondations à Niamey, où de nombreuses cases ont été détruites, et où longtemps après la pluie les rues de Niamey ressemblaient encore à des ruisseaux. Il ne s'agit pas ici de faire une étude de cas sur cet événement exceptionnel, mais d'en donner les caractéristiques principales, pour ensuite étudier son influence sur les cumuls saisonniers.

##### **4.1. La nuit du 4 août**

L'épisode pluvieux du 4 août 1989 a débuté à 1h00 sur la station la plus à l'est du réseau, et a atteint toutes les stations du degré carré. La fin de la pluie a eu lieu à 11h30 sur un poste situé à 20 km au nord-est de Niamey. L'événement a donc duré au total 10h30, et sa moyenne krigée est de 72.5 mm. C'est la plus forte valeur moyenne observée en 1989.

La carte des cumuls observés et des isohyètes de l'événement calculées par krigeage est donnée figure III.19. On constate deux zones de très forte pluviosité dans la partie nord du degré carré, qui s'étirent selon la direction nord-est, sud-ouest (isohyètes supérieures à 100 mm). La valeur maximale (155.5 mm) a été observée dans cette partie, au nord de la cible. Le sud de la zone a été moins fortement atteint, et la valeur minimale de 17.5 mm y a été observée.

Notons ici que la valeur maximale est presque dix fois plus forte que la valeur minimale, alors que les deux sites ne sont séparés "que" de 66.5 km. Cette constatation devrait inciter, tout en restant critique vis-à-vis des données, à ne pas éliminer des relevés une valeur forte à très forte (ni, à l'inverse, une valeur semblant trop faible) qui paraît isolée dans un réseau où l'on a peu de points de mesure (par exemple un point tous les 50 km).

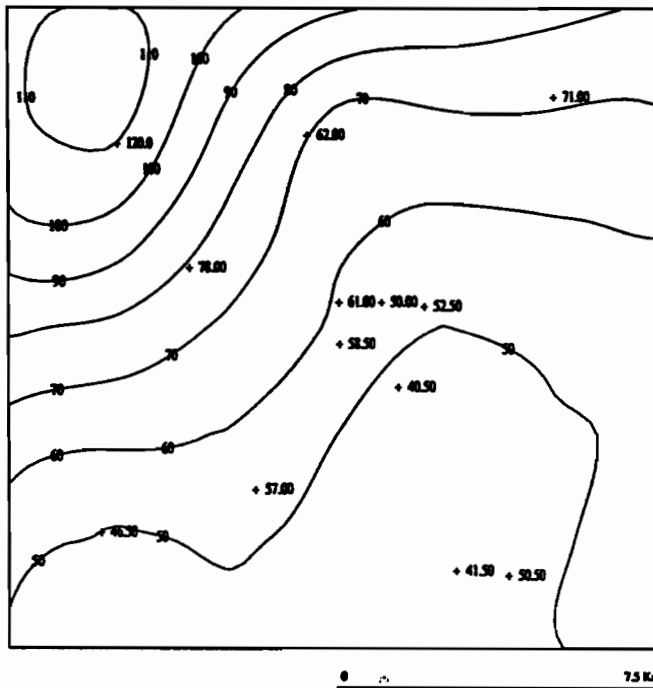
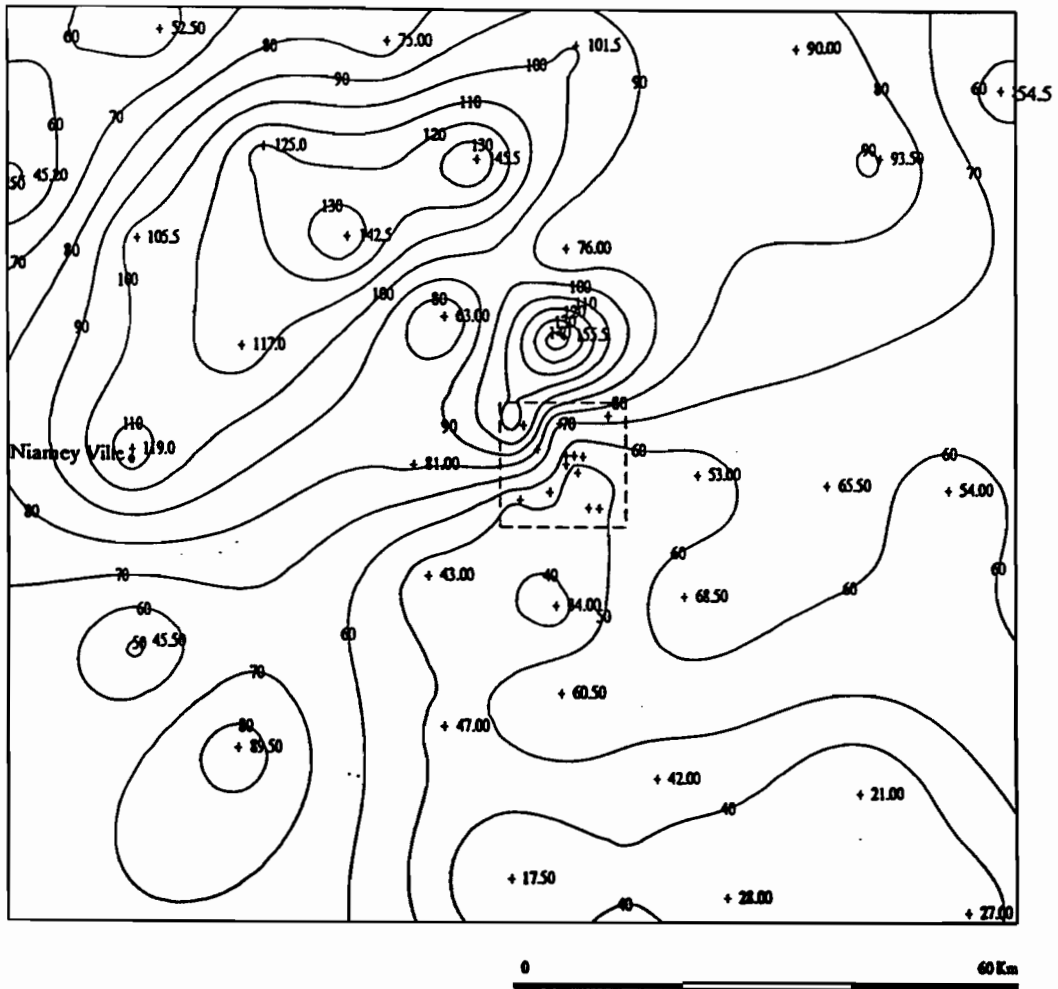


Figure III.19 : Carte des isohyètes et valeurs des cumuls de l'événement pluvieux du 4 août 1989 (mm). En bas : zoom sur la cible.

On remarque également que sur de courtes distances, la variabilité est telle qu'en quelques kilomètres on peut observer une valeur simplement forte ou exceptionnelle. Par exemple, au niveau de la cible, on a constaté une différence de 58 mm en 4.5 km (de 62.0 à 120.0 mm). Puech (1984) avait constaté les mêmes différences au cours d'une forte averse tombée en juin 1983 à Ouagadougou (Burkina Faso).

Si l'on assimile les cumuls de l'événement à des cumuls journaliers d'origine variable, on peut utiliser pour connaître la période de retour du maximum l'ajustement d'une loi de répartition aux maxima annuels journaliers. Cadot et Puech (1982) ont cartographié les paramètres d'une loi de Gumbel sur le Niger. Les cartes obtenues montrent que sur le degré carré, les paramètres de position et de forme ne sont pas constants, mais évoluent selon un gradient nord-sud croissant. Néanmoins, les cartes présentées étant imprécises à l'échelle où nous travaillons, nous avons choisi de considérer que les paramètres ajustés à la série de Niamey Ville étaient représentatifs de tout le degré carré. Cette hypothèse tend donc, pour une même valeur, à sous-estimer les périodes de retour pour les postes au nord de Niamey, et à les sur-estimer pour ceux du sud.

Suivant cette hypothèse, on trouve qu'en un point donné, le maximum mesuré a une période de retour de presque 300 ans (277 ans), et que la valeur de 95 mm a une période de retour décennale. 15 % de la zone d'étude se trouve au-dessus de cette isohyète, ce qui signifie que 15 % de la zone a pu être atteint par une pluie journalière de période de retour au moins décennale. Ce type de pluie, tombée en quelques heures, influe beaucoup sur les valeurs des totaux mensuels et saisonniers. Par exemple, ces 95 mm représentent 18 % environ des cumuls annuels moyens de la partie nord du degré carré. Mais, si elle augmente les cumuls annuels, et fait couler temporairement les koris, une seule pluie de ce type n'est pas suffisante pour rendre une saison satisfaisante au niveau agricole.

## **4.2. Analyse des cumuls saisonniers sans le 4 août 1989**

La carte des cumuls et des écarts à la moyenne climatique est donnée page suivante (figure III.20). L'isohyète de la moyenne spatiale du degré carré (461 mm) est également tracée.

### **4.2.1. Ecart à la moyenne**

La moyenne spatiale, calculée par krigeage des résidus et corrigée par le facteur 1.05 est de 484 mm, la moyenne corrigée des postes les plus au nord de 415 mm, et celle des postes les plus au sud de 620 mm.

Par rapport aux cumuls annuels moyens, on observe donc un écart relatif de respectivement -12 %, -17 % et +3.4 %. La saison apparaît alors comme plutôt déficitaire, sauf au sud où des valeurs conformes à la moyenne ont été observées, bien que ce soient ces postes qui ont enregistré les plus faibles cumuls lors de la pluie du 4 août, ce qui indique qu'au sud du degré carré (entre les latitudes  $13^{\circ}$  et  $13^{\circ}10'$ ), la saison a été normalement pluvieuse.

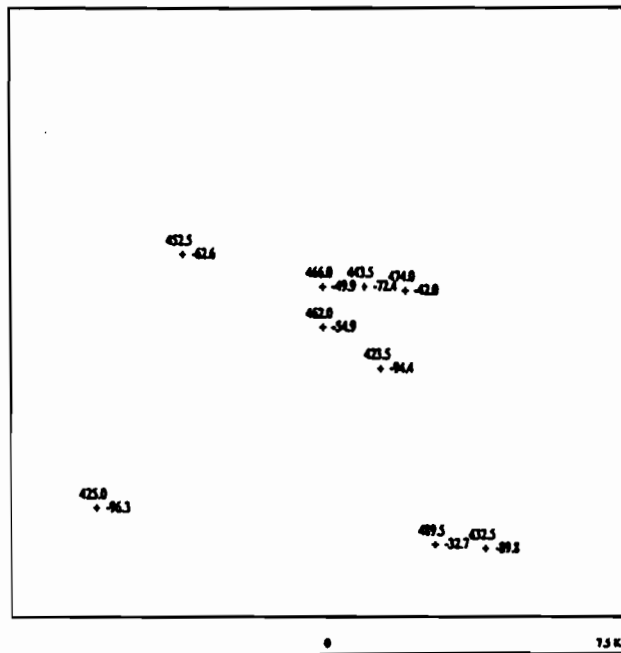
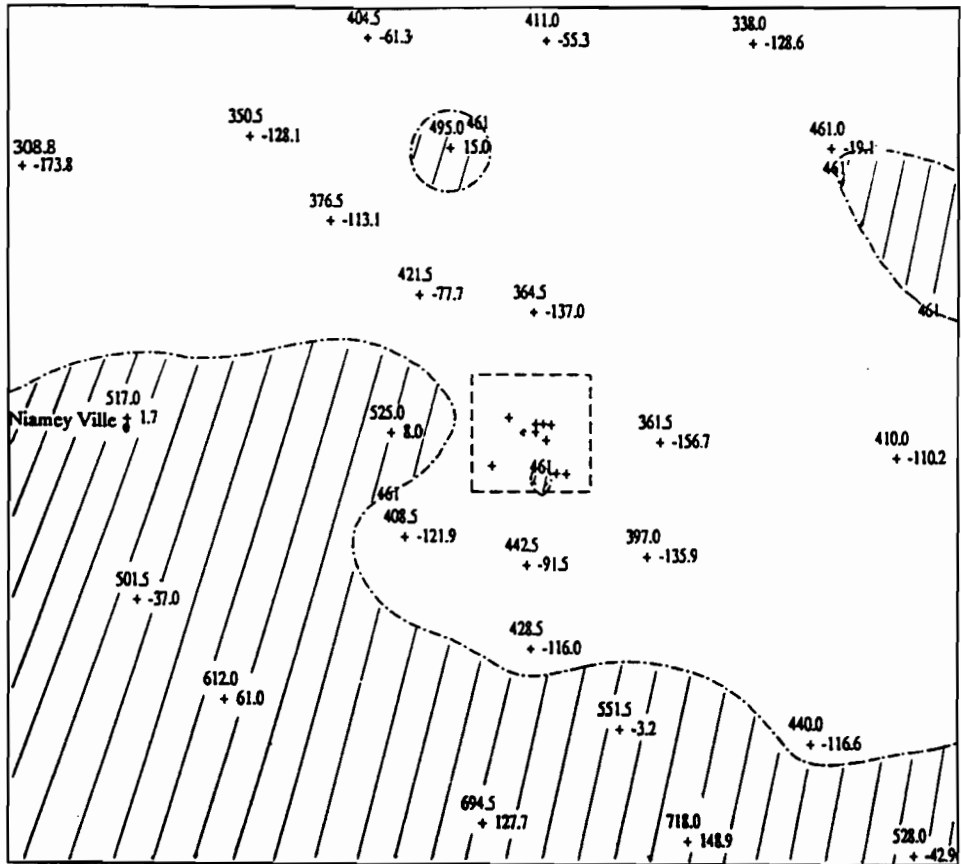


Figure III.20 : Carte des cumuls saisonniers de 1989 sans les cumuls de l'événement du 4 août et écarts à la moyenne climatique (mm). L'isohyète représentée est l'isohyète de la moyenne spatiale du degré carré (461 mm). Les parties hachurées indiquent les zones supérieures à cette valeur. En bas : valeurs observées sur la cible.

#### 4.2.2. Répartition spatiale des cumuls

Les postes dont le cumul est supérieur à la moyenne sur le degré carré (461 mm) sont les mêmes que lorsque l'on considère les cumuls totaux, mais la trace au sol de l'isohyète est différente : la partie du degré carré se trouvant au-dessus de cette isohyète couvre une superficie moins grande, surtout dans le nord de la zone.

L'averse du 4 août, présentant un gradient nord-sud inverse de celui observé au niveau des cumuls saisonniers interannuels, a déplacé l'isohyète de la moyenne saisonnière, en particulier dans la partie nord du degré carré, là où les cumuls de l'événement ont été les plus forts. Par contre, elle n'a pas affecté l'opposition entre une zone "nord et est" inférieure à la moyenne de la saison et une zone "sud et ouest" qui lui est supérieure.

A l'échelle de la cible, les cumuls observés ont la même variabilité que lorsque l'on prend en compte le 4 août dans les cumuls (coefficient de variation de 5 %).

#### 4.2.3. Structure spatiale

Le variogramme calculé à partir des 34 cumuls disponibles est donné page suivante (figure III.21).

L'effet de dérive (variogramme non borné à l'infini) apparaît nettement, car on a en quelque sorte "gommé" l'hétérogénéité due aux "dorsales" nord-est, sud-ouest provenant de l'averse du 4 août.

A cause de cet effet de dérive, il ne semble pas pertinent de calculer les isohyètes en se basant sur ce variogramme expérimental. Nous avons donc procédé à un krigeage des résidus à la moyenne climatique, ce qui représente beaucoup mieux les fluctuations des valeurs observées, et permet de plus de connaître la distance de décorrélation et la variance du champ de mesures (valeur du palier).

Le variogramme des résidus et le modèle ajusté sont présentés sur le même graphique.



L'effet de dérive n'apparaît plus, et l'on peut modéliser un variogramme sphérique de portée 50 km, indiquant une bonne organisation spatiale, et de palier 6000 mm<sup>2</sup>. La portée a la même valeur que celle déterminée à partir des résidus des cumuls saisonniers totaux, ce qui indique que la structure spatiale que nous avons déterminée précédemment n'est pas due à l'influence de cette seule averse, mais à l'agrégation de toutes les averses ayant eu lieu durant la saison. On peut donc considérer que le variogramme des résidus des cumuls totaux est déterminé d'une manière robuste.

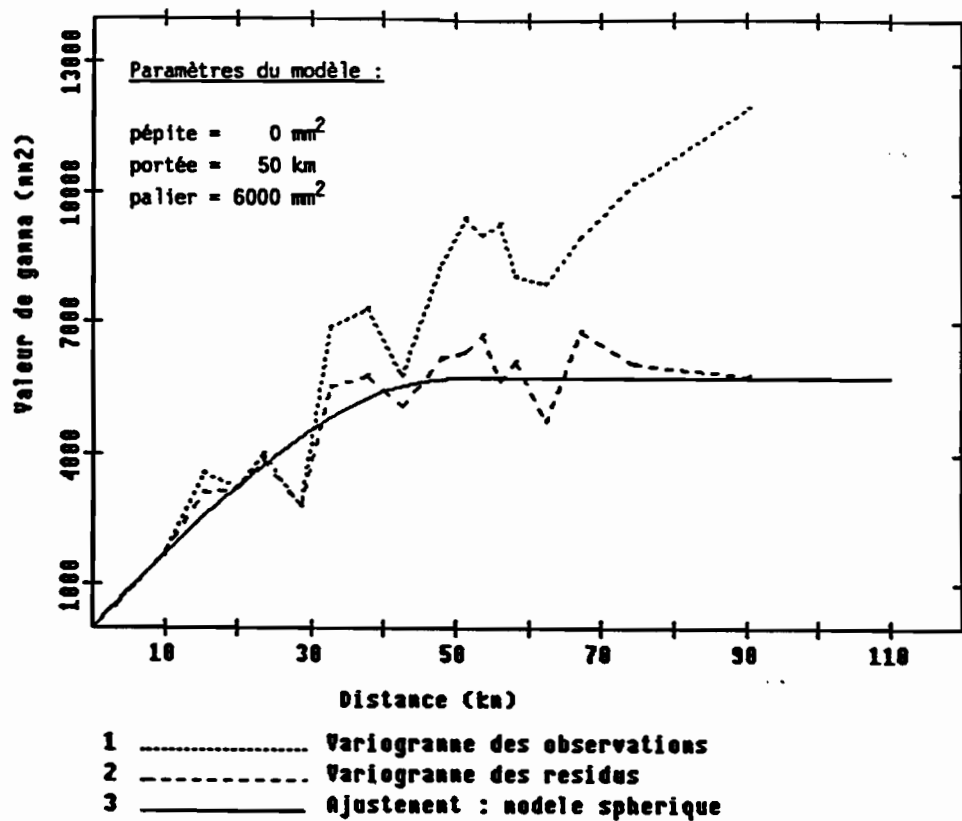


Figure III.21 : Variogramme expérimental des cumuls saisonniers de 1989 sans les cumuls de l'événement du 4 août, variogramme expérimental des résidus à la moyenne climatique, et modèle ajusté.

La carte des isohyètes calculée par krigeage des résidus est donnée figure III.22. Si on la compare à la carte donnée en section 2.3 (figure III.6), on constate d'une part que l'effet de dérive nord-sud est encore plus apparent, d'autre part que les "dorsales" nord-est, sud-ouest qui apparaissaient au nord de Niamey ont disparu.

L'orientation et la valeur des isohyètes à cet endroit n'étaient donc pas dues, comme on aurait pu le penser, à une trajectoire préférentielle des lignes de grains, mais à un orage exceptionnel qui a fortement marqué les isohyètes de cette zone (l'averse du 4 août représente 18 % des cumuls de la saison 1989).

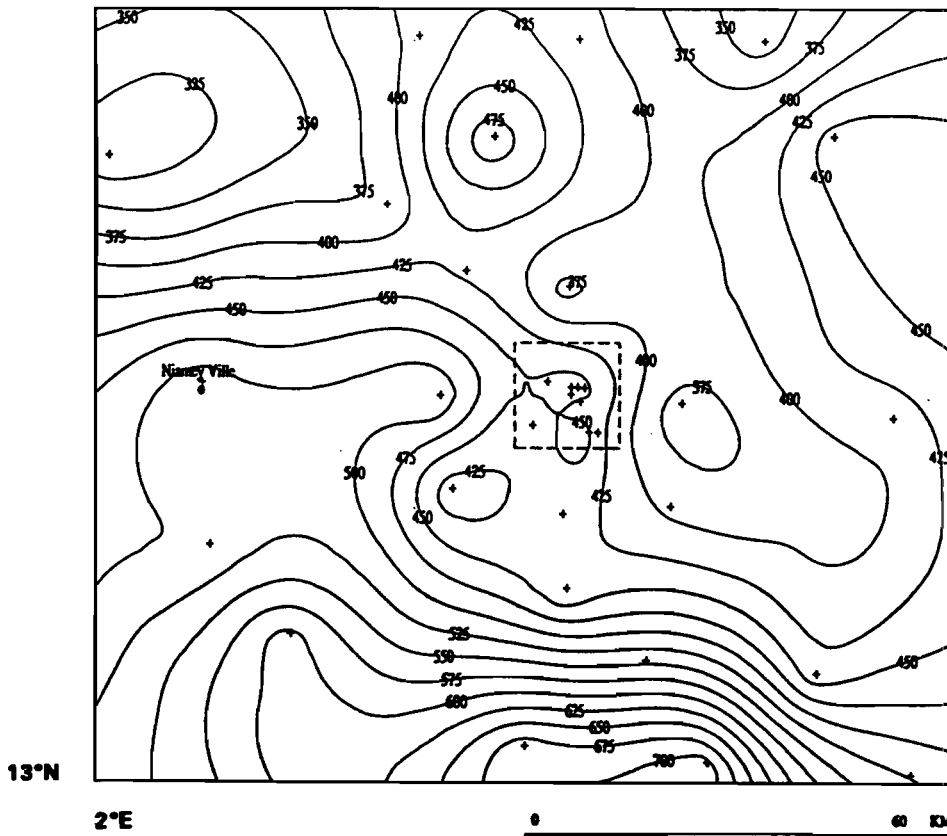


Figure III.22 : Carte des isohyètes des cumuls saisonniers de 1989 sans les cumuls de l'événement du 4 août sur le degré carré de Niamey (mm).

#### 4.3. Conclusions

En 1989, sur le réseau de pluviographes d'EPSAT-Niger, nous avons observé un événement pluvieux fort à exceptionnel par endroits. La variabilité de cet orage était telle qu'à un peu plus de 50 km de distance, on a observé des valeurs mesurées pratiquement décuplées. A plus petite échelle, un poste déplacé d'à peine 5 km aurait vu sa valeur divisée par deux.

Pour de telles averses, un point de mesure n'est donc représentatif que d'une très petite surface, et on peut penser que le maximum que nous avons observé sur le réseau n'est pas le maximum tombé sur la zone d'étude.

Les répercussions sur les cumuls saisonniers d'un événement de ce type sont importantes : en ce qui concerne la répartition spatiale des cumuls totaux, l'averse du 4 août permet d'expliquer l'allure des isohyètes du quart de la zone d'étude (quart nord-ouest, environ 2 500 km<sup>2</sup>). Toutefois, quand on considère tout le degré carré, son influence sur la structure spatiale des cumuls n'est pas très grande : elle se traduit par une augmentation de la variabilité globale (augmentation de 20 % de la valeur du palier), mais ne change pas la valeur de la portée.

Par contre, quand on s'intéresse à la pluviosité de l'année, on s'aperçoit qu'à l'échelle du degré carré (environ 13 000 km<sup>2</sup>), quelques heures ont suffi pour transformer une saison globalement déficitaire à moyenne en une saison moyenne à excédentaire.

En outre, la très grande variabilité spatiale d'une telle averse (écart-type du champ de valeurs de 33 mm, contre une moyenne de 12 mm pour les événements atteignant plus de 90 % des postes du degré carré) entraîne que l'on estimera mal la moyenne spatiale de la saison, à partir d'un petit nombre de postes.

Ce constat nous fait conclure qu'il est dangereux de qualifier la pluviosité d'une région pour une année donnée à partir d'un petit nombre de postes, d'autant plus que cette pluviosité s'approche de la moyenne.

## 5. CONCLUSION

La variabilité interannuelle des pluies sahéniennes, telle qu'observée à partir de quelques stations, est une caractéristique connue du climat sahélien. Le réseau dense d'EPSAT-Niger permet de constater que cette variabilité est tout aussi marquée dans l'espace, même à l'échelle des cumuls saisonniers. Les deux saisons analysées dans cette étude, 1989 et 1990, présentent de ce point de vue l'intérêt d'être très différentes : la saison 1989 a été normale, voire légèrement excédentaire sur notre zone d'étude, et la structure spatiale des cumuls saisonniers présente des corrélations significatives entre points de mesures jusqu'à 40 km environ. Par contre, la saison des pluies 1990 a été nettement déficitaire, et la corrélation spatiale est faible : on n'a pas mis en évidence de corrélation significative au delà de 10 km. Dans les deux cas, les valeurs des distances de décorrélation sont extrêmement faibles comparées à leurs équivalents pour les régions tempérées, en l'absence de relief.

Cela entraîne que, selon l'année considérée, les isohyètes n'auront pas la même allure (formes plus ou moins lisses), et ne seront pas connues avec la même précision. Par contre, l'estimation de la moyenne surfacique sur 10 000 km<sup>2</sup> dépend beaucoup plus du nombre de postes que de la structure du champ de pluie, étant donné que la dimension caractéristique de cette structure (10 à 50 km) est généralement plus faible que celle de la zone étudiée (carré de côté 110 km environ).

En outre, si la répartition des isohyètes moyennes interannuelles est latitudinale, cette répartition est beaucoup plus contrastée au niveau d'une saison des pluies. Il faut sur une fenêtre de 110x110 km<sup>2</sup> disposer d'un grand nombre de postes pour identifier un gradient croissant du nord vers le sud.

La prise en compte de ce gradient climatique améliore la qualité de l'interpolation. Toutefois, les résultats obtenus auraient été plus probants si les données utilisées (saison 1990) avaient présenté des corrélations spatiales supérieures à la maille de base du réseau. Il faudrait donc, dans des travaux ultérieurs, reprendre cette étude pour les saisons 1991 et 1992.

L'étude de l'impact d'un événement pluvieux à forte moyenne sur la répartition et la valeur des hauteurs de pluie saisonnières a mis en évidence toute la difficulté d'analyser une variable (un cumul saisonnier) qui ne représente pas un événement météorologique, mais une somme d'événements météorologiques. Cette somme est composée vraisemblablement d'éléments n'ayant pas les mêmes propriétés physiques et statistiques. Ainsi, un seul événement fort peut marquer de son empreinte tout le total pluviométrique de la saison, bien que dans cette région, le montant d'un événement "exceptionnel" reste bien inférieur à la moyenne annuelle saisonnière, contrairement à ce qui se passe dans les régions à cyclones, ou les régions sub-désertiques. De même, on retrouvera la trace de cet événement sur les isohyètes saisonnières.



**PARTIE IV**  
**ETUDE DE LA STRUCTURE SPATIALE**  
**AU PAS DE TEMPS DE L'EVENEMENT PLUVIEUX**





## **INTRODUCTION**

D'après la figure O.1 de l'introduction générale, l'événement pluvieux intéresse les hydrologues qui étudient les grands bassins-versants (grands fleuves et retenues d'eau), les agronomes et les pastoralistes pour lesquels l'averse est le plus petit pas de temps considéré, les climatologues et les météorologues, qui ont besoin de cette information pour initialiser les modèles de circulation moyenne et grande échelle d'une part, et pour valider les modèles grande échelle de prévision de pluie d'autre part. En effet, on s'est aperçu que les moyennes et les variances de pluie déterminées par ces modèles sont différentes de celles observées.

De la même façon, il est primordial de connaître la "vérité sol" avec une bonne précision pour tenter d'améliorer l'estimation des pluies par satellite, surtout aux pas de temps inférieurs au mois (Arnaud, 1992). En effet, les méthodes actuelles d'estimation des pluies par satellite ne fournissent pas de résultat utilisable en-dessous du pas de temps mensuel (Goyot, 1986). Ceci est imputable à plusieurs facteurs, dont :

- l'absence de vérités sol adaptées ;
- la simplicité des algorithmes utilisés, reposant principalement sur des corrélations dont la signification statistique est faible ;
- les caractéristiques propres des données satellitaires disponibles : résolution et pas d'échantillonnage temporel d'une part, nature des paramètres acquis d'autre part, qui sont indirectement liés à la pluie.

Après avoir défini la notion d'événement pluvieux sur notre réseau, nous proposons une classification en trois strates selon des critères dynamiques et de répartition spatiale.

Une seule classe d'événements sera étudiée ici dans le détail. Nous utiliserons les données de la

saison 1989 pour définir son variogramme climatologique, qui tient compte de tous les événements de la classe. Il servira de base à la construction d'abaques, donnant l'écart-type d'estimation de la moyenne surfacique, calculée par krigeage, en fonction de différents facteurs tels que la taille de la surface d'estimation et la densité du réseau de mesures, selon la méthodologie décrite en partie II. Les résultats sont présentés pour des réseaux simulés, et comparés aux résultats obtenus avec le réseau réel.

En dernier lieu, une validation de la méthode de calcul des écart-types à partir des données de la saison des pluies 1990 sera proposée.

## **1. CARACTERISTIQUES DES EVENEMENTS PLUVIEUX ETUDIES**

### **1.1. Définition d'un événement pluvieux**

Une averse est habituellement définie en un poste pluviographique (Colin *et al*, 1972 ; Le Barbé, 1982 ; Bouvier, 1986). Vogel (1986) faisant un récapitulatif des études concernant la variabilité temporelle et spatiale des pluies en différents pas de temps, indique trois définitions de l'averse dans l'espace :

- Celle du Water Survey, dans les années 1950 :

période finie de pluie au-dessus d'une surface fixée, contenant un réseau ;

- Huff, 1966 :

pour les réseaux de moins de 1 000 km<sup>2</sup> : toute période de pluie encadrée par des périodes non pluvieuses de plus de 6 heures. Il peut ainsi identifier des averses à l'intérieur des systèmes météorologiques ;

- Vogel et Huff, 1978 :

pour un réseau de plus de 5 000 km<sup>2</sup> : période de pluie identifiée par un événement défini à l'échelle synoptique, séparée des autres zones de pluie par plus de 32 km, et sans discontinuité de plus d'une heure avec le début d'événement suivant, démarrant en un poste quelconque du réseau. Cette définition a été établie pour les pluies du Missouri (Etats-Unis).

Nous proposons ici un autre critère de définition, se rapportant à notre zone d'étude : on dit

qu'un événement pluvieux a lieu sur la zone d'étude lorsque plus de 10 % des postes en fonctionnement du réseau enregistrent une pluie supérieure ou égale à 1.0 mm en quelques heures (de 1 à 12h). Le début de l'événement pluvieux correspond au début d'averse du premier poste touché par la pluie, la fin à la fin d'averse enregistrée sur un poste quelconque de la zone, sans discontinuité de plus d'une heure avec le début d'averse suivante, quel que soit son lieu d'apparition.

En reprenant les termes de Le Barbé et Bouvier (op. cités), cette définition prend en compte en chaque poste du réseau les averses dans leur intégralité. Elle s'apparente également à la formulation de Vogel et Huff (op.cité), pour les réseaux de plus de 5 000 km<sup>2</sup>, ainsi qu'à celle de Gozé (1990 - voir partie III, sous-paragraphe 2.2.).

Les événements pluvieux que nous avons définis excluent les pluies n'atteignant que les bords du domaine : orage convectif local apparaissant en bordure de zone ou système convectif organisé mobile effleurant la zone d'étude, touchant en moyenne moins de 5 postes en 1989, et moins de 8 postes en 1990.

## **1.2. Dénombrement et représentativité par rapport au total**

En 1989, sur la période d'enregistrement du 01/04 au 30/10, nous avons répertorié 39 événements, et aucun en avril ni en mai. En 1990, ce sont 43 événements que l'on a répertoriés du 15/05 au 15/10, et aucun en octobre. Les tableaux IV.1 et IV.2 résument les principales caractéristiques de ces événements.

Dates des événements pluvieux		Nb postes	Nb postes	Moyenne	Ecart-type
Début	Fin	disponibles	atteints	(mm)	(mm)
19/06/89 01h00	19/06/89 03h35	38	23	3.9	8.0
24/06/89 11h45	24/06/89 13h15	40	15	0.9	1.5
25/06/89 05h45	25/06/89 10h15	40	24	4.3	10.5
29/06/89 08h30	29/06/89 13h30	40	37	11.1	6.4
05/07/89 00h45	05/07/89 04h15	43	36	10.1	10.5
06/07/89 04h15	06/07/89 08h15	43	18	3.1	6.7
08/07/89 14h10	08/07/89 19h19	42	30	18.5	17.1
09/07/89 03h30	09/07/89 07h30	42	12	2.0	6.0
10/07/89 16h30	10/07/89 22h30	42	33	8.0	7.8
11/07/89 03h00	11/07/89 09h30	41	41	28.8	6.6
26/07/89 19h00	26/07/89 22h00	47	10	1.7	5.1
30/07/89 13h00	30/07/89 19h00	48	40	8.3	7.9
31/07/89 20h00	01/08/89 06h30	45	45	15.5	9.5
02/08/89 01h00	02/08/89 06h30	45	18	4.4	7.8
04/08/89 00h30	04/08/89 12h00	45	45	69.5	33.5
06/08/89 11h00	06/08/89 20h00	43	29	10.4	15.5
08/08/89 10h00	08/08/89 16h30	43	29	8.8	12.6
09/08/89 01h45	09/08/89 13h45	40	37	37.8	23.3
10/08/89 04h00	10/08/89 09h00	41	23	4.1	10.4
13/08/89 20h00	14/08/89 04h30	40	40	33.4	15.7
16/08/89 05h00	16/08/89 08h30	42	22	1.7	4.3
18/08/89 19h00	19/08/89 03h00	40	27	12.4	16.2
20/08/89 07h30	20/08/89 15h00	40	40	39.1	14.5
21/08/89 07h30	21/08/89 11h15	40	16	1.0	2.1
23/08/89 12h15	23/08/89 14h15	40	12	1.9	5.3
26/08/89 10h05	26/08/89 13h35	44	21	3.1	7.2
01/09/89 22h00	02/09/89 03h30	51	50	16.7	8.1
03/09/89 17h00	03/09/89 22h30	51	50	5.0	5.5
06/09/89 16h30	07/09/89 00h00	51	51	45.2	15.8
08/09/89 01h00	08/09/89 09h30	48	48	17.9	10.2
10/09/89 23h30	11/09/89 05h00	45	45	6.0	6.3
13/09/89 18h30	13/09/89 23h30	47	31	5.6	6.5
16/09/89 22h15	17/09/89 00h45	52	14	1.3	2.8
17/09/89 17h35	18/09/89 00h05	47	47	22.4	13.1
20/09/89 15h00	20/09/89 17h30	50	24	2.1	5.1
26/09/89 14h30	27/09/89 20h00	50	38	5.7	5.4
29/09/89 19h30	30/09/89 23h30	53	19	3.3	6.0
30/09/89 00h30	30/09/89 04h30	53	17	0.6	1.3
02/10/89 22h00	03/10/89 06h00	52	47	9.9	6.4

**Tableau IV.1 : Principales caractéristiques de événements spatiaux de la saison des pluies 1989 sur le degré carré de Niamey.**

Dates des événements pluvieux		Nb postes	Nb postes	Moyenne	Ecart-type
Début	Fin	disponibles	atteints	(mm)	(mm)
20/05/90 15h15	20/05/90 20h35	67	21	1.7	4.3
23/05/90 04h10	23/05/90 08h25	66	29	4.5	7.8
28/05/90 18h10	28/05/90 20h45	68	14	1.1	3.4
28/05/90 22h25	29/05/90 05h50	67	61	23.7	19.9
30/05/90 15h15	30/05/90 19h00	68	10	0.6	1.9
07/06/90 01h45	07/06/90 04h30	69	30	3.5	8.7
07/06/90 23h50	08/06/90 03h45	70	40	8.2	13.9
12/06/90 23h30	13/06/90 03h50	70	49	4.9	6.3
17/06/90 17h25	17/06/90 21h05	69	39	8.3	11.5
22/06/90 01h20	22/06/90 05h10	70	40	3.5	5.7
24/06/90 18h05	25/06/90 02h30	70	64	28.1	18.9
27/06/90 16h45	28/06/90 05h55	70	30	5.3	10.4
29/06/90 18h00	30/06/90 00h00	70	32	3.6	6.5
02/07/90 18h00	02/07/90 19h30	69	14	2.0	4.8
03/07/90 08h30	03/07/90 13h50	70	55	8.3	11.4
05/07/90 15h05	05/07/90 20h50	70	18	4.7	11.9
08/07/90 01h15	08/07/90 04h25	71	24	5.0	12.1
09/07/90 02h55	09/07/90 09h25	71	21	1.5	4.2
12/07/90 05h30	12/07/90 15h25	71	65	17.3	14.0
15/07/90 07h35	15/07/90 11h20	70	22	2.8	8.7
15/07/90 12h35	15/07/90 15h55	69	53	5.5	5.7
18/07/90 08h20	18/07/90 14h50	66	51	8.6	9.6
21/07/90 11h45	21/07/90 15h45	68	38	8.0	10.4
21/07/90 20h15	22/07/90 15h00	68	59	7.7	6.4
23/07/90 05h20	23/07/90 09h50	68	59	20.4	13.9
25/07/90 06h00	25/07/90 08h20	66	16	2.4	5.6
27/07/90 08h15	27/07/90 13h05	69	66	22.6	10.8
31/07/90 02h40	31/07/90 08h10	69	58	15.1	13.0
02/08/90 22h45	03/08/90 01h55	69	29	4.3	7.9
04/08/90 00h35	04/08/90 08h55	69	66	27.7	11.9
08/08/90 18h15	09/08/90 01h10	71	68	19.7	10.1
14/08/90 13h45	14/08/90 17h15	71	22	1.1	2.0
17/08/90 17h45	18/08/90 00h55	70	57	17.6	17.3
24/08/90 22h10	25/08/90 03h15	71	57	8.9	11.3
28/08/90 21h30	29/08/90 01h50	72	37	2.7	4.6
29/08/90 11h00	29/08/90 14h30	71	46	3.5	6.0
01/09/90 22h00	02/09/90 07h05	74	69	19.1	18.3
05/09/90 00h15	05/09/90 04h35	75	58	8.3	11.1
07/09/90 11h00	07/09/90 16h10	75	53	10.5	14.7
11/09/90 00h55	11/09/90 05h45	75	21	3.0	7.5
13/09/90 21h50	14/09/90 02h35	75	69	15.7	8.8
17/09/90 16h10	18/09/90 00h05	75	48	0.3	0.3
20/09/90 22h10	21/09/90 00h35	73	17	1.6	3.6

**Tableau IV.2 : Principales caractéristiques des événements spatiaux de la saison des pluies 1990 sur le degré carré de Niamey.**

### 1.2.1. Représentativité en nombre

Les histogrammes ci-dessous présentent pour 1989 et 1990 le nombre d'événements spatiaux atteignant chaque poste de mesure :

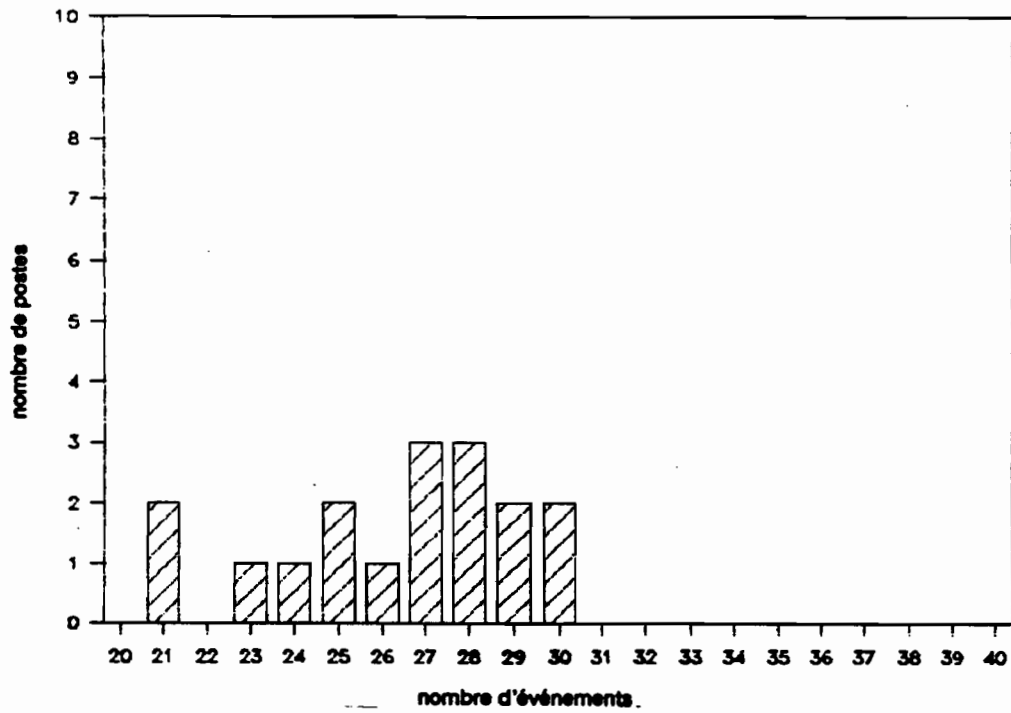


Figure IV.1 : Nombre de fois où un poste est atteint par un événement pluvieux. Année 1989

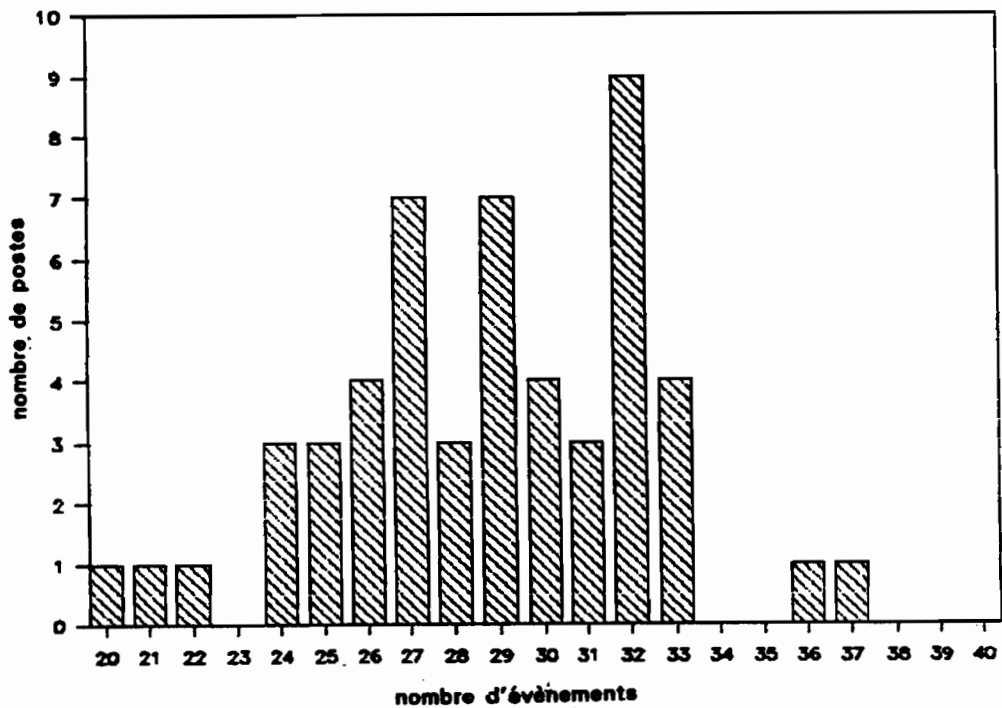


Figure IV.2 : Nombre de fois où un poste est atteint par un événement pluvieux. Année 1990

En 1989, un poste ayant fonctionné tout au long de la saison des pluies est atteint en moyenne par 26 événements pluvieux sur les 39 répertoriés, soit 67.6 %. En 1990, cette valeur est de 29 sur 43, soit 68.2 %.

Pour ces deux années, malgré une pluviosité différente, un poste est touché en moyenne par environ 2/3 des événements pluvieux définis spatialement.

Le nombre moyen d'averses par poste cumulant au moins 1.0 mm est de 32 en 1989 et de 33 en 1990. Par conséquent, les événements pluvieux que nous avons définis représentent en moyenne 81 % ( $26/32 \cdot 100$ ) et 88 % ( $29/33 \cdot 100$ ) des averses ayant eu lieu en un point.

#### 1.2.2. Représentativité par rapport au total saisonnier

La hauteur précipitée due aux événements spatiaux a été comparée au total sur la saison. Pour les deux saisons, le rapport en pourcent des deux hauteurs précipitées est indiqué par la figure IV.3.

Les rapports les plus faibles concernent les postes situés en bordure de zone, ce qui est cohérent avec la définition des événements que nous avons adoptée.

En moyenne, ce sont, pour la saison 1989, 81 % des averses sur un poste qui produisent 93.2 % du total saisonnier de ce poste, et, pour la saison 1990, 88 % des averses qui produisent 91.3 % du total saisonnier.

Les événements spatiaux que nous avons définis et sur lesquels porte l'étude représentent donc l'essentiel des averses atteignant un poste de mesures donné, en nombre d'événements comme en quantité de pluie.

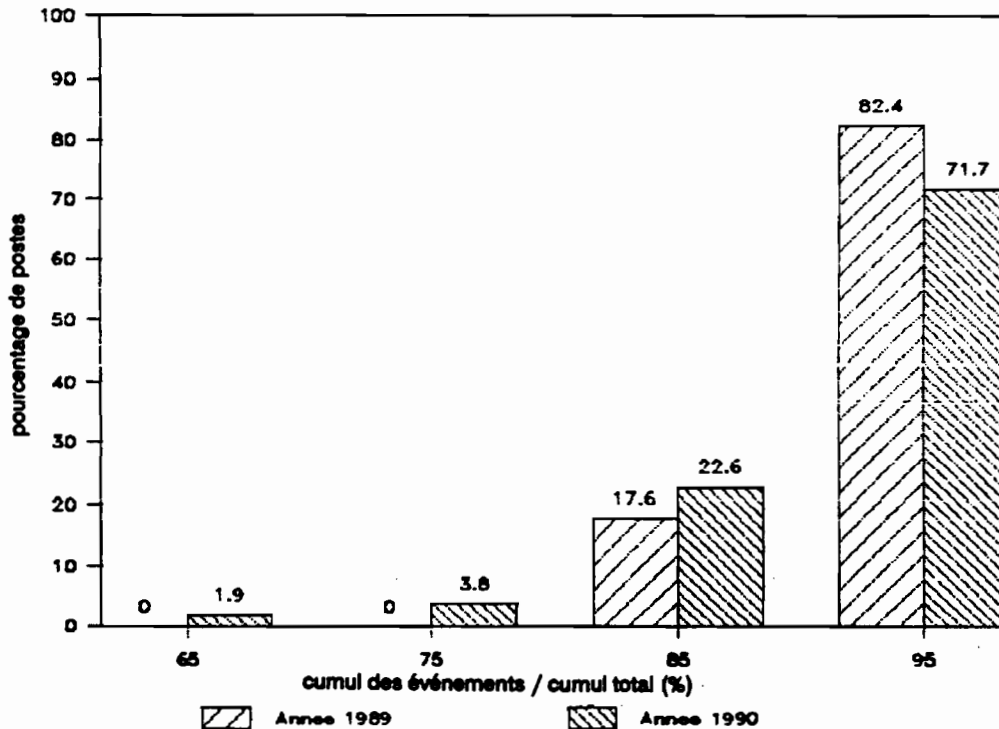


Figure IV.3 : Contribution des événements spatiaux au total saisonnier de chaque poste. En abscisse : classe de longueur 10 %.

### 1.3. Classification et description des événements pluvieux

Des classes d'événements de caractéristiques homogènes peuvent être définies, selon les critères suivants : pourcentage de surface atteinte par la pluie, allure générale des isohyètes, dynamique de l'événement pluvieux. On peut penser que ces classes d'événements, qui ont des caractéristiques spatiales homogènes, sont également des classes statistiquement homogènes.

#### 1.3.1. Définition des classes et méthode utilisée

Les événements ont été regroupés selon le pourcentage de postes atteints par la pluie, et la vitesse de déplacement de la trace au sol en 30 mn de l'événement pluvieux.

Trois classes ont été définies, et différenciées selon le schéma de décision figure IV.4.

Nous verrons par la suite à quelles définitions météorologiques se rattachent ces différentes classes.

Cette classification a été appliquée à la saison des pluies 1989. 38 des 39 événements



déterminés ont été classés, l'événement du 04/08/89 étant considéré comme exceptionnel (voir partie III, paragraphe 4).

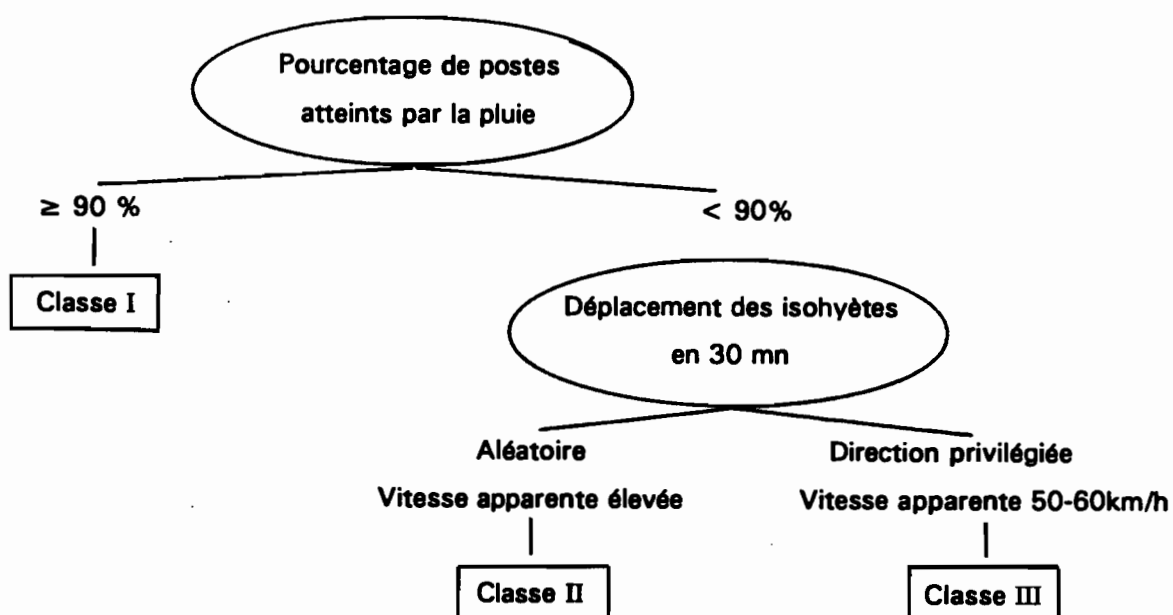


Figure IV.4 : Différentiation des trois classes d'événements.

La dynamique des événements a été étudiée soit à l'aide des images Météosat (suivi des amas nuageux au-dessus du Sahel, Arnaud, 1992), soit à l'aide de la série des cartes successives des isohyètes en 30 mn, lorsque ces premières n'étaient pas disponibles.

L'animation des images Météosat permet de visualiser l'événement dans son ensemble. Il est ainsi très facile de déterminer si la pluie qui atteint la zone d'étude provient d'un événement qui naît sur le degré carré, ou d'un événement grande échelle qui arrive de l'est.

### 1.3.2. Description de la trace au sol des événements des différentes classes

#### Événements de classe I

Les isohyètes sont la plupart du temps organisées en bandes, généralement orientées selon les latitudes. La variabilité inter-postes à petite distance est généralement faible. Du point de vue météorologique, les événements correspondants sont les lignes de grains, ou les autres amas nuageux organisés mobiles, qui peuvent se déplacer plus vite que les lignes de grains. En fait, le

seul moyen fiable de distinguer les lignes de grains sont les mesures météorologiques telles que les mesures de vent, de température, et de pression. N'ayant pas de telles mesures à notre disposition, nous n'avons pas cherché à différencier les lignes de grains des autres grands systèmes convectifs mobiles.

Les isohyètes au pas de 30 mn montrent que les aires de pluie sont bien organisées (lorsque l'on a assez de données pour les décrire), et qu'elles se déplacent selon une direction privilégiée, d'orientation généralement est-nord-est, ouest-sud-ouest.

Une carte des isohyètes d'un événement de classe I, ainsi que la série des cartes d'isohyètes en 30 mn correspondante, sont présentées en annexe.

Selon la répartition en classes d'intermittence décrite par Barancourt *et al* (1992), la classe I correspond à la grande échelle d'intermittence, où 0 à 20 % des valeurs sont nulles. Le problème de l'intermittence ne se pose donc pas, et l'interpolation par krigeage telle que décrite en partie II est possible.

#### Événements de classe II

L'aire de pluie ne couvre pas toute la zone d'étude. Sur notre échantillon, la moyenne du pourcentage de postes touchés est de 59, avec un écart-type de 21. Sous l'hypothèse de normalité, l'intervalle de confiance à 68 % autour de la moyenne est donc 38-80, ce qui signifie que l'on a 68 % de chances d'observer 20 à 62 % de valeurs nulles.

Les isohyètes ont une forme typique "en noyaux", elles s'organisent en ellipses concentriques autour de maxima locaux. Cette organisation spatiale résulte d'une très forte variabilité à petite inter-distance. La série de cartes d'isohyètes en 30 mn montre que les aires de pluie se déplacent aléatoirement avec une vitesse apparente élevée.

Hendrick *et al* (1970) a observé ce même type de structure pour les pluies journalières d'été dans le nord des Etats-Unis (état du Vermont). Silverman *et al* (1981) fait la même observation, et considère qu'elle correspond à la répartition des précipitations sous une "cellule de pluie", selon la définition qu'en donne Schickedanz (1970) : une cellule de pluie est, dans un système

multicellulaire, une zone isolée d'intensité plus importante que celle du système l'entourant. En-dehors d'un système multicellulaire, la cellule est uniquement définie par la séparation pluie/non pluie.

Les événements de classe II que nous avons identifiés sont donc issus de cellules de pluie isolées. Ils sont classés en convection locale par Desbois *et al* (op cité).

### Evénements de classe III

Comme pour les événements de classe II, l'aire de pluie ne couvre pas toute la zone d'étude.

En moyenne 50 % des postes sont atteints, avec un écart-type de 15.5 %. Sous l'hypothèse de normalité, l'intervalle de confiance à 68 % autour de la moyenne est [34.5;65.5], ce qui signifie que l'on a 68 % de chances d'observer environ 35 à 65 % de valeurs nulles.

Les isohyètes sont organisées en bandes selon les latitudes ou les méridiens, plus rarement selon une diagonale. Lorsque la densité du réseau est trop faible par rapport à la portée du phénomène, on observe une organisation en noyaux autour des maxima, ce qui rend les événements de cette classe parfois difficiles à différencier de ceux de la classe II.

Les cartes d'isohyètes en 30 mn permettent de les départager : elles montrent des aires de pluie bien organisées, se déplaçant à vitesse constante au-dessus de la zone d'étude, et balayant une zone fermée. Un exemple est donné en annexe.

Les événements de la classe III ont la même définition météorologique que ceux de la classe I. La différence entre ces deux classes est donc imposée par le réseau d'observation, et non par le phénomène observé.

Les classes II et III n'ont pu être différenciées par la comparaison du hyétogramme en un poste : il nous a paru en effet impossible de distinguer un hyétogramme de ligne de grains d'un hyétogramme de convection locale, ce qui rejoint l'observation de Roux (1987), à propos de la structure interne des lignes de grains et des amas (voir partie I, section 1.2).

Nous avons en outre constaté que certains événements qui naissaient sur le degré carré, classés en convection locale, se déplaçaient vers l'ouest et s'organisaient ensuite en lignes de grains. La distinction "orage convectif local" et "système convectif mobile organisé" n'est liée qu'à l'endroit

d'observation, comme l'a également remarqué Desbois *et al* (1988).

Selon la description de Barancourt *et al* (op cité), les classes II et III correspondent assez bien à la moyenne échelle d'intermittence, pour laquelle on observe de 20 à 50 % de valeurs nulles.

Barancourt (1990) a montré que pour ce type de pluie, la qualité de l'interpolation pouvait être améliorée en prenant en compte l'intermittence spatiale (voir partie II, section 1.1.).

### 1.3.3. Importance de chaque classe dans la saison

Les événements des classes I et III sont issus du même type d'événement météorologique. Connaître l'importance de chaque classe d'événements dans la saison revient donc à connaître au cours d'une saison des pluies le pourcentage de pluie en nombre et en quantité dû aux systèmes convectifs mobiles organisés de grande échelle d'une part, et à la convection locale d'autre part.

#### a) *Importance en nombre*

L'importance en nombre de chaque classe est présentée dans le tableau IV.3.

Classe	Nombre d'événements	Pourcentage par rapport au total
I	13	33
II	9	23
III	16	41
04/08/89	1	3

Tableau IV.3 : Importance en nombre de chaque classe d'événements dans la saison des pluies (l'événement du 04/08/89 est un phénomène convectif mobile organisé).

Par conséquent, durant l'hivernage 1989, les événements atteignant au moins 10 % des postes en fonctionnement, et cumulant au moins 1.0 mm de pluie, ont été à 77 % des  systèmes convectifs mobiles organisés . Toutefois cela ne veut pas dire qu'un poste a été touché par 77 % de tels événements, car ce sont en moyenne 2/3 des événements définis qui atteignent un poste de mesure.

*b) Importance en quantité de pluie*

L'importance relative de chaque classe d'événements a été déterminée, en calculant la quantité de pluie apportée par chacune d'elle par moyenne arithmétique des 17 postes ayant fonctionné tout au long de la saison des pluies. Cette valeur a été comparée au total de toutes les classes.

Les résultats sont donnés dans le tableau suivant :

Classe	Total de la classe (mm)	Pourcentage par rapport au total
I	292.4	60.9
II	60.7	12.6
III	61.2	12.7
04/08/89	65.9	13.7
Total	480.2	99.9

Tableau IV.4 : Importance en quantité de pluie de chaque classe d'événements.

En 1989, sur le degré carré de Niamey, les systèmes convectifs mobiles organisés ont apporté 87.3 % du total de pluie, et la convection locale 12.6 %. A elle seule, la classe I contribue à 60.9 % du total des pluies des 39 événements.

L'importance de la hauteur précipitée pendant l'événement du 04/08/89 est à nouveau soulignée.

## **2. STRUCTURE DES CHAMPS DE PLUIE**

### **2.1. Événements étudiés**

Pour les événements des classes II et III, l'estimation du variogramme aux petites inter-distances pose un problème lorsque la cible du degré carré n'est pas atteinte. De plus, dans de nombreux cas, la variabilité à petite distance est très grande, ce qui induit des variogrammes à portée très courte, ou des variogrammes purement pépitiques. L'utilisation du krigeage comme méthode d'interpolation devient alors problématique, et une autre approche devrait être adoptée.

Les événements de la classe I ne posent pas ces problèmes : nous les avons retenus pour identifier une fonction de structure climatologique, c'est à dire s'appliquant à l'ensemble des événements de la classe.

Ils représentent 1/3 en nombre et 61 % en quantité de pluie des événements ayant eu lieu en 1989.

### **2.2. Structure des événements de la classe I**

Un variogramme climatologique a été déterminé à partir des 13 événements de la classe I de 1989, conformément à l'approche décrite en section 1.3. de la partie II. Les variogrammes de chaque événement ont également été étudiés.

Les rapports écarts-types internes des classes (expressions II.6 et II.10) sur valeur du variogramme (expression II.5 et II.9) ont été calculés pour chaque classe d'interdistance.

La moyenne de ce rapport toutes classes confondues est de 0.6 pour le variogramme climatologique, alors qu'elle est de 1.4 pour la moyenne des variogrammes des 13 événements de classe I. La variabilité de l'estimation de  $\gamma$  toutes classes confondues est donc divisée par 2.4. Pour les petites inter-distances (inférieures à 15 km) sa valeur passe de 1.5 pour l'estimation du variogramme par événement à 0.7 pour le variogramme climatologique, soit une amélioration d'un facteur 2.2.

L'écart-type interne à chaque classe est significativement moins élevé pour le variogramme climatologique que pour les variogrammes par événement : l'inférence du variogramme climatologique est donc plus robuste, ce qui conforte le réalisme de notre hypothèse de travail.

Le variogramme brut (courbe 1) et deux ajustements de modèles sont présentés figure IV.5, l'un avec pépite (courbe 3), qui s'ajuste bien aux données jusqu'à 70 km, l'autre sans effet de pépite (courbe 2), qui s'ajuste bien aux points expérimentaux jusqu'à 40 km.

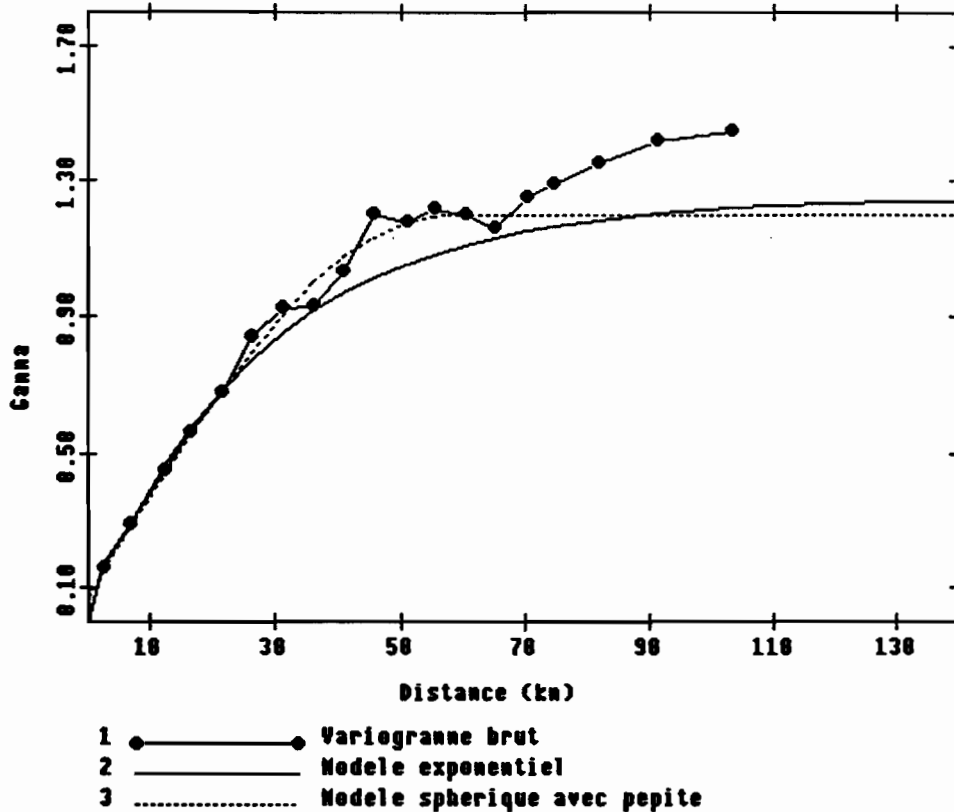


Figure IV.5 : Variogramme climatologique des événements de classe I. Saison 1989.

Leurs paramètres sont les suivants :

variogramme exponentiel (courbe 2)

pépite = 0

$\alpha$  = 27.5 km (coefficient de forme)

palier = 1.25

variogramme sphérique (courbe 3)

pépite = 0.07

portée = 57.5 km

palier = 1.20

Le variogramme exponentiel n'a pas de portée à proprement parler. La valeur du palier est atteinte asymptotiquement. Elle est supérieure à 1, comme nous l'avions supposé, à cause de la dépendance entre les données (voir partie II, paragraphe 1.3.3).

Nous avons calculé qu'à une distance de 30 km, 2/3 du palier était atteint, et 89 % à 60 km. On peut donc considérer qu'au-delà de 60 km, deux points ne sont plus corrélés entre eux.

Nous avons comparé les caractéristiques des deux modèles à celles des variogrammes modélisés pour chaque événement. Ces derniers présentent une portée 9 fois sur 13, égale en moyenne à 37.2 km. On observe une pépite 2 fois sur 13. La pente moyenne à l'origine (normée par l'écart-type du champ) est de  $0.037 \text{ km}^{-1}$  (écart-type de 0.019).

Le variogramme climatologique a une portée plus importante que la moyenne des portées : la valeur déduite des modèles est de 60 km environ pour le modèle 2, et de 57.5 km pour le modèle 3. Ceci vient sans doute du fait que le variogramme climatologique prend en compte des événements dont le variogramme est non borné (4 fois sur 13).

Les pentes à l'origine sont de respectivement  $0.045 \text{ km}^{-1}$  et  $0.029 \text{ km}^{-1}$  pour les variogrammes 2 et 3.

Le modèle 2 ne présentant pas de pépite à l'origine, il représente donc mieux les variogrammes individuels que le modèle 3, bien que s'ajustant moins bien à la courbe expérimentale à partir de 40 km. Par conséquent, nous avons mené tous les calculs d'écart-types avec le variogramme exponentiel sans effet de pépite.

### **2.3. Relation moyenne/écart-type expérimental**

Nous avons calculé les moyennes et les écarts-types pour chaque événement de la classe I, à partir des observations aux stations, après avoir remplacé les valeurs de la cible par leur moyenne arithmétique. Les moyennes considérées sont les moyennes arithmétiques ( $\mu_{\text{exp}}$ ), les écarts-types sont les écarts-types expérimentaux ( $s_k$ ) divisés par la racine carrée du nombre de points ayant servi à les calculer ( $n$ ). La relation écart-type/moyenne (figure IV.6) peut être modélisée par une droite d'équation :



$$s_k/\sqrt{n} = 0.62 + 0.06 * \mu_{\text{exp}}$$

Le coefficient de détermination  $r^2$  de la régression linéaire est de 0.567. Il n'est pas très élevé, sans doute à cause de deux points qui sont très éloignés de la droite de régression. Sans en tenir compte, les coefficients de la régression ne sont pas modifiés ( $s_k/\sqrt{n} = 0.66 + 0.06 * \mu_{\text{exp}}$ ), par contre, le coefficient de détermination passe de 0.567 à 0.848. La droite de régression, malgré son faible coefficient de détermination, semble donc bien représenter la relation.

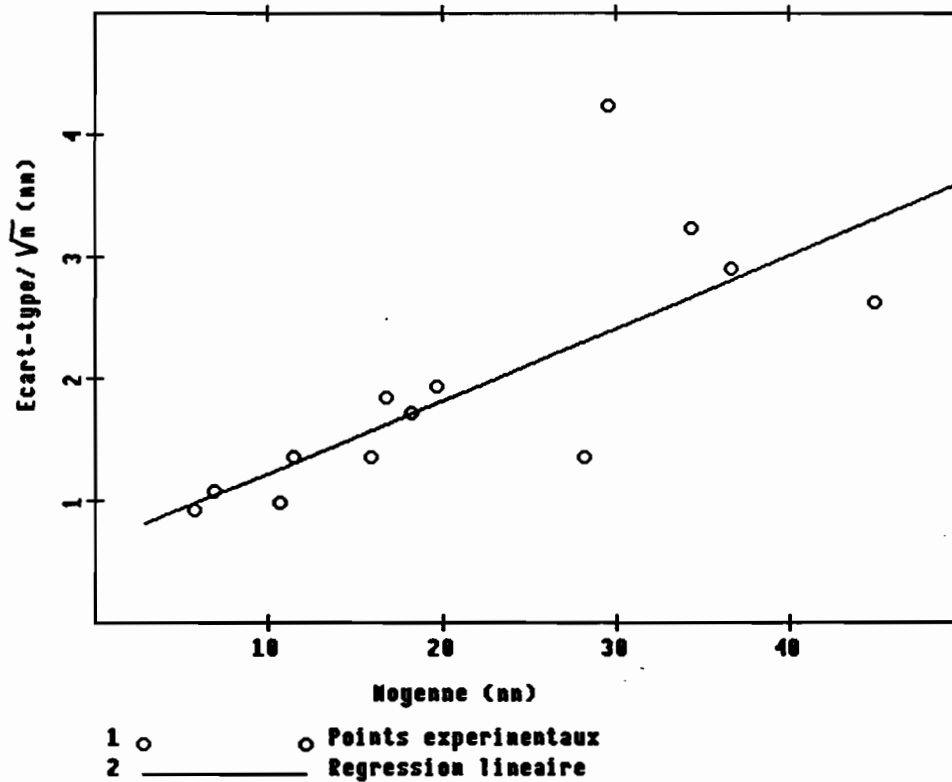


Figure IV.6 : Relation écart-type/moyenne pour les événements de la classe I, saison 1989.

La figure IV.6 montre que la valeur de l'écart-type augmente en même temps que la valeur de la moyenne de l'événement. L'écart-type d'estimation d'une moyenne surfacique étant fonction de l'écart-type du champ de valeurs (voir expression II.12) l'erreur que l'on commet sur l'estimation d'une lame d'eau dépend donc de la puissance du champ de pluie (quantité moyenne précipitée). On retrouve les résultats de différents auteurs exposés dans la partie II, paragraphe 2.1.2.

### 3. PROCEDURE DE CALCUL DES ABAQUES

#### 3.1. Calcul des écarts-types d'estimation

La variance d'estimation associée à la moyenne surfacique est donnée par l'expression II.4.2 :

$$\sigma_E^2 = 2 \cdot \sum_{i=1,n} \lambda_i \gamma_{0i} - \sum_{i=1,n} \sum_{j=1,n} \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij} - \gamma_{00}$$

Le variogramme utilisé est le variogramme climatologique des événements de la classe I de la saison des pluies 1989.

Nous renvoyons à la partie II, section 3.1. pour la détermination des quantités  $\gamma_{0i}$  et  $\gamma_{00}$ , et les approximations numériques que nous avons adoptées. Les écarts-types ont été calculés en découpant la surface en 256 mailles (16x16) pour l'intégration du variogramme.

Tous les écarts-types présentés sont divisés par la racine carrée du palier du variogramme climatologique, ce qui signifie qu'ils sont exprimés en pourcentage de l'écart-type du champ de valeurs. On les appellera écarts-types d'estimation unitaires, et on les notera  $\sigma_u$ .

#### 3.2. Construction des abaques

Les abaques représentant les variations des écarts-types d'estimation théoriques unitaires ont été établis à partir de réseaux simulés, dont la géométrie est calquée sur celle du réseau d'EPSAT-Niger. La densité des points de mesures et la forme du réseau, en particulier la régularité du maillage, sont ainsi maîtrisées.

Trois facteurs parmi ceux influençant la précision de l'estimation de la moyenne surfacique ont été retenus :

- la taille de la surface d'estimation,

que nous avons prise égale successivement à 10, 25, 100, 400, 1000, 2500, 5000 et 10 000 km<sup>2</sup> ;

- la densité du réseau de mesures,

qui va de 1 poste pour 2.5 km<sup>2</sup> à 1 poste pour 40 000 km<sup>2</sup>. La densité sera exprimée par l'aire d'influence  $AI$  ( $AI = n$  km<sup>2</sup> signifie que l'on a 1 poste pour  $n$  km<sup>2</sup> ; c'est un indice de densité absolue), ou par la densité relative à la surface : surface/aire d'influence ou  $S/AI$  ;  $S/AI = p$  signifie qu'en moyenne il y a  $p$  mailles du réseau dans la surface  $S$  ;

- la position des points de mesures dans la surface :

les cas extrêmes sont représentés d'une part par les réseaux ayant 1 point au centre de la surface, et d'autre part les réseaux tels que les 4 postes les plus proches du centre lui sont équidistants.

Les écarts-types unitaires ont été déterminés pour des surfaces carrées, pour différentes valeurs des facteurs énumérés. Les résultats sont présentés sous la forme d'abaques.

Bien qu'au-delà de 60 km (valeur pour laquelle on atteint 89 % du palier du variogramme) les points peuvent être considérés comme décorrélés, nous avons conduit les calculs et présenté les résultats pour des réseaux dont l'aire d'influence dépasse 3 600 km<sup>2</sup>, en les distinguant sur les courbes par un figuré différent.

Dans ce dernier cas, l'écart-type d'estimation que l'on calcule dépend surtout de la taille de la surface, puisque lorsque la distance entre les postes et les bords de la surface tend vers la portée, l'écart-type d'estimation tend vers 1- $\gamma_{00}$ . Il tendra à décroître quand la surface d'estimation augmentera.

## **4. RESULTATS POUR DES RESEAUX SIMULES**

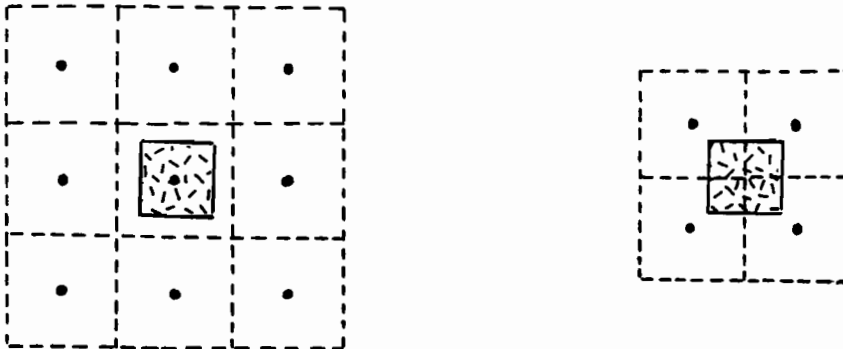
### **4.1. Utilisation du rapport S/AI pour paramétrer les abaques**

#### **4.1.1. Définition, signification, et intérêt du rapport S/AI**

Le rapport S/AI représente le nombre de mailles de taille AI, entières ou non, incluses dans la surface d'estimation de taille S.

$S/AI < 1$  signifie que la taille de la maille du réseau est supérieure à la taille de la surface. Il y a au plus un point de mesures dans la surface d'estimation, et, le réseau étant régulier, il se peut, suivant la position de la surface par rapport au réseau, qu'il n'y ait aucun point à l'intérieur.

Les cas les plus extrêmes sont représentés sur la figure IV.7, tous les intermédiaires étant possibles.

**Légende :**

surface S



point de mesure



aire d'influence du point AI

**Configuration 1**

1 point au centre. 1 seul point inclus.

**Configuration 2**

Les 4 points les plus proches sont équidistants du centre. Aucun point inclus.

**Figure IV.7 : Positions extrêmes de la surface d'estimation par rapport au réseau de mesures.**Exemple pour  $S/AI = 0.5$  (si  $S = 1$ ,  $AI = 2$ ).

$S/AI \geq 1$  signifie que la taille de la maille du réseau est inférieure à la taille de la surface d'estimation. Dans ce cas, on a toujours au moins 1 point à l'intérieur (figure IV.8).

L'évolution de l'écart-type d'estimation sera différente selon que  $S/AI$  sera supérieur ou inférieur à 1.

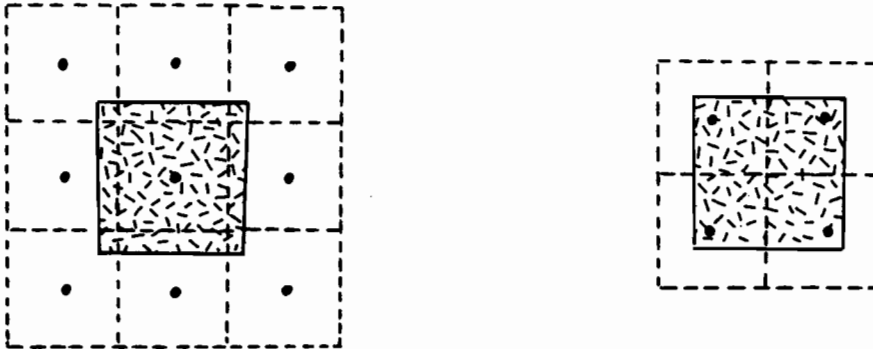
Le rapport  $S/AI$  représente la proportion d'une maille du réseau de mesures dans la surface d'estimation (lorsque  $S/AI < 1$ ), ou le nombre de mailles dans la surface d'estimation (lorsque  $S/AI \geq 1$ ).

Les abaques des sections 4.2 et 4.3 expriment les variations de l'écart-type d'estimation unitaire  $\sigma_u$  en fonction de la taille de la surface d'estimation, pour un rapport  $S/AI$  donné.

Fixer ce paramètre permet de construire des courbes couvrant toute la gamme de surfaces de 10

à 10 000 km<sup>2</sup>, pour  $S/AI \leq 1$  d'une part, et  $S/AI \geq 1$  d'autre part.

Par contre, en considérant la densité absolue  $AI$ , chaque courbe s'arrêterait en  $S=AI$ , et ne permettrait pas une représentation complète.



**Légende :**



surface S



point de mesure



aire d'influence du point AI

**Configuration 1**

1 point au centre. Au moins 1 point inclus.

**Configuration 2**

Les 4 points les plus proches sont équidistants du centre. Au moins 4 points inclus.

**Figure IV.8 : Positions extrêmes de la surface d'estimation par rapport au réseau de mesures.**

Exemple pour  $S/AI = 2$  (si  $S = 1$ ,  $AI = 0.5$ ).

**4.1.2. Domaines de variation de  $\sigma_u$  en fonction de  $S/AI$**

Lorsque la densité absolue du réseau est fixée, l'augmentation de la surface d'estimation, et donc du rapport  $S/AI$  doit faire diminuer  $\sigma_u$ .

Nous avons calculé pour un réseau d'aire d'influence 100 km<sup>2</sup> les écarts-types d'estimation pour toutes les surfaces de 10 à 10 000 km<sup>2</sup>.  $S/AI$  varie donc de 0.1 à 100. Les résultats sont présentés dans la figure IV.9.

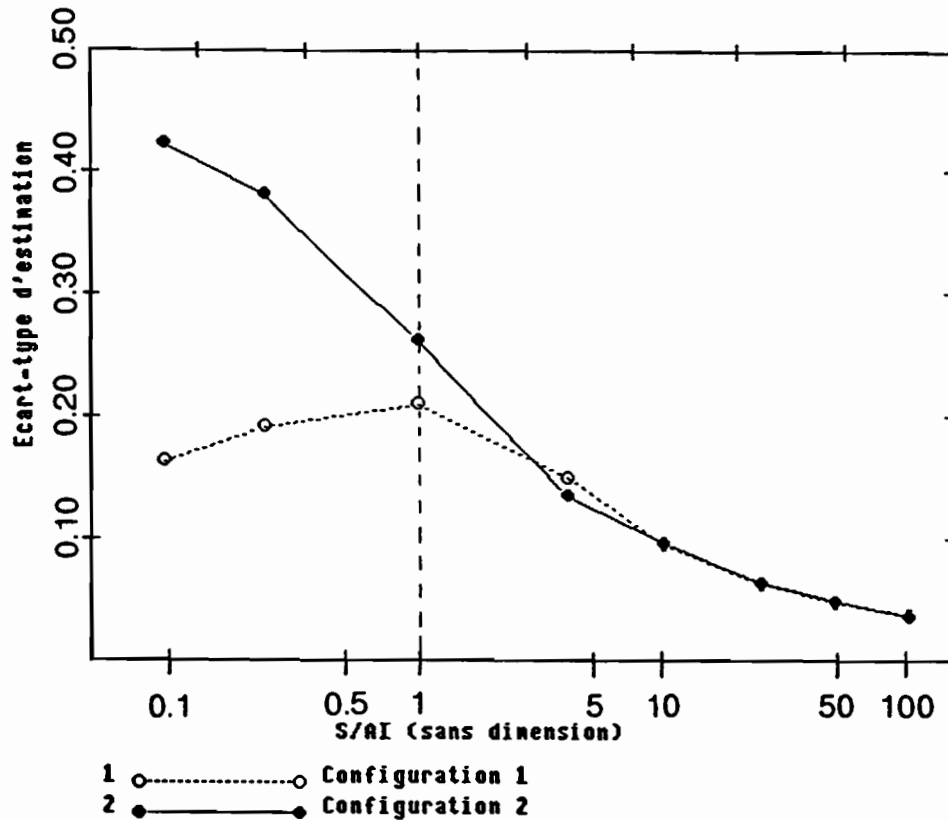


Figure IV.9 : Evolution de l'écart-type d'estimation unitaire  $\sigma_u$  en fonction du rapport S/AI. AI est fixée à 100 km<sup>2</sup>. Configuration 1 et configuration 2 renvoient aux figures IV.7 et IV.8.

Lorsque S/AI est supérieur à 1, quelle que soit la position de la surface d'estimation par rapport au réseau de mesures, l'erreur d'estimation décroît lorsque la taille de la surface (et donc S/AI) augmente, résultat décrit précédemment par différents auteurs.

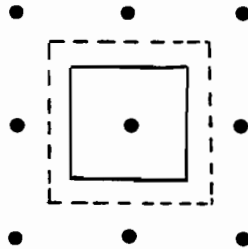
Au contraire, lorsque S/AI est inférieur à 1, l'écart-type d'estimation calculé avec la configuration 1 augmente quand la surface (et donc S/AI) augmente, ce qui contredit l'idée que l'on se fait de la variation de ce paramètre.

Plus précisément, on peut distinguer sur les courbes trois domaines d'évolution :

$$- 0.1 \leq \frac{S}{AI} \leq 1 :$$

$\sigma_u$  croît en fonction de S/AI pour la configuration 1, et décroît pour la configuration 2.

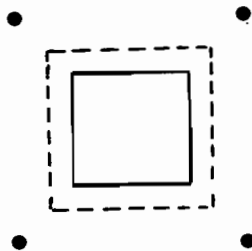
Ceci est dû au fait que, lorsque  $\sigma_u$  est calculé avec la configuration 1, augmenter la surface d'estimation entraîne que l'on s'éloigne du seul point qui est à l'intérieur de la surface.



La valeur en ce point central est donc de moins en moins représentative de la valeur moyenne de la surface.

A la limite, lorsque la surface tend vers 0,  $\sigma_u$  tend également vers 0.

Au contraire, lorsque  $\sigma_u$  est calculé avec la configuration 2, augmenter la surface d'estimation fait que l'on se rapproche des points de mesures.



La moyenne sera donc mieux estimée. A la limite, lorsque la surface tend vers 0,  $\sigma_u$  est maximum et tend vers 1.

$$- 1 \leq \frac{S}{A_i} \leq 4 :$$

$\sigma_u$  décroît avec  $S/AI$ , moins rapidement pour la configuration 1 que pour la configuration 2.

Dans ce domaine de variation, la configuration 1 est telle qu'il n'y a qu'un seul point dans la surface d'estimation, celui du centre (voir l'exemple de  $S/AI = 2$  sur la figure IV.8).

Entre  $S/AI = 2$  et  $S/AI = 4$ , la configuration 2 est telle qu'il y a quatre points dans la surface. Ceci explique que dans ce cas, la moyenne est mieux estimée avec la configuration 2 qu'avec la configuration 1.

-  $\frac{S}{AI} \geq 4$  :

$\sigma_u$  décroît régulièrement en fonction de  $S/AI$ . A partir de  $S/AI = 10$ , sa valeur est indépendante de la configuration surface/réseau, car il y a beaucoup de points dans la surface d'estimation.

#### 4.1.3. Influence de la position du réseau par rapport à la surface d'estimation

La figure précédente montre qu'au delà de  $S/AI = 10$ , la valeur de l'écart-type d'estimation ne dépend pas de la position de la surface d'estimation par rapport au réseau. Par contre, en-deçà, il en est très dépendant. Nous proposons une quantification de l'écart entre l'écart-type calculé pour la configuration 1, et pour la configuration 2. Les courbes de la figure IV.10 présentent ces valeurs dans le cas où  $S/AI$  est inférieur ou égal à 1.

Si l'on se place dans le domaine où  $\gamma$  est inférieur à 90 % du palier (c'est à dire lorsque  $AI$  est inférieure à  $3600 \text{ km}^2$ ), cet écart est stable, et ne dépend que du rapport  $S/AI$ . Il va de 20 à presque 100 % pour  $S/AI$  variant de 1 à 0.25, et montre l'importance d'avoir un point dans la surface d'estimation quand la maille de base du réseau de mesures est supérieure au côté du carré sur lequel la moyenne est estimée.

Dans le cas où  $AI \geq 3600 \text{ km}^2$ , l'écart entre les deux écarts-types d'estimation diminue lorsque la taille de la surface augmente, pour un rapport  $S/AI$  fixé. Il tend à être indépendant de  $S/AI$  lorsque la surface d'estimation devient grande, comme on peut le constater pour  $10\,000 \text{ km}^2$ .

C'est dans ce cas la valeur de  $S$  qui influence la précision de l'estimation.



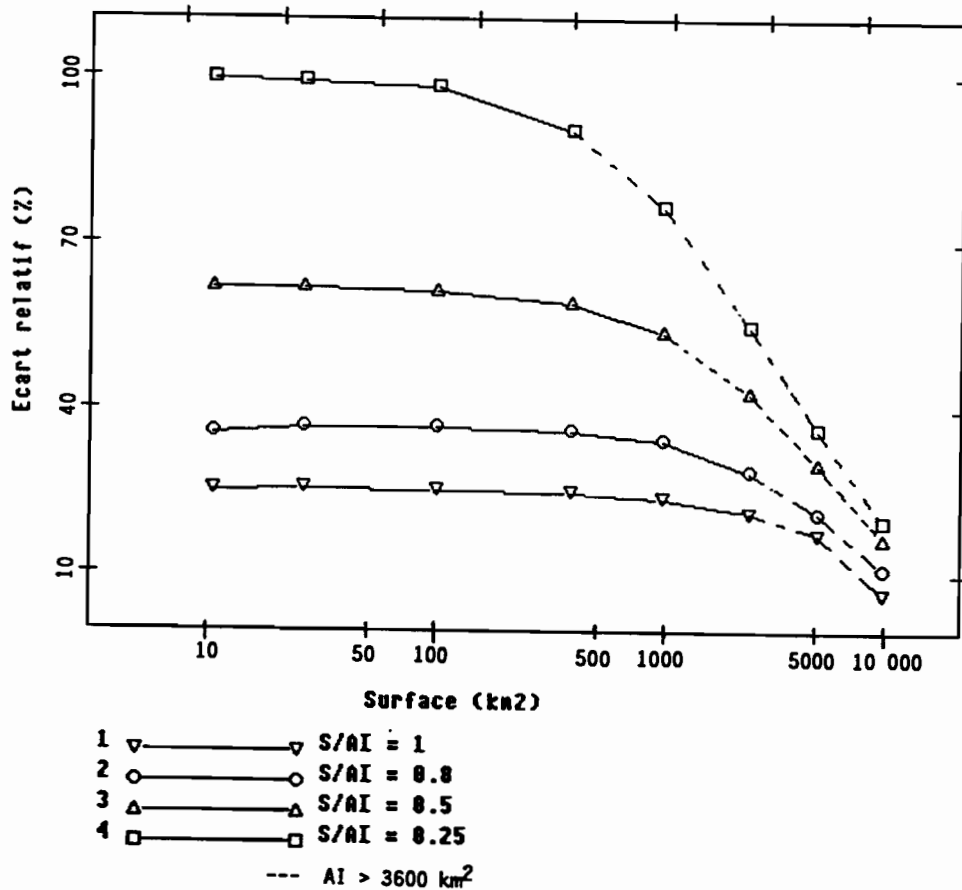


Figure IV.10 : Influence de la position du réseau par rapport à la surface d'estimation. L'écart relatif est calculé par :

$$\frac{(\sigma_u)_{\text{configuration 2}} - (\sigma_u)_{\text{configuration 1}}}{(\sigma_u)_{\text{configuration 1}}}$$

Ce rapprochement des courbes s'observe également quand on considère les écarts absolus  $(\sigma_u)_{\text{configuration 2}} - (\sigma_u)_{\text{configuration 1}}$ .

Nous avons précédemment annoncé que, lorsque la densité absolue du réseau dépasse  $3600 \text{ km}^2$ , l'écart-type d'estimation tend vers  $1 - \gamma_{00}$ . Cette valeur est atteinte d'autant plus rapidement que la surface d'estimation est grande.

En effet, on constate que pour  $S/AI$  fixé et inférieur ou égal à 1, les deux premiers termes de calcul de la variance (voir expression II.4.2) s'approchent d'autant plus rapidement de 1 que la surface est grande.

La différence  $(2 \cdot \sum_i \lambda_i \gamma_{0i} - \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma_{ij})$  tend donc d'autant plus rapidement vers 1 que la surface est grande.

D'un autre côté, le troisième terme  $\gamma_{00}$  ne dépend que de la taille de la surface d'estimation, et augmente en même temps que celle-ci.

Dans ces conditions, d'une part, l'écart-type d'estimation décroît quand la surface augmente, d'autre part, sa valeur a tendance à ne plus dépendre de la configuration, ni de  $S/AI$ , pour devenir égale à  $1 - \gamma_{00}$ .

Lorsque le rapport  $S/AI$  est compris entre 1 et 4, la tendance présentée sur les courbes de la figure IV.10 (on estime mieux la moyenne surfacique lorsqu'il y a un point au centre de la surface) s'inverse : la moyenne surfacique est mieux estimée lorsque l'on a au moins 4 points dans la surface équidistants du centre que lorsque l'on a un point au centre de la surface. L'écart moyen est de -6.4 % pour  $S/AI = 2$ , et de -9.4 % pour  $S/AI = 4$ . Ensuite, les écarts-types ont la même valeur quelle que soit la configuration.

Les abaques que nous présentons par la suite sont calculés pour la configuration 1, c'est à dire généralement la plus favorable. On pourra se reporter à la figure IV.10 pour évaluer le supplément d'incertitude lié à la disposition la plus défavorable des points de mesures.

#### **4.2. Abaques lorsque $S/AI$ est inférieur à 1**

Les calculs ont été conduits pour toutes les tailles de surface, la densité relative à la surface  $S/AI$  variant de 0 à 1.

$S/AI = 0$  correspond au cas d'un "réseau" contenant un seul point de mesure au centre de la surface, l'aire d'influence du poste est donc infinie. On peut ainsi connaître l'erreur relative minimum (car le poste est à une position idéale, au centre de la surface) commise lorsque la moyenne sur une surface est estimée par la valeur du seul point de mesures que l'on possède.

Cette erreur dépend de la taille et de la forme de la surface d'estimation.

La courbe calculée pour  $S/AI=0$  borne supérieurement les abaques. Ces derniers sont bornés inférieurement par la droite d'écart-type nul.

L'abaque donnant l'écart-type d'estimation unitaire en fonction de la surface, pour une densité relative  $S/AI$  donnée, est présenté figure IV.11.

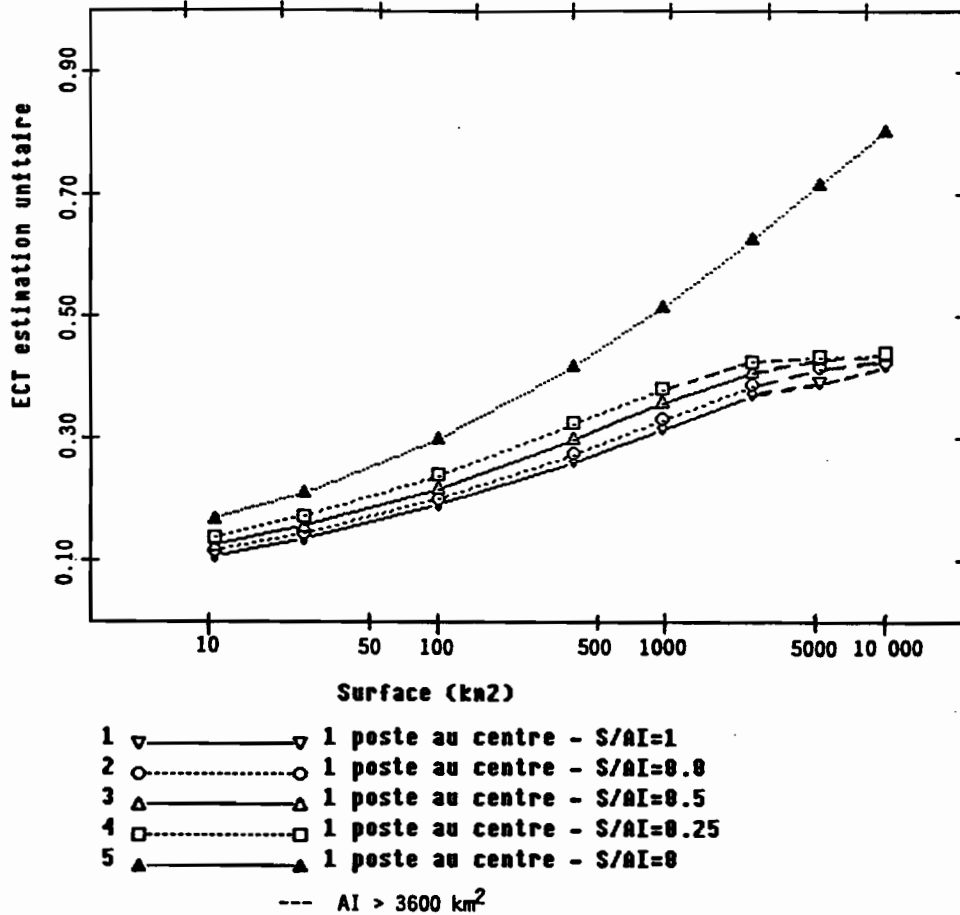


Figure IV.11 : Ecart-types d'estimation unitaires de la moyenne surfacique  $\sigma_u$  en fonction de la taille de la surface d'estimation pour  $S/AI$  fixé et inférieur ou égal à 1.

D'une manière générale, la figure IV.11 montre que pour une densité relative donnée, l'écart-type d'estimation de la moyenne sur une surface croît lorsque la taille de cette dernière augmente. Lorsque le réseau est constitué d'un seul point de mesures ( $S/AI=0$ ), sa valeur varie de 0.17 (pour  $S=10 \text{ km}^2$ ) à 0.81 (pour  $S=10\,000 \text{ km}^2$ , cas que l'on espère rare). Dans les autres cas ( $S/AI$  compris entre 0.25 et 1), sa valeur va de 0.10 à 0.45.

L'allure générale des courbes change lorsque  $AI \geq 3600 \text{ km}^2$ , car les distances inter-postes deviennent supérieures à 60 km, et l'écart-type d'estimation a tendance à diminuer avec la surface, comme décrit précédemment.

En deçà de cette valeur de  $AI$ , on observe une croissance assez régulière des courbes, qui ont une pente comprise entre 0.032 et 0.054  $(\ln \text{ km}^2)^{-1}$ , et qui sont quasi-parallèles entre elles.

Si l'on se place sur une verticale ( $S$  est alors constante), on constate que l'écart-type d'estimation  $\sigma_u$  croît logiquement lorsque l'aire d'influence  $AI$  augmente. L'écart observé entre les valeurs calculées pour respectivement  $S/AI=0.25$  et  $S/AI=1$  est faible, et ne semble pas dépendre de la taille de la surface. Il augmente en effet de 0.03 pour  $S = 10 \text{ km}^2$ , à 0.066 pour  $S = 1000 \text{ km}^2$ , puis diminue à 0.056 pour  $S = 2500 \text{ km}^2$ .

Ceci signifie que lorsque  $S/AI \leq 1$ , la valeur de  $\sigma_u$  dépend plus de la taille de la surface d'estimation que de la densité relative du réseau de mesures.

Si l'on considère l'évolution de  $\sigma_u$  en fonction de la surface lorsque l'aire d'influence  $AI$  est fixée, on montre que l'écart-type d'estimation croît en même temps que la surface d'estimation, lorsque l'on reste dans le domaine où  $AI \leq 3600 \text{ km}^2$ .

Ce résultat est contraire à celui obtenu dans le cas où  $S/AI \geq 1$ , et confirme le fait que lorsqu'il y a un seul point de mesures dans la surface, et tous les autres points à l'extérieur, la moyenne est d'autant mieux estimée par la valeur en ce point que la surface est petite. Dans ce cas, le poids du point central est prépondérant sur le poids des points extérieurs.

Rappelons toutefois que la position du point a une influence déterminante sur l'erreur d'estimation et que l'abaque IV.11 ne peut être utilisée sans son complément, à savoir les courbes de la figure IV.10.

### 4.3. Abaques lorsque S/AI est supérieur à 1

L'abaque pour  $S/AI \geq 1$  est présenté figure IV.12.

Les écarts-types ont été calculés pour toutes les tailles de surfaces, S/AI variant de 1 à 8. L'évolution de  $\sigma_u$  pour S/AI=0 est également reproduite, afin de donner la borne supérieure des courbes.

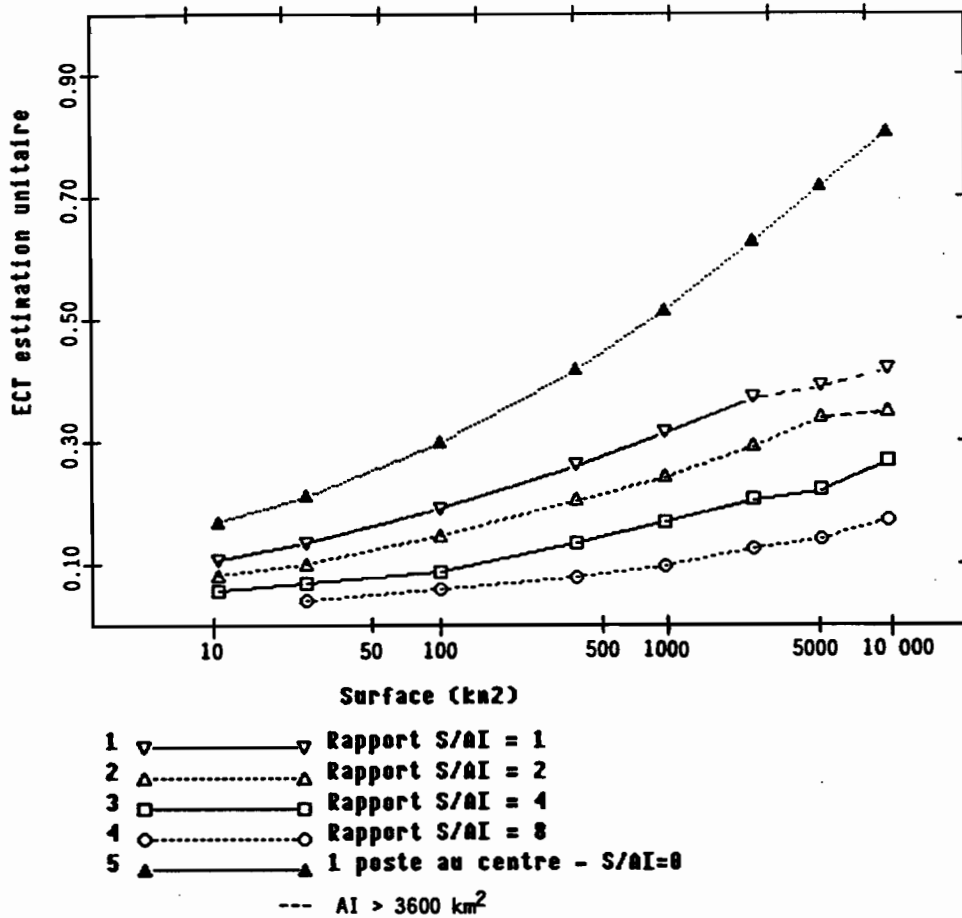


Figure IV.12 : Ecarts-types d'estimation unitaires  $\sigma_u$  de la moyenne en fonction de la taille de la surface d'estimation pour S/AI fixé et supérieur ou égal à 1.

En première approche, l'allure générale de cet abaque est semblable à celle du précédent. Pour un rapport S/AI donné,  $\sigma_u$  augmente lorsque la surface augmente. Les valeurs de  $\sigma_u$  vont de 0.03 à 0.42. Elles sont toujours inférieures à celles déterminées pour  $S/AI \leq 1$ , car, pour une surface considérée, S/AI diminuant signifie que AI augmente, et donc que la densité des points de

mesures se réduit.

Le faisceau de courbes que l'on observe est toutefois moins resserré que dans le cas précédent, et il croît moins régulièrement. Les pentes s'échelonnent en effet de 0.016 à 0.071, et elles sont d'autant moins fortes que  $S/AI$  devient élevé. L'écart entre les écart-types d'estimation calculés pour des petites ou des grandes surfaces s'amenuise donc lorsque la densité du réseau devient importante en valeur relative (par exemple pour  $S/AI = 8$ ). A la limite, pour un réseau de densité infinie (l'aire d'influence d'un poste est très petite et tend vers 0), la valeur moyenne tend vers la vraie valeur, et l'écart-type d'estimation tend vers 0 quelle que soit la taille de la surface d'estimation.

Si l'on se place sur une verticale ( $S$  est constante et  $AI$  croît), on constate ici encore que  $\sigma_u$  augmente en même temps que  $AI$ . Cette augmentation est assez régulière pour les rapports  $S/AI$  considérés, et est d'autant plus rapide que la surface est grande : l'écart entre les courbes est en effet de 0.07 pour  $S = 10 \text{ km}^2$ , et de 0.25 à partir de  $S = 2500 \text{ km}^2$ , où il se stabilise. Pour des rapports  $S/AI$  plus importants, on montre que l'augmentation est moins régulière, et beaucoup plus rapide.

Lorsque l'aire d'influence  $AI$  est fixée, l'écart-type d'estimation décroît lorsque la taille de la surface augmente, ce qui signifie que l'on estime mieux une moyenne surfacique lorsque le nombre de postes dans la surface augmente. Cette constatation va dans le sens des résultats de Huff (1970), sur les totaux de pluie mensuels et saisonniers : l'erreur d'estimation de la moyenne ne dépend que du nombre de postes se trouvant dans la surface.

Les courbes tracées pour  $S/AI$  fixé ne semblent pas confirmer ces résultats. Ceci vient du fait que  $S/AI$  représente le nombre de mailles dans la surface, ce qui n'est pas équivalent à un nombre de postes, comme montré en section 4.1. Les résultats de Huff (op. cité) n'ont donc pas pu être vérifiés pour ce qui concerne les hauteurs d'événement pluvieux.

## 5. PASSAGE AU RESEAU REEL

Tous les écarts-types d'estimation présentés ont été calculés pour des réseaux simulés à mailles carrées parfaitement régulières. Un réseau de mesures ne présente jamais une configuration parfaitement régulière, aussi les écarts entre les résultats obtenus pour les sous-réseaux du réseau réel d'EPSAT-Niger, et ceux obtenus pour les réseaux simulés de densité sensiblement équivalente ont été déterminés. Les tableaux IV.5 et IV.6 présentent les écarts relatifs à l'écart-type d'estimation unitaire calculé pour des réseaux simulés.

Ces valeurs sont données à titre indicatif, puisqu'elles ne concernent que le réseau d'EPSAT-Niger.

Surface (km <sup>2</sup> ) AI (km <sup>2</sup> )	10.0	25.0	100.0
5.0	-29.6	+23.1	
10.0	-2.9		
12.5		-17.8	+23.0
20.0	+18.3		
25.0		+14.3	
50.0		+6.2	
156.25			-27.5
312.5			+16.4

Tableau IV.5: Ecart relatif entre les écarts-types d'estimation déterminés à partir des sous-réseaux issus du réseau réel, et ceux déterminés à partir des réseaux simulés. Surfaces inférieures à 100 km<sup>2</sup> (le réseau est constitué principalement de la cible du degré carré).

Surface (km <sup>2</sup> ) AI (km <sup>2</sup> )	400.0	1000.0	2500.0	5000.0	10 000.0
156.25	-23.7	+13.3	+18.9	+2.0	+14.0
312.5	+12.6	+23.1	+6.4	+11.0	+6.4
625.0	+3.2	+1.2	+3.7	+9.8	+3.0
1000.0		+7.9			
1250.0	+3.2	+1.6	+1.6	+1.7	+1.5
1406.25			-8.8		
2500.0		+1.2		+0.6	+1.2
5000.0				+0.2	+0.4
10000.0				+0.1	+0.3

Tableau IV.6 : Ecart relatif entre les écarts-types d'estimation déterminés à partir des sous-réseaux issus du réseau réel, et ceux déterminés à partir des réseaux simulés. Surfaces de 400 à 10 000 km<sup>2</sup>.

Les écarts observés sont généralement positifs, ce qui signifie que l'écart-type calculé à partir du réseau réel est généralement plus fort que l'écart-type calculé avec le réseau à mailles régulières. Cette observation va dans le sens des résultats de Muñoz-Pardo (1987).

Quelques valeurs inférieures à 0 indiquent que dans certains cas, le réseau irrégulier d'EPSAT-Niger permet de mieux estimer la moyenne qu'un réseau régulier.

On constate également que l'écart est d'autant plus important que la surface est petite, et que la densité est forte (AI faible). A l'opposé, plus la surface augmente, et plus la densité diminue (AI augmente), plus l'écart entre les deux écarts-types diminue. Les écarts dépendent donc plus de l'aire d'influence AI que de S/AI, contrairement à ce que l'on observe dans le cas des réseaux réguliers.

Lorsque  $S/AI < 1$ , ils sont de plus en plus élevés à mesure que AI devient petite, et leur valeur est toujours plus faible que celles obtenues pour des réseaux à mailles régulières. Lorsque



$S/AI \geq 1$ , la même évolution s'observe, mais les écarts sont plus importants que dans le cas des réseaux réguliers.

Cette analyse met en évidence l'importance de la position des points de mesures d'un réseau par rapport à la surface d'estimation.

Plus la surface est petite et la densité élevée, plus l'irrégularité du réseau influera sur l'estimation de la moyenne surfacique. Dans ce cas, les distances entre les postes sont faibles, et les corrélations fortes. Les poids attribués aux points de mesures dépendront donc beaucoup de facteurs tels qu'une forte densité locale, comme celle de la cible, ou une répartition des points pas très homogène.

A contrario, lorsque la densité diminue, et que la surface s'agrandit, la corrélation entre les points de mesure s'affaiblit, et la position des postes aura moins d'importance. Les écarts alors obtenus sont donc moins importants.

## **6. VALIDATION**

Les abaques présentés plus haut ont été déterminés à partir du variogramme climatologique des événements de classe I de la saison des pluies 1989. Les écarts-types d'estimation sont normés par l'écart-type spatial des événements pluvieux.

Dans ce volet, on se propose de vérifier d'une part, si la structure spatiale déduite des données de 1989 est applicable aux observations de 1990 (section 6.1), d'autre part, si les hypothèses faites pour déterminer les écarts-types d'estimation réels permettent de retrouver les résultats expérimentaux (section 6.2).

### 6.1. Extrapolation de la structure spatiale des événements de classe I de 1989 à ceux de 1990

Il s'agit de tester l'égalité des variogrammes climatologiques des saisons 1989 et 1990, par un test de permutation.

13 événements de classe I composent le variogramme climatologique de 1989, et 14 celui de 1990. Les variogrammes expérimentaux de chaque événement normés par leur variance expérimentale sont représentés figure IV.13. On constate que le comportement du faisceau de courbes correspondant à chaque année est identique, mais le faisceau de l'année 1990 a tendance à être compris dans celui de l'année 1989. Les variogrammes de 1989 présentent donc globalement une variabilité plus forte, qui est sans doute due au nombre de points dans chaque classe, plus faible en 1989 qu'en 1990.

Le principe du test consiste à vérifier l'hypothèse suivante : si les variogrammes expérimentaux des événements de classe I des années 1989 et 1990 sont identiques, leur distribution est la même, à ceci près que les échantillons n'ont pas tout à fait le même effectif. Par conséquent, l'attribution d'un événement donné à l'échantillon des événements de 1989 ou de 1990 n'a pas d'influence sur la loi de répartition d'un écart calculé entre les deux variogrammes climatologiques expérimentaux.

En pratique, parmi les 27 événements de classe I, 13 sont affectés au hasard à l'année 1989, et 14 à l'année 1990. Les deux variogrammes expérimentaux  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  sont ensuite calculés, par moyenne des variogrammes des événements, ainsi que l'écart  $e$  entre les deux :

$$e = \sum_{h=1}^H \frac{27}{2} \frac{(\gamma_1(h) - \gamma_2(h))^2}{\sum_{i=1}^{13} (\gamma_{i,1}(h) - \gamma_1(h))^2 + \sum_{i=1}^{14} (\gamma_{i,2}(h) - \gamma_2(h))^2}$$

avec :

$H$  : nombre de classes de distance ;

$\gamma_{i,j}$  : variogramme normé de l'événement  $i$  et l'"année"  $j = 1, 2$ .

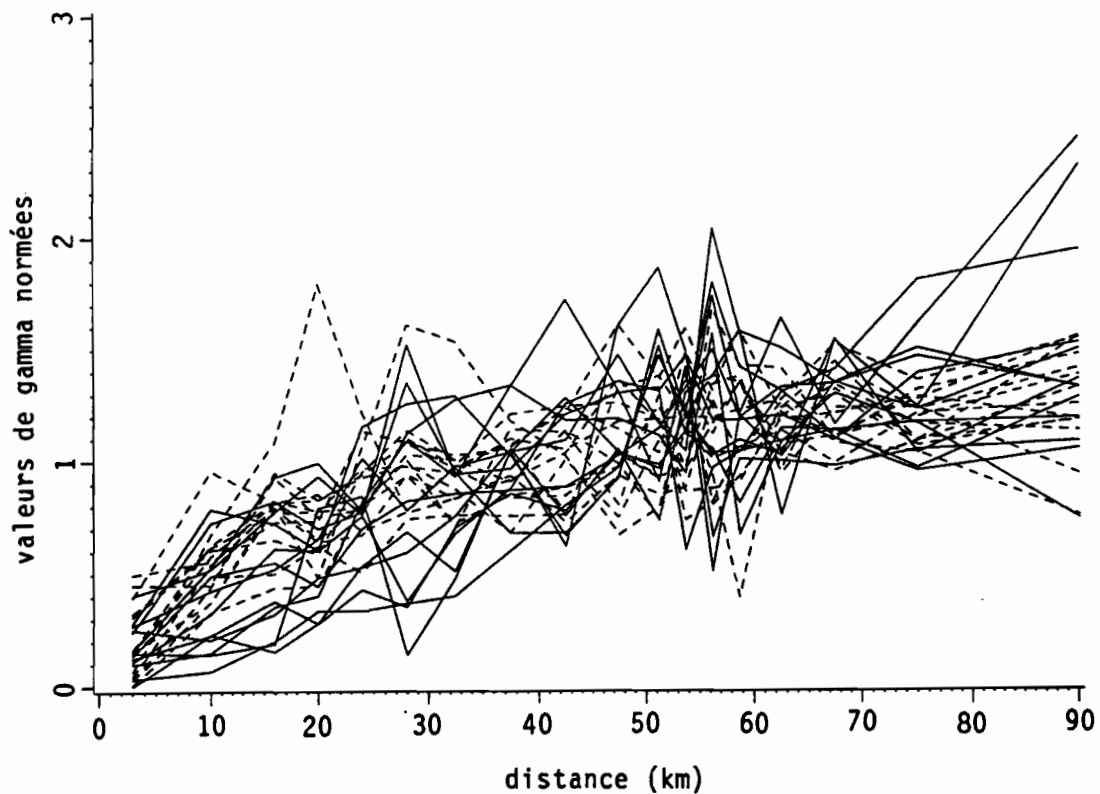


Figure IV.13 : Variogrammes par événement normés par la variance spatiale du champ correspondant. Lignes pleines : année 1989, lignes pointillées : année 1990.

La distribution de cet écart est comparé à l'écart  $e_{réel}$  entre les deux variogrammes réellement observés. Pour cela, on simule un échantillon d'écarts  $(e_k)_{k=1..N}$  en répétant  $N$  fois le calcul ci-dessus. Si les deux années sont semblables,  $e_{réel}$  doit se trouver dans le centre de la distribution des  $e_k$ . S'il est anormalement élevé (au-delà du quantile 95 %), on en conclura que les variogrammes climatologiques des deux années sont différents.

En faisant 2000 répétitions, on a trouvé que la probabilité de dépasser l'écart réellement observé est de 0.06. D'après le test, les deux variogrammes climatologiques apparaissent donc égaux.

## 6.2. Validation des hypothèses de calcul des écarts-types d'estimation réels

Les calculs des écarts-types d'estimation unitaires ont été conduits en supposant d'une part, que le variogramme climatologique était bien modélisé, d'autre part, qu'il représentait la structure

spatiale de chaque événement pluvieux, à un facteur d'échelle près : la variance spatiale de l'événement.

Ainsi, l'écart-type d'estimation réel associé à la moyenne surfacique  $Z_s$  pour l'événement  $k$   $\sigma_{Ek}$  s'obtient par :

$$\sigma_{Ek} = s_k \cdot \sigma_u,$$

avec  $s_k$ , écart-type spatial de l'événement  $k$ .

Afin de valider ces hypothèses, nous avons vérifié si, pour un sous-réseau donné, les intervalles de confiance construits autour d'une moyenne de référence à partir de l'expression ci-dessus contiennent 68 % des moyennes calculées par l'expression directe.

Pour cela, les données de 1990, qui n'ont pas servi à établir le variogramme climatologique, ont été utilisées, et la procédure suivante a été adoptée :

pour les 14 événements pluvieux de la classe I,

- calcul de la moyenne surfacique de référence  $Z_s^0$  : moyenne krigée en tenant compte de tous les postes, en utilisant le variogramme de l'événement ;

- calcul des écarts-types d'estimation unitaires  $\sigma_u$  pour chaque sous-réseau de densité dégradée ;

- calcul des écarts-types d'estimation réels pour chaque sous-réseau et chaque événement :

$$\sigma_{Ek} = s_k \cdot \sigma_u ;$$

- calcul de l'intervalle de confiance à 68 % autour de la moyenne de référence :  $Z_s^0 \pm \sigma_{Ek}$  ,

sous l'hypothèse que les écarts à la moyenne suivent une loi normale ;

- calcul de la moyenne pour chaque sous-réseau  $l$  et chaque événement  $k$  :  $Z_s^{k,l}$  ;

- comptage du nombre de fois où  $Z_s^{k,l}$  se trouve dans l'intervalle de confiance à 68 % autour de  $Z_s^0$ .

Lorsque l'on considère les résultats de toutes les surfaces de 10 à 10 000 km<sup>2</sup>, on constate pour les petites surfaces (10 et 25 km<sup>2</sup>) que 9 à 14 fois sur 14, les moyennes déduites des sous-réseaux tombent dans l'intervalle à  $\pm 1$  écart-type. Les moyennes sont donc presque toutes comprises dans cet intervalle. Cette tendance s'inverse pour les grandes surfaces de 5000 et 10 000 km<sup>2</sup>, d'autant plus que la densité est importante (S/AI grand). Il semble donc que l'intervalle de confiance autour de la moyenne soit surestimé pour les petites surfaces, et sous-

estimé pour les grandes.

Pour les surfaces intermédiaires, on ne peut rien affirmer : le nombre de moyennes en-dehors de l'intervalle de confiance étant sensiblement le même que le nombre de moyennes à l'intérieur, et ce, quelque soit le rapport S/AI considéré.

Un exemple de résultats est donné dans le tableau IV.7, pour 3 tailles de surface : 25 km<sup>2</sup> (1 pixel Météosat), 400 km<sup>2</sup> (surface intermédiaire) et 10 000 km<sup>2</sup> (1 degré carré, maille d'un modèle climatique grande échelle).

Les pourcentages calculés sont eux-mêmes entachés d'une erreur d'échantillonnage, d'autant plus importante que l'effectif est faible. Nous avons fait figurer les bornes de l'intervalle de confiance à 95 % autour des proportions déterminées, sous l'hypothèse que ces dernières suivent une loi binomiale (Dagnelie, 1975 et Anonyme, 1986).

Lorsque l'on tient compte de l'erreur d'échantillonnage de la proportion, on constate que tous les intervalles de confiance contiennent la valeur 68 %.

Les résultats obtenus ne nous permettent donc pas d'affirmer avec certitude que la procédure de calcul des écarts-types d'estimation est validée. La cause de cet échec est sans doute due au trop faible effectif de l'échantillon.

Il serait nécessaire en premier lieu de vérifier les hypothèses utilisées pour construire les intervalles de confiance. En particulier, nous avons constaté que les observations centrées réduites ne suivaient pas une loi normale, et l'hypothèse de normalité des écarts à la moyenne risque donc d'être mise en défaut.

S/AI	S (km <sup>2</sup> )	25	400	10 000
0.32			64.3 35.1 - 87.2	
0.50		78.6 49.2 - 95.3		
0.64			71.4 41.9 - 91.6	
1		92.9 66.1 - 99.8		
1.28			71.4 41.9 - 91.6	
2		92.9 66.1 - 99.8		85.7 57.2 - 98.2
4				57.1 28.9 - 82.3
8				57.1 28.9 - 82.3
16				57.1 28.9 - 82.3
32				57.1 28.9 - 82.3

**Tableau IV.7 : Pourcentages de moyennes sur 14 tombant dans l'intervalle à  $\pm 1$  écart-type autour de la moyenne, et intervalles de confiance à 95 % associés.**

Une simulation de champs aléatoires, par exemple par la méthode des bandes tournantes (Matheron, 1972), amènerait à connaître la distribution des écarts à la moyenne, et à modifier éventuellement les hypothèses de construction des intervalles de confiance. En second lieu, augmenter l'effectif de l'échantillon, par exemple en incluant dans la validation les données de la saison 1991, permettrait de savoir si l'on retrouve expérimentalement les intervalles de confiance calculés théoriquement. Les conclusions qu'autoriseraient cette procédure de validation seraient alors plus fiables.

## 7. CONCLUSION

Connaître la pluie moyenne d'un événement sur une surface carrée ou un bassin-versant nécessite au préalable de définir la notion d'événement pluvieux. La définition que nous avons adoptée et appliquée aux données d'EPSAT-Niger pour deux saisons consécutives permet de prendre en compte sur un poste en moyenne plus de 80 % des averses de la saison, et plus de 90 % du total de pluie.

Pour quantifier les variations de l'erreur d'estimation sur la moyenne surfacique, représentée par l'écart-type de krigeage, les événements dont les caractéristiques spatiales étaient compatibles avec les hypothèses de krigeage ont été considérés. Un variogramme climatologique en a été déduit, à partir duquel ont été calculés des écarts-types d'estimation unitaires. Leurs variations en fonction des paramètres du réseau et de la surface d'estimation sont présentées sous forme d'abaques. Ils sont applicables à un type d'événement donné, qui touche plus de 90 % des postes en fonctionnement, et qui correspond aux lignes de grains et aux autres systèmes convectifs mobiles organisés. Ces événements représentent 33 % en nombre et 61 % de la quantité de pluie de tous les événements définis.

Des études préliminaires à l'établissement de ces abaques ont mesuré l'importance de la position des points dans la surface d'estimation, qui est d'autant plus grande que la densité du réseau est faible.

La définition d'un rapport surface/aire d'influence ( $S/AI$ ) a mis en évidence qu'il fallait considérer indépendamment le cas  $S/AI < 1$  (la taille de la maille est supérieure à la surface d'estimation), et le cas  $S/AI \geq 1$  (la taille de la maille est inférieure ou égale à la surface d'estimation).

Quand  $S/AI \geq 1$ , pour une aire d'influence  $AI$  fixée,  $\sigma_u$  diminue lorsque la surface  $S$  augmente, alors que l'évolution inverse est observée quand  $S/AI < 1$ . Ceci s'explique par le fait que dans le premier cas, faire croître la surface d'estimation entraîne que le nombre de points dans la surface augmente, la moyenne sera donc mieux estimée, alors que dans le second cas, il n'y a toujours qu'un seul point dans la surface, qui estime d'autant mieux la moyenne que la surface est petite.

D'un autre côté, pour  $S/AI \geq 1$ , quand on considère une surface donnée,  $\sigma_u$  croît en même temps que l'aire d'influence  $AI$ , et ce d'autant plus rapidement que la surface  $S$  est grande. Le sens d'évolution est le même pour  $S/AI < 1$ , mais la valeur de  $\sigma_u$  semble plus dépendre de la taille de la surface que du rapport  $S/AI$ .

L'évolution de  $\sigma_u$ , lorsque les paramètres du réseau et de la surface varient, est conforme à celle décrite dans différents travaux antérieurs (partie II, section 2.1) dans le cas où  $S/AI \geq 1$ . Il n'en n'est pas de même dans le cas où  $S/AI < 1$ .

La validation expérimentale des abaques présentés a permis de conclure que la fonction de structure utilisée n'était pas propre à la saison particulière 1989, mais pouvait être considérée comme caractéristique du type d'événement considéré. La procédure de calcul des écarts-types d'estimation n'a par contre pas pu être validée, à cause de la faiblesse de l'échantillon pris en compte. Pour obtenir des résultats fiables, il serait nécessaire d'une part d'avoir recours à la simulation de champs de pluie aléatoires, en particulier pour vérifier la distribution des écarts à la moyenne. D'autre part, il serait utile d'augmenter la taille de l'échantillon, par exemple en incluant les données des saisons 1991 et 1992.



**PARTIE V**  
**EXEMPLE D'APPLICATION DES ABAQUES**



## 1. UTILISATION DES ABAQUES EN FAISANT VARIER S OU AI

Les abaques présentés dans la partie IV sont paramétrés en  $S/AI$ . Il est plus courant de raisonner en faisant varier une aire d'influence, la surface étant constante, ou une taille de surface, l'aire d'influence étant dans ce cas constante.

Nous avons précédemment vu (partie IV, sections 2.2 et 2.3) qu'en se plaçant sur une verticale,  $S$  est constante et seule  $AI$  varie. Ainsi, si l'on prend l'exemple de l'abaque pour  $S/AI \leq 1$ , reproduit en figure V.1, pour une surface de  $1000 \text{ km}^2$ , et pour un rapport  $S/AI$  variant de 0.25 à 1,  $AI$  prend les valeurs de 4000, 2000, 1250 et  $1000 \text{ km}^2$  (de haut en bas).

On peut également déduire de ces abaques les variations de l'écart-type d'estimation unitaire lorsque  $S$  n'est pas constante,  $AI$  l'étant. La double ligne reliant les points diagonalement sur l'abaque pour  $S/AI \geq 1$  (figure V.2) donne un exemple de ce fonctionnement.  $AI$  est égal à  $10\,000 \text{ km}^2$ , et  $S$  passe de  $10\,000$  à  $1250 \text{ km}^2$  (de haut en bas).

## 2. APPLICATION PRATIQUE

Ayant à sa disposition un réseau de mesures, on souhaite pour un événement donné, connaître la moyenne sur une surface  $S$ , et l'erreur absolue qui lui est associée.

Après calcul de la moyenne surfacique par une méthode quelconque, l'erreur absolue peut être déduite de la lecture des abaques, si les conditions suivantes sont réunies :

- le réseau de mesures est tel que la distance inter-poste maximale est comprise entre 60 km (valeur approximative de la pseudo-portée du variogramme climatologique) et 100 km ;
- le réseau couvre ou déborde de la surface sur laquelle la moyenne est déterminée ;
- l'événement a été identifié comme étant de classe I, c'est à dire que la pluie atteint au moins 90 % des postes du réseau.

La lecture des abaques peut alors se faire en suivant la procédure ci-dessous :

- détermination de la densité du réseau, puis de l'aire d'influence d'un poste. Par exemple, si la densité moyenne du réseau est de 5 postes pour  $500 \text{ km}^2$ , l'aire d'influence d'un poste  $AI$  sera de  $100 \text{ km}^2$  ;

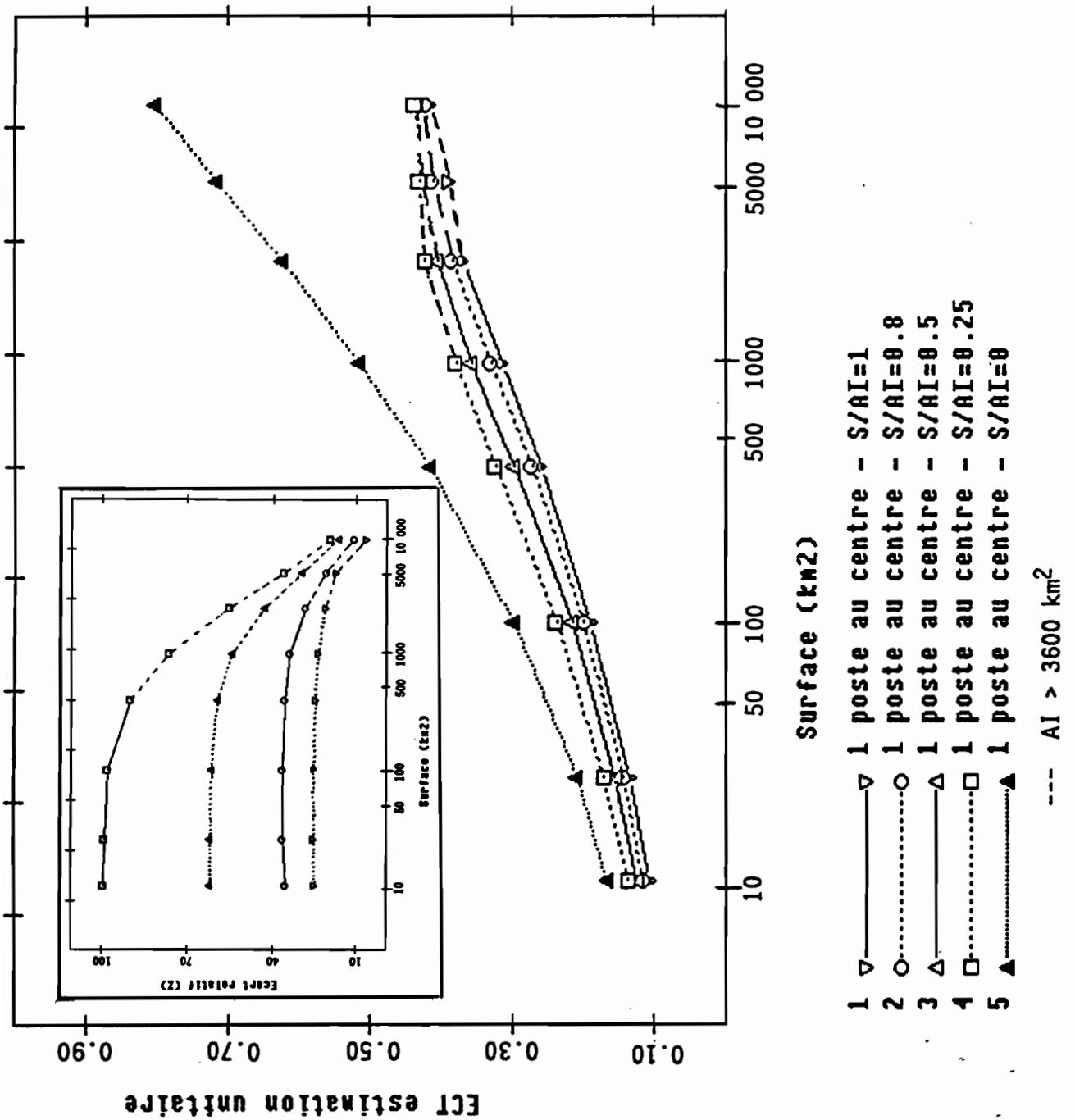


Figure V.1 : Abaque pour  $S/AI \leq 1$  : variations de l'écart-type d'estimation unitaire en fonction de la taille de la surface d'estimation pour  $S/AI$  fixé.

Figure insérée : écart relatif entre l'écart-type d'estimation unitaire calculé dans le cas le plus défavorable (configuration 2) et le cas le plus favorable (configuration 1)

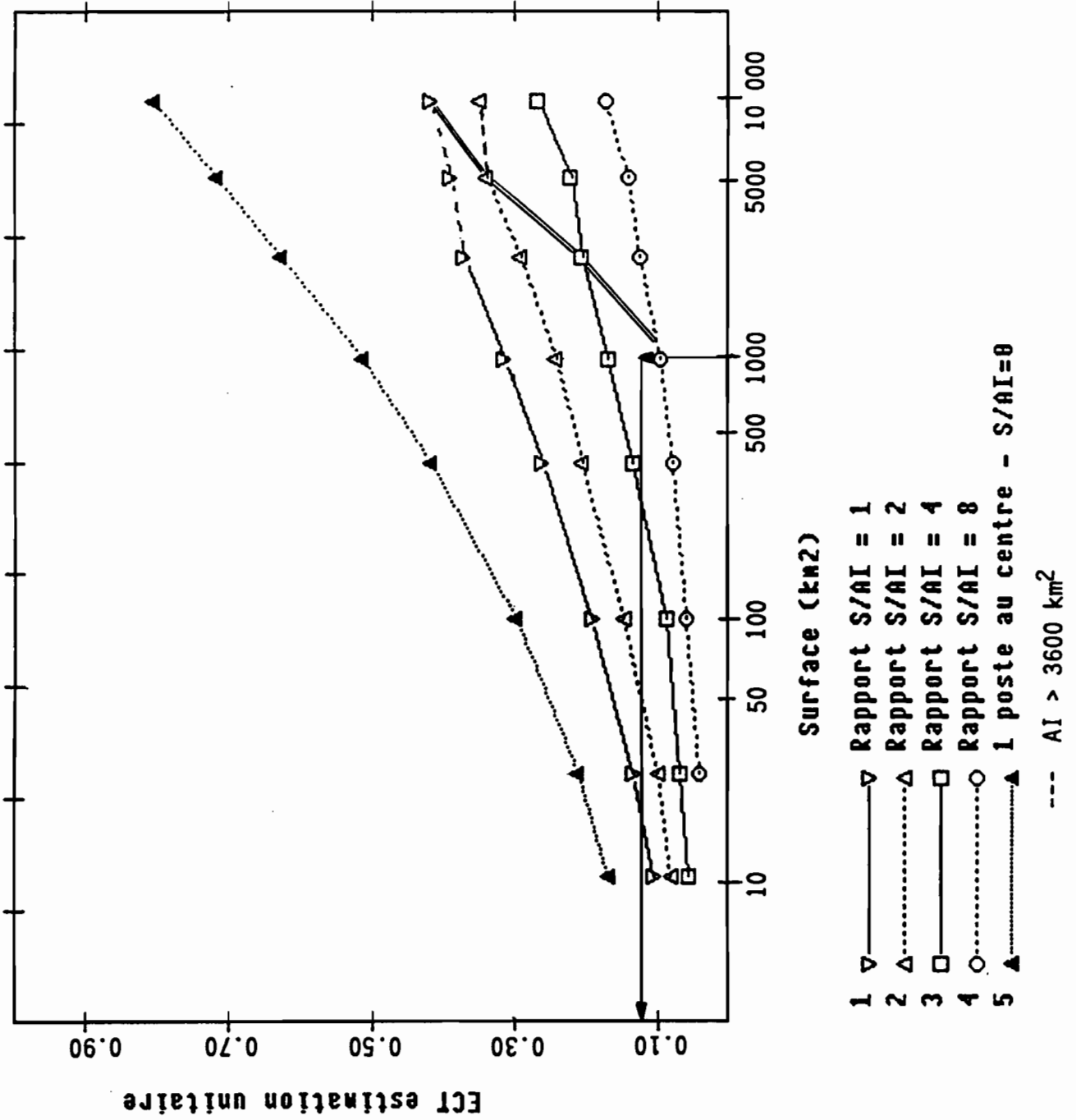


Figure V.2 : Abaque pour  $S/AI \geq 1$  : variations de l'écart-type d'estimation unitaire en fonction de la taille de la surface d'estimation pour  $S/AI$  fixé.

- calcul du rapport surface/aire d'influence  $S/AI$  ;
- connaissant  $S$  et  $S/AI$ , recherche selon que  $S/AI$  est inférieur ou supérieur ou égal à 1 de la valeur de l'écart-type d'estimation unitaire  $\sigma_u$  dans l'abaque correspondant ;
- calcul de l'écart-type expérimental du champ de valeurs  $s_k$ , à partir de tous les points de mesures ;
- obtention de l'erreur absolue  $\sigma_{EK}$  sur la moyenne surfacique, en multipliant  $s_k$  par  $\sigma_u$  ;
- corrections de cette valeur théorique par la valeur correspondante du tableau de conversion réseau simulé/réseau réel.

Un exemple est donné avec l'événement ayant atteint le degré carré de Niamey dans la nuit du 01/09/90 au 02/09/90. Cet événement a été identifié comme étant de classe I. Deux surfaces de 1000 km<sup>2</sup> seront choisies, et un sous-réseau sera retenu pour calculer les moyennes surfaciques et les erreurs d'estimation, sachant que le nombre de postes disponibles pour cet événement est de 74, dont 16 dans la cible.

Les isohyètes de l'événement présentent des valeurs contrastées (figure V.3). La moyenne du champ, calculée par krigeage, est de 21.7 mm, son écart-type expérimental, en considérant la moyenne arithmétique des postes de la cible, est de 19.5 mm. Les surfaces que nous considérons ont des moyennes spatiales très différentes : 11.9 mm pour la surface 1 et 21.0 mm pour la surface 2.

Néanmoins, les erreurs d'estimation absolues que nous déduirons des abaques seront identiques, puisque la taille de la surface, l'aire d'influence d'un poste du réseau, et la variabilité du champ sont les mêmes.

Nous avons considéré un sous-réseau de 61 postes, d'aire d'influence  $AI = 156 \text{ km}^2$  (figure V.4).

Le rapport  $S/AI$  est donc de 6.4.

Il est supérieur à 1, et l'abaque correspondant donne les variations de l'écart-type d'estimation unitaire pour  $S/AI = 4$  ou  $S/AI = 8$ .

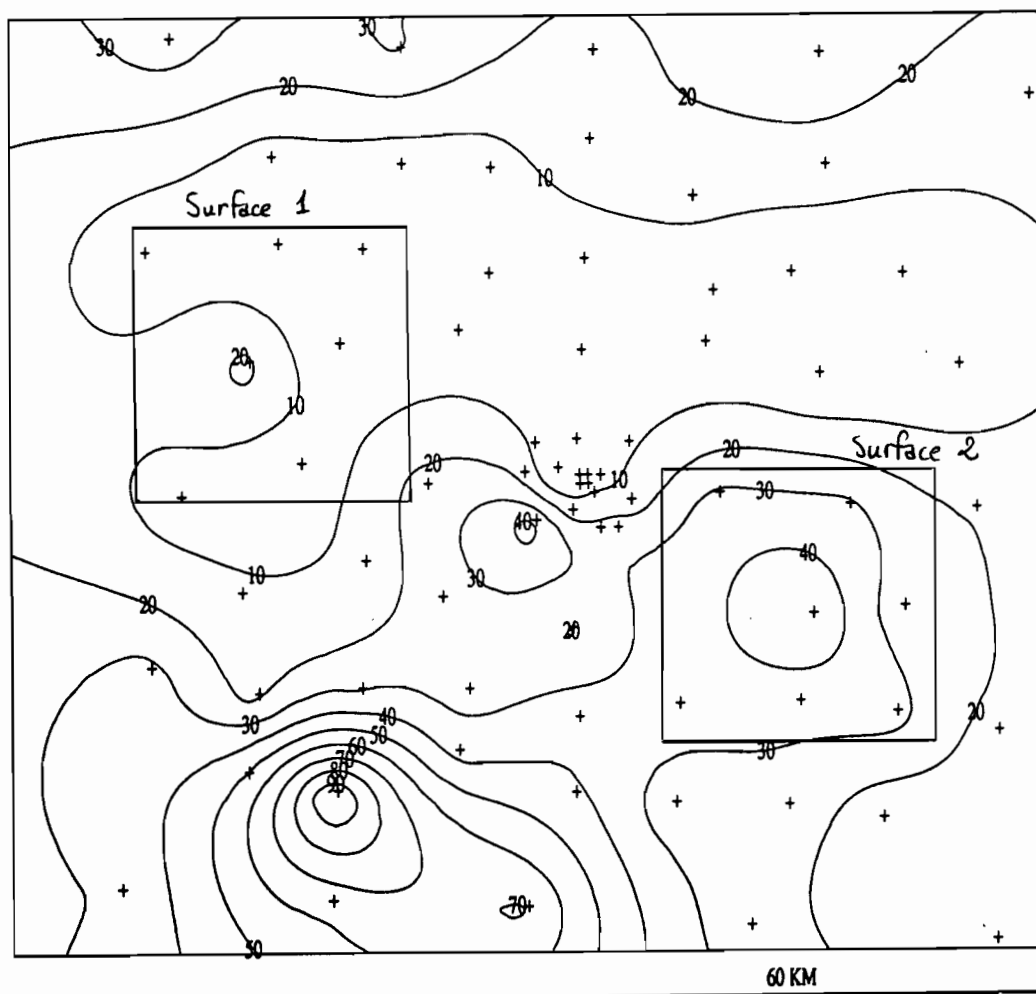


Figure V.3 : Isohyètes de l'événement du 01/09/90 au 02/09/90 sur le degré carré de Niamey (mm).

Il faut donc interpoler la valeur  $S/AI=6.4$ , approximée à 6.5. Le long d'une verticale ( $S$  constante), les variations de l'écart-type d'estimation sont régulières et constantes (partie IV, section 4.2 et 4.3). La courbe  $S/AI=6.5$  se trouve donc aux deux-tiers environ des courbes  $S/AI=4$  et  $S/AI=8$ . On en déduit une valeur de l'écart-type d'estimation unitaire de 0.12.

L'écart-type d'estimation sur la moyenne des surfaces de  $1000 \text{ km}^2$  1 et 2 sera donc de  $0.12 \cdot 19.5 = 2.3 \text{ mm}$ .

D'après le tableau des coefficients de passage réseau théorique/réseau réel, cette valeur théorique est connue avec un écart relatif de +13 %. On peut donc raisonnablement considérer que l'erreur commise sur les moyennes des surfaces 1 et 2 est comprise entre 2.6 et 3.0 mm, soit une erreur relative de 22 à 25 % pour la surface 1, et de 12 à 14 % pour la surface 2.

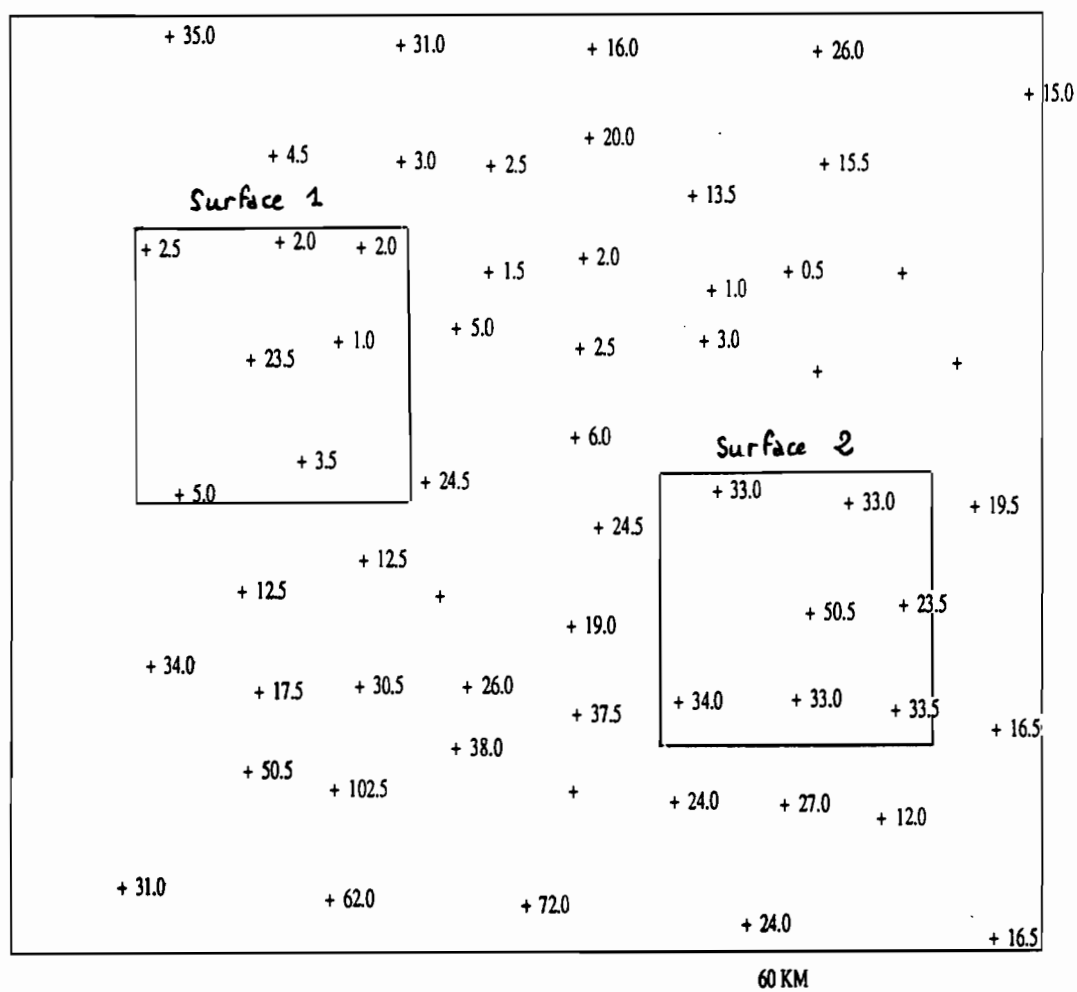


Figure V.4 : Valeurs observées (mm) sur le sous-réseau de 61 postes utilisé (1 poste pour 12.5 km), et emplacement des surfaces de calcul.

L'erreur relative que l'on commet sur une moyenne surfacique est donc d'autant plus importante que la moyenne est faible.



## **CONCLUSION GENERALE**



La présente étude, conduite dans le cadre de l'expérience EPSAT-Niger, se donnait pour objectif de mieux connaître la trace au sol des systèmes précipitants sahéliens, pour des durées supérieures ou égales à celles des événements pluvieux.

Pour ce faire, les données pluviographiques du réseau dense du Degré Carré de Niamey ont été utilisées. Une méthode d'interpolation linéaire optimale, le krigeage, a été adoptée pour décrire la variabilité spatiale des champs de pluie, et procéder à leur interpolation. Les résultats concernent d'une part, la caractérisation de la variabilité spatiale des champs de pluie, d'autre part, la quantification de l'erreur commise sur l'estimation d'une valeur interpolée ou d'une lame d'eau, en fonction de l'échelle spatio-temporelle retenue, et de la densité du réseau de mesures. Deux échelles de temps ont été étudiées : la saison des pluies, et l'événement pluvieux.

Pour ce qui concerne les totaux saisonniers, l'apport le plus frappant du réseau pluviographique d'EPSAT-Niger est la mise en évidence d'une grande dispersion des valeurs observées une année donnée sur une surface de 10 000 km<sup>2</sup>. Cette dispersion est bien plus forte que ne le laisse supposer la répartition des isohyètes moyennes interannuelles, qui varient entre 500 et 600 mm, selon un gradient latitudinal quasi-régulier de 1 mm/km du nord au sud (estimation sur la période 1950-1989, Lebel *et al.*, 1991). Par contraste, en 1989 comme en 1990, la valeur maximum mesurée est environ deux fois plus forte que la valeur minimum, et les gradients observés localement peuvent être supérieurs à 20 mm/km. De plus, les isohyètes des saisons 1989 et 1990 présentent une organisation spatiale complexe, masquant largement le gradient climatique nord-sud. Une caractéristique de cette organisation spatiale est la distance de décorrélation entre les mesures - déduite de l'ajustement d'un modèle au variogramme des résidus à la dérive climatique - qui varie sensiblement d'une année à l'autre (50 km en 1989 et 10 km en 1990). Néanmoins dans tous les cas, elle reste faible en comparaison des valeurs usuellement admises pour des climats tempérés.

Cette extrême variabilité des cumuls saisonniers à l'échelle d'une surface relativement petite et

homogène du point de vue climatique a été confirmée par les données récoltées en 1991 (Taupin *et al*, 1992) et 1992, d'après lesquelles on a déduit des distances de décorrélation inférieures à 50 km.

Par conséquent, pour estimer d'une manière fiable la pluie moyenne sur la saison, il faut s'appuyer sur au moins une dizaine de postes, quelle que soit la surface considérée entre 1 000 et 10 000 km<sup>2</sup>. Les implications pratiques de ce résultat sont immédiates pour la gestion agricole et des ressources en eau, pour la description des régimes pluviométriques et pour la validation des algorithmes d'estimation des précipitations par satellite.

Pour ce qui concerne l'échelle de temps de l'événement pluvieux, après avoir classé les événements pluvieux en fonction de leur extension spatiale, nous avons mis en évidence une structure spatiale climatologique, qui semble dépendre du type d'événement, et non de l'année considérée.

Cette structure spatiale a été prise en compte pour mettre au point des abaques, donnant l'erreur d'estimation d'une lame d'eau en fonction de la surface, et de la densité du réseau de mesures. Ces abaques constituent pour le modélisateur un outil synthétique, auquel il peut se référer.

La procédure de calcul des erreurs d'estimation n'a pas pu être validée, à cause du faible effectif des échantillons de données disponibles. Les données des saisons des pluies 1991 et 1992 devront être utilisées à cette fin.

Les applications des résultats obtenus concernent en premier lieu l'expérience EPSAT, car ils apportent une information sur la qualité de la "vérité sol" utilisée pour valider les algorithmes d'estimation des précipitations par satellite (Arnaud et Thauvin, 1990).

Elles concernent également l'expérience HAPEX II Sahel (Hydrological Atmospheric Pilot EXperiment, Hoepffner *et al*, 1990 et Goutorbe *et al*, 1992), dont l'objectif est de modéliser les flux hydriques et énergétiques sur un degré carré. En l'occurrence, le degré carré retenu pour l'expérimentation est le même que celui de l'expérience EPSAT-Niger.

Les résultats exposés dans ce mémoire offrent également un intérêt pour d'autres recherches sur le climat. En effet, la présente étude ne constitue qu'une première étape dans la connaissance de la répartition spatiale des champs de pluie sahéliens. La suite logique de ce travail est d'étudier les classes de précipitations que nous n'avons pas prises en compte. Les orages dûs à la convection locale présentent en effet des caractéristiques spatiales bien particulières. Pour étudier ce type de champ de pluie, la méthodologie définie dans Barancourt (1990), et Barancourt *et al* (1992) pourrait être utilisée. L'analyse du champ de pluie comporte une étude de l'intermittence spatiale (zonage pluie/non-pluie), puis une analyse de la variabilité à l'intérieur des zones de pluie, en vue de l'interpolation.

Certains de ces travaux sont en cours de réalisation.

Les pas de temps auxquels nous nous sommes intéressés sont la saison des pluies et l'événement pluvieux. Dans un but agronomique, il conviendrait d'étudier la répartition spatiale des hauteurs précipitées en 10 jours. De la même façon, pour répondre aux besoins du Programme Mondial de Recherche sur le Climat (Anonyme, 1992), la répartition des pluies mensuelles sur le degré carré pourrait être étudiée.

Les pas de temps inférieurs à l'événement pluvieux sont d'un autre intérêt : l'information à ces pas de temps serait particulièrement utile à la modélisation hydrologique sur les petits bassins-versants, et à la validation des algorithmes d'estimation des précipitations par radar. Elles permettraient en outre de mieux connaître la structure fine des lignes de grains africaines. Braud *et al* (1992) et Crochet (1993) ont appliqué la méthodologie décrite dans Barancourt (1990) aux données horaires et semi-horaires du Degré Carré de Niamey.

Le travail présenté a porté sur 2 années de mesures. A l'heure actuelle, 4 années de mesures sont disponibles. Ce jeu de données permettra à court terme d'obtenir une synthèse globale sur la répartition spatio-temporelle des précipitations en milieu sahélien, pour des surfaces inférieures ou égales à 10 000 km<sup>2</sup>.



**REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES**





**ALED (1991) :** Ajustement de Lois à des Echantillons de Données. Logiciel d'ajustement de lois statistiques du Laboratoire d'Hydrologie et Modélisation (LHM), Université de Montpellier II.

**Anonyme (1986) :** Aide-mémoire pratique des techniques statistiques pour ingénieurs et techniciens supérieurs. Revue de Statistique Appliquée, vol. 34, num. spécial. Publication du CERESTA (Paris).

**Anonyme (1992) :** L'évolution du climat et de l'environnement global. La contribution française en 1991. Brochure éditée par le Ministère de la Recherche et de la Technologie, Paris, 58 p.

**Arnaud Y., Thauvin V. (1990) :** Areal versus point rainfall for the calibration of TIR Meteosat data. A sahelian application. International symposium on remote sensing and water resources, Enschede, The Netherlands, August 20-24, 1990, pp 75-84.

**Arnaud Y. (1992) :** Caractérisation des nuages précipitants en fonction de leur structure spatiale et de leur évolution temporelle en milieu sahélien à partir d'images Meteosat. Thèse de doctorat de l'Université Paul Sabatier (Toulouse), 278 p avec annexes.

**Bader J.C. (1984) :** Etude relative à l'évaluation du changement possible des pluies intenses sur la saison pluvieuse au Sahel. DEA de l'Université de Paris Sud.

**Barancourt C. (1990) :** Etude de l'intermittence et de la variabilité des champs de précipitation par une approche stochastique. Doctorat de l'Université Joseph Fourier (Grenoble I), 216 p + annexes.

**Barancourt C., Creutin J.D., Rivoirard J. (1992) :** A method for delineating and estimating rainfall fields. Water Resources Research, sous presse.

**Bastin G., Lorent B., Duque C. (1984) :** Optimal estimation of the average areal rainfall and optimal selection of rain gauge location. Water Resources Research, vol. 20, n° 4, pp 463-470.

**Bergaoui M. (1987)** : Etude de la distribution spatio-temporelle des précipitations à des échelles fines de temps et d'espace. Doctorat de l'Université des Sciences et Techniques du Languedoc (Montpellier II), 240 p + annexes.

**Bouvier C. (1986)** : Etude du ruissellement urbain à Niamey. Rapport général. Tome III : Interprétation des données. Publication ORSTOM/CIEH, 84 p + annexes.

**Braud I., Crochet P., Creutin J.D (1993)** : A method for estimating mean areal rainfall using Lagrangian trend function of the intensities. Article accepté au Journal of Applied Meteorology.

**Cadet D. L., Guillot B. (1991)** : Programme de recherche EPSAT (Estimation des Précipitations par SATellite). Publication ORSTOM/Ministère de la Coopération, 63 p.

**Cadot D, Puech C. (1982)** : Etude des pluies journalières de fréquence rare au Niger. Publication CIEH, série Hydrologie, 95 p avec annexes.

**Chabi Gonni D. (1986)** : La sécheresse au Sahel est-elle définitive ? Coll. intern. sur la révisions des normes hydrologiques suite aux incidences de la sécheresse. Ouagadougou, 20-24 mai 1986. CIEH, série hydrologie, communication n°12.

**Charney J.G. (1975)** : Dynamics of deserts and drought in the Sahel. Quaterly Journal of the Royal Meteorological Society, vol. 101, n° 428, pp 193-202.

**Colin, Meunier M., Puech C. (1972)** : Problèmes hydrologiques relatifs à l'étude des crues. Ministère de l'Agriculture, Division Travaux d'Hydraulique, n° 4, 72 p avec annexes.

**Courel M.F. (1984)** : Etude de l'évolution récente des milieux sahéliens à partir de mesures fournies par les satellites. Thèse de Doctorat d'Etat, Université de Paris I, 407 p + annexes.

**Courel M.F., Kandel R.S., Rasool S.I. (1984)** : Surface albedo and the Sahel drought. Nature, vol. 307, n°9, pp 528-531.

**Creutin J.D., Obled C. (1982)** : Objective analysis and mapping techniques for rainfall fields : an objective comparison. Water Resources Research, vol. 18, N°2, pp 413-431.

**Crochet P. (1993)** : Thèse de doctorat de l'Université Joseph Fourier (Grenoble). A paraître.

**Dagnélie P. (1975)** : Théories et méthodes statistiques. Applications agronomiques. Presses Agronomiques de Gembloux, 2 vol.

**Damant C, Austin G.L., Bellon A., Broughton R.S. (1983)** : Errors in the Thiessen technique for estimating areal rain amounts using weather radar data. *Journal of Hydrology*, vol. 62, n° 1/4, pp 81-94.

**Delhomme J.P. (1976)** : Application de la théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau. Thèse de docteur-ingénieur de l'université Pierre et Marie Curie, Paris-6, 129 p.

**Delrieu G. (1986)** : Evaluation d'un radar météorologique pour la mesure des précipitations : validation et étalonnage par technique géostatistique ; application au Bassin Parisien. Thèse de Docteur-Ingénieur, Université Scientifique et Médicale de Grenoble et Institut National Polytechnique de Grenoble, 190 p + annexes.

**Desbois M., T. Kayiranga, B. Gnamien, S. Guesous and L. Picon (1988)** : Characterization of some elements of the sahelian climate and their interannual variations for July 1983, 1984 and 1985 from the analysis of METEOSAT ISCCP data. *Journal of Climate*, Vol 1, N° 9, pp 867-904.

**Franquin P. (1985)** : Météorologie et agro-stratégies pour le Sahel. *La Météorologie*, 7<sup>ème</sup> série, n° 8, pp 2-7.

**Gervaise C. (1988)** : Rapport de campagne EPSAT 1988. Rapport interne ORSTOM/DMN, non paginé.

**Goutorbe J.P., Lebel T., Tinga A., Dolman H., Engman E.T., Gash J.H.C., Kabat P., Kerr Y.H., Monteny B., Prince S., Sellers P., Wallace J., Hoepffner M. (1992)** : Experiment plan for HAPEX-Sahel. Rapport DMN France, Toulouse.

**Goyot P. (1988)** : Estimation des pluies par satellite en zone soudano-sahélienne. Mémoire de D.E.A. de l'Institut de Mécanique de Grenoble.

**Gozé (1990) : Modèle stochastique de la pluviométrie au Sahel. Application à l'agronomie. Doctorat de l'Université des Sciences et Techniques du Languedoc (Montpellier II), 119 p + annexes.**

**Guillot B., Carn M. (1988) : Remarques à propos de l'effet des facteurs locaux sur l'activité convective en Afrique de l'Ouest et dans l'Atlantique intertropical. Veille Climatique Satellitaire, n°21, pp 33-48.**

**Hendrick R.L., Comer G.H. (1970) : Space variations of precipitation and implications for raingage network design. Journal of Hydrology, vol. 10, n° 2, pp 151-163.**

**Hiez G. (1977) : L'homogénéité des données pluviométriques. Cahiers ORSTOM, série Hydrologie, vol. 14, n°2, pp 129-173.**

**Hiez G., Rancan L., Costa Barros M., Pedrollo O. (1985) : Le vecteur régional et les fluctuations climatiques. Séminaire "Climat et développement", 15-16 octobre 1985. Collection Colloques et Séminaires de l'ORSTOM, pp 113-122.**

**Hiez G. (1986) : Bases théoriques du vecteur régional. Les premières applications et leur mise en oeuvre informatique. 2<sup>èmes</sup> journées hydrologiques de l'ORSTOM à Montpellier, 16-17 septembre 1986. Collection Colloques et Séminaires de l'ORSTOM, pp 1-31.**

**Hoepffner M., Goutorbe J.P., Sellers P., Tinga A. (1990) : HAPEX-Sahel. Plan d'expérience. Document ORSTOM/DMN France/NASA/Université de Niamey, 27 p + figures.**

**Hubert P., Carbonnel J.P., Chaouche A. (1989) : Segmentation des séries hydrométriques. Application à des séries de précipitations et de débits en Afrique de l'Ouest. Journal of Hydrology, vol. 110, pp 349-367.**

**Huff F.A. (1966) : The effect of natural rainfall variability in verification of rain modification experiments. Water Resource Research, vol. 2, pp 791-801.**

**Huff F.A. (1970)** : Sampling errors in measurement of mean precipitation. *Journal of Applied Meteorology*, vol. 9, n° 1, pp 35-44.

**Janicot S. (1988)** : Facteurs naturels impliqués dans la sécheresse au Sahel. *Climats et Climatologies*, ed. scientifiques J. Perard, G. Escourrou, Université de Bourgogne, pp 269-280.

**Journel A.G., Huijbregts C.J (1978)** : *Mining Geostatistics*. Academic Press, London, 600 p.

**Lafosse B. (1980)** : Etude expérimentale de la précision des résultats suivant la densité des pluviographes. *La Météorologie*, 6ème série, n° 20-21, pp 243-253.

**Le Barbé (1982)** : Etude du ruissellement urbain à Ouagadougou. *Cahiers ORSTOM, série Hydrologie*, vol. 19, n° 3, pp 135-204.

**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. Université Scientifique et Médicale de Grenoble et Institut National Polytechnique de Grenoble, 339 p avec annexes.

**Lebel T., Bastin G. (1985)** : Variogram identification by the mean-squared interpolation error method with application to hydrologic fields. *Journal of Hydrology*, vol 1977, pp 31-56.

**Lebel T., Bastin G., Obléd C., Creutin J.D. (1987)** : On the accuracy of areal rainfall estimation : a case study. *Water Resources Research*, vol. 23, n° 11, pp 2123-2134.

**Lebel T., Laborde J.P. (1988)** : A geostatistical approach for areal rainfall statistics assessment. *Stochastic Hydrology and Hydraulic*, vol. 2, pp 245-261.

**Lebel T., Thauvin V. (1990)** : Spatial and temporal sampling of sahelian squall line rainfall : some experimental features. *European Geophysical Society Congress, Copenhagen, april 23-27, 1990*.

**Lebel T., Cazenave F., Gathelier R., Gréard M., Gualde R., Kong J., Valéro T. (1991)** : EPSAT-NIGER campagne 1990. *Rapport ORSTOM/DMN*, 37 p + annexes.

**Lebel T., Sauvageot H., Hoepffner M., Desbois M., Guillot B., Hubert P. (1992) :** Rainfall estimation in the Sahel : the EPSAT-NIGER experiment. *Journal of Hydrological Sciences*, vol. 37, n°3, pp 201-216.

**Mahé G. (1992) :** Les écoulements fluviaux sur la façade atlantique de l'Afrique. Etude des éléments du bilan hydrique et variabilité interannuelle, analyse de situations hydroclimatiques moyennes et extrêmes. Thèse de doctorat de l'Université Paris XI (Orsay), 385 p + annexes.

**Matheron G. (1965) :** Les variables régionalisées et leur estimation. Ed. Masson et Cie, Paris, 305 p.

**Matheron G. (1972) :** The turning bands : a method for simulating random functions in  $R^n$ . Ecole des Mines, C.M.M., N-303.

**Messaoud M. (1989) :** Hydrologie aux fines échelles de temps et d'espace à partir de données de pluviomètres et d'un radar météorologique. Thèse de Doctorat de l'Université Blaise Pascal (Clermont Ferrand II), 214 p.

**Moallemi A. (1985) :** Analyse des données pluviographiques de Niamey (Niger). Mémoire de D.E.A. Université de Paris Sud/Orsay.

**Muñoz-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, Université Scientifique et Médicale de Grenoble et Institut National Polytechnique de Grenoble, 254 p avec annexes.

**N'Doye I. (1988) :** Etude fréquentielle comparative de quelques caractéristiques des averses en Afrique de l'Ouest. Mémoire d'ingénieur de l'EITARC, CNEARC, 65 p + annexes.

**Paturel J.E. (1986) :** Erreur sur la lame d'eau et densité du réseau de mesures. Etude par simulation d'événements pluvieux. D.E.A. de l'Université des Sciences et Techniques du Languedoc, 27 p + annexes.

**Pointin Y., Ramond D., Fournet-Fayard J. (1986)** : Application d'un radar à diversité de polarisation en hydrologie urbaine : Clermont-Ferrand 85-86. Document de travail 86-12. O.P.G.C., Clermont Ferrand.

**Puech C. (1984)** : Opération pluie provoquée. Ouagadougou 1983. Synthèse finale. Rapport C.I.E.H, série Hydrologie, 161 p + annexes.

**Radji G. (1991)** : Etude des régimes pluviométriques du Niger : caractéristiques des distributions mensuelles et variations observées au cours des 40 dernières années. Mémoire de fin d'études d'ingénieur d'application en hydrologie, Centre Régional de Formation et d'Application en Agrométéorologie et Hydrologie Opérationnelle, Niamey, 53 p + annexes.

**Rossignol D. (1989)** : Anomalies de fonctionnement des augets basculeurs à contacts de mercure. Note de travail, ORSTOM Guadeloupe, 3 p.

**Roux C. (1989)** : Rapport de campagne EPSAT 1989. Rapport ORSTOM/DMN, 38 p.

**Roux F. (1987)** : Les lignes de grains de COPT 81 : environnement, précipitations, cinématique et thermodynamique. Thèse de Doctorat d'Etat, Université Paris 7, 368 p.

**Sauvageot H., Despaux J. (1990)** : SANAGA. Un système d'acquisition numérique et de visualisation des données radar pour la validation des estimations satellitaires de précipitations. Veille Climatique Satellitaire, n°30 et 31, pp 51-55.

**Seed A.W., Austin G.L. (1990)** : Sampling errors for raingauge-derived mean areal daily and monthly rainfall. Journal of Hydrology, vol. 118, n° 1-4, pp 163-173.

**Serra J. (1967)** : Echantillonnage et estimation locale des phénomènes de transition miniers. Thèse de docteur-ingénieur, Université de Nancy, 2 tomes, 670 p avec annexes.

**Sighomnou D., Sigha N., Ntonga J.C., Naah E. (1990)** : Influence de la densité du réseau sur l'estimation de la pluie moyenne journalière : un exemple au Cameroun. Hydrologie Continentale, vol. 5, n° 1, pp 53-60.

**Silverman B.A., Koshio R.L., Dahl D. (1981) :** On the sampling variance of raingauge networks. *Journal of Applied Meteorology*, vol. 20, pp 1468-1478.

**Sircoulon J. (1976) :** Les données hydropluviométriques de la sécheresse en Afrique intertropicale. Comparaison avec les sécheresses "1913 et 1940". *Cahiers ORSTOM, série Hydrologie, Numéro spécial Sécheresse, Vol 13*, pp 75-174.

**Sircoulon J. (1986a) :** Proposition pour la constitution d'un réseau de recherche international pour la résistance à la sécheresse. Application aux pays du Sahel. Coll. intern. sur la révisions des normes hydrologiques suite aux incidences de la sécheresse. Ouagadougou, 20-24 mai 1986. CIEH, série Hydrologie, communication n°0.

**Sircoulon J. (1986b) :** Bilan hydropluviométrique de la sécheresse 1968-1984 au Sahel et comparaison avec les sécheresses des années 1910 à 1916 et 1940 à 1949. Coll. intern. sur la révisions des normes hydrologiques suite aux incidences de la sécheresse. Ouagadougou, 20-24 mai 1986. CIEH, série Hydrologie, communication n°5.

**Tabios III G. Q., Salas J.D. (1985) :** A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation. *Water Resources Bulletin*, vol. 21, pp 365-380.

**Taupin J.D., Lebel T., Cazenave F., Chiron F., Gathelier R., Gréard M., Gualde R., Kong J., Valéro T. (1991) :** EPSAT-NIGER campagne 1991. Rapport ORSTOM/DMN, 63 p + annexes.

**Thauvin V., Lebel T. (1991) :** EPSAT-NIGER : Study of rainfall over the sahel at small time steps using a dense network of recording raingauges. *Hydrological Processes*, vol. 5, n°1, pp 251-260.

**Vannitsem S., Démarée G. (1991) :** Détection et modélisation des sécheresses au Sahel. Proposition d'une nouvelle méthodologie. *Hydrologie Continentale*, vol. 6, n°2, pp 155-171.

**Vitton P. (1990) :** Mesures de la pluie. *La Météorologie*, VII<sup>ème</sup> série, n°33, pp 22-32.



**Vogel J.L, Huff F.A. (1978) : Relation between the Saint Louis urban precipitation anomalies and synoptic weather factors. Journal of Applied Meteorology, vol. 17, pp 1141-1152.**

**Vogel J.L. (1988) : Some selected results from dense raingauge networks. Validation of satellite precipitation measurements for the global climatology. WMO/TD n° 203, Genève, pp D183-D195.**



## **TABLE DES MATIERES**



<b>REMERCIEMENTS</b>	p. 5
<b>RESUME</b>	p. 9
<b>SIGNIFICATION DES SIGLES</b>	p. 13
<b>SOMMAIRE</b>	p. 17
<b>INTRODUCTION</b>	p. 23
<b>PARTIE I : RAPPELS SUR LA CLIMATOLOGIE DU SAHEL ET CARACTERISTIQUES DE LA ZONE D'ETUDE</b>	p. 29
1. <b>Situation et climat de la zone d'étude</b>	p. 31
1.1. <b>La zone d'étude : la région de Niamey</b>	p. 31
1.2. <b>Climatologie et pluviométrie de la zone</b>	p. 33
1.3. <b>Pluviométrie à Niamey</b>	p. 35
1.3.1. <b>Pluies annuelles</b>	p. 35
1.3.2. <b>Pluies journalières et averses</b>	p. 37
2. <b>Les données sol de l'expérience EPSAT-Niger</b>	p. 42
2.1. <b>Historique du réseau</b>	p. 42
2.2. <b>Description des appareils et précision des mesures</b>	p. 43
2.2.1 <b>Types d'appareils</b>	p. 43
2.2.2. <b>Erreurs de mesures</b>	p. 46
2.3. <b>Données utilisées - Critique des données</b>	p. 47
3. <b>Conclusion</b>	p. 52
<b>PARTIE II : METHODE D'ETUDE DES CARACTERISTIQUES SPATIALES DES DONNEES PLUVIOMETRIQUES</b>	p. 53
<b>Introduction</b>	p. 55
1. <b>Interpolation spatiale des données pluviométriques</b>	p. 56
1.1. <b>Choix de la technique d'interpolation</b>	p. 56
1.2. <b>Rappels théoriques sur le krigeage</b>	p. 57
1.2.1. <b>Notations</b>	p. 57
1.2.2. <b>Hypothèses du krigeage</b>	p. 58

1.2.3. Equations du krigeage	p. 59
a) Krigeage simple	p. 59
b) Krigeage universel	p. 61
1.2.4. Variogramme	p. 62
1.3. Krigeage climatologique	p. 64
1.3.1. Hypothèses	p. 65
1.3.2. Variogramme expérimental	p. 65
1.3.3. Interpolation et calcul de la variance d'estimation	p. 66
2. Evaluation de la précision des moyennes surfaciques	p. 67
2.1. Analyse bibliographique	p. 67
2.1.1. Conditions d'études - Définition de la "précision"	p. 67
2.1.2. Synthèse des résultats obtenus	p. 69
2.2. Approche par krigeage	p. 72
3. Procédure adoptée	p. 73
3.1. Calcul numérique de la variance d'estimation	p. 73
3.1.1. Approximations utilisées	p. 73
3.1.2. Procédure de comparaison de l'approximation numérique à une approximation de l'intégration analytique	p. 75
3.1.3. Résultats	p. 75
a) Convergence de l'algorithme	p. 75
b) Valeur de $\gamma_{00}$	p. 77
c) Conclusion	p. 77
3.2. Facteurs de variation étudiés	p. 78
4. Conclusion	p. 79
<b>PARTIE III : STRUCTURE SPATIALE DES PLUIES ANNUELLES</b>	p. 81
Introduction	p. 83
1. Situation pluviométrique des années 1989 et 1990	p. 84
1.1. Données utilisées	p. 84
1.2. Ajustement d'une loi de répartition - Calcul des quantiles	p. 84
1.3. Conclusions	p. 86
2. Description des saisons des pluies 1989 et 1990 sur le degré carré de Niamey	p. 87
2.1. Moyennes interannuelles	p. 87
2.2. Principales caractéristiques des deux saisons	p. 89
2.2.1. Déroulement	p. 89

2.2.2. Cumuls observés	p. 90
2.3. Calcul des isohyètes	p. 95
2.3.1. Identification du variogramme	p. 95
2.3.2. Calcul des isohyètes	p. 99
2.3.3. Recherche du meilleur interpolateur dans le cas de la saison 1990	p. 102
2.3.4. Conclusions	p. 113
<b>3. Variations des isohyètes et des moyennes surfaciques selon la structure et le nombre de postes</b>	<b>p. 115</b>
3.1. Influence de la fonction de structure	p. 115
3.2. Influence du nombre de postes	p. 118
3.2.1. Calcul des isohyètes	p. 118
3.2.2. Calcul des moyennes	p. 118
3.3. Conclusions	p. 122
<b>4. Influence d'un événement exceptionnel : le 4 août 1989</b>	<b>p. 123</b>
4.1. La nuit du 4 août	p. 123
4.2. Analyse des cumuls saisonniers sans le 4 août 1989	p. 126
4.2.1. Ecart à la moyenne	p. 126
4.2.2. Répartition spatiale des cumuls	p. 128
4.2.3. Structure spatiale	p. 128
4.3. Conclusions	p. 130
<b>5. Conclusion</b>	<b>p. 132</b>

## **PARTIE IV : ETUDE DE LA STRUCTURE SPATIALE AU PAS DE TEMPS L'ÉVÉNEMENT PLUVIEUX**

Introduction	p. 137
<b>1. Caractéristiques des événements pluvieux étudiés</b>	<b>p. 138</b>
1.1. Définition d'un événement pluvieux	p. 138
1.2. Dénombrement et représentativité par rapport au total	p. 139
1.2.1. Représentativité en nombre	p. 142
1.2.2. Représentativité par rapport au total saisonnier	p. 143
1.3. Classification et description des événements pluvieux	p. 144
1.3.1. Définition des classes et méthode utilisée	p. 144
1.3.2. Description de la trace au sol des événements des différentes classes	p. 145
1.3.3. Importance de chaque classe dans la saison	p. 148

<b>2.</b>	<b>Structure des champs de pluie</b>	p. 150
2.1.	Evénements étudiés	p. 150
2.2.	Structure des événements de la classe I	p. 150
2.3.	Relation moyenne/écart-type expérimental	p. 152
<b>3.</b>	<b>Procédure de calcul des abaques</b>	p. 154
3.1.	Calcul des écarts-types d'estimation	p. 154
3.2.	Construction des abaques	p. 154
<b>4.</b>	<b>Résultats pour des réseaux simulés</b>	p. 155
4.1.	Utilisation du rapport S/AI pour paramétrer les abaques	p. 155
4.1.1.	Définition, signification et intérêt du rapport S/AI	p. 155
4.1.2.	Domaines de variation de $\sigma_u$ en fonction de S/AI	p. 157
4.1.3.	Influence de la position du réseau par rapport à la surface d'estimation	p. 160
4.2.	Abaques lorsque S/AI est inférieur à 1	p. 162
4.3.	Abaques lorsque S/AI est supérieur à 1	p. 165
<b>5.</b>	<b>Passage au réseau réel</b>	p. 167
<b>6.</b>	<b>Validation</b>	p. 169
6.1.	Extrapolation de la structure spatiale des événements de classe I de 1989 à ceux de 1990	p. 170
6.2.	Validation des hypothèses de calcul des écarts-types d'estimation réels	p. 171
<b>7.</b>	<b>Conclusion</b>	p. 175
<b>PARTIE V : EXEMPLE D'APPLICATION DES ABAQUES</b>		p. 177
1.	Utilisation des abaques en faisant varier S ou AI	p. 179
2.	Application pratique	p. 179
<b>CONCLUSION GENERALE</b>		p. 185
<b>ANNEXE 1</b>		p. 215
<b>ANNEXE 2</b>		p. 219
<b>ANNEXE 3</b>		p. 225



## LISTE DES ANNEXES

Annexe I : Types de pannes rencontrées sur les postes pluviographiques du Degré Carré de Niamey pendant les campagnes de mesures 1989 et 1990

Annexe II : Valeurs numériques des variogrammes des données brutes des saisons 1989 et 1990

Annexe III : Exemples de cartes d'isohyètes des événements des classes I, II et III.

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau I.1 : Principaux paramètres descriptifs de la saison des pluies à Niamey Ville. Moyenne 1950-1989 p. 39

Tableau I.2 : Evaporation mesurée dans des bonbonnes à Niamey entre le 16 janvier et le 13 mai 1991 (d'après Lebel *et al*, 1991) p. 49

Tableau II.1 : Comparaison des valeurs de  $\gamma_{00}$  théoriques et calculées par notre algorithme en fonction de la taille de la surface d'estimation p. 77

Tableau III.1 : Caractéristiques des postes des réseaux nationaux nigériens inclus dans le degré carré ou proche p. 85

Tableau III.2 : Moyennes annuelles et cumuls annuels observés en 1989 et 1990, et probabilités correspondantes p. 86

Tableau III.3 : Quelques éléments caractéristiques du déroulement des saisons des pluies 1989 et 1990 sur le degré carré de Niamey p. 89

Tableau III.4 : Valeurs caractéristiques des cumuls saisonniers de 1989 et 1990 sur le degré carré de Niamey p. 91

Tableau III.5 : Ecart maximum observés (mm) sur des postes de la cible et gradients correspondants p. 92

Tableau III.6 : Erreur quadratique moyenne minimale obtenue pour chaque variante d'interpolation testée, et valeur de la portée correspondante p. 107

Tableau III.7 : Moyennes surfaciques et écarts-types d'estimation (exprimés en pourcentage de l'écart-type du champ de valeurs  $s_k$ ) calculés pour différentes valeurs de la portée du variogramme p. 116

Tableau IV.1 : Principales caractéristiques de événements spatiaux de la saison des pluies 1989 sur le degré carré de Niamey	p. 140
Tableau IV.2 : Principales caractéristiques des événements spatiaux de la saison des pluies 1990 sur le degré carré de Niamey	p. 141
Tableau IV.3 : Importance en nombre de chaque classe d'événements dans la saison des pluies 1989	p. 148
Tableau IV.4 : Importance en quantité de pluie de chaque classe d'événements. Saison 1989	p. 149
Tableau IV.5 : Ecart relatifs entre les écarts-types d'estimation déterminés à partir des sous-réseaux issus du réseau réel, et ceux déterminés à partir des réseaux simulés. Surfaces inférieures à 100 km <sup>2</sup> (le réseau est constitué principalement de la cible du degré carré)	p. 167
Tableau IV.6 : Ecart relatifs entre les écarts-types d'estimation déterminés à partir des sous-réseaux issus du réseau réel, et ceux déterminés à partir des réseaux simulés. Surfaces de 400 à 10 000 km <sup>2</sup>	p. 168
Tableau IV.7 : Pourcentages de moyennes sur 14 tombant dans l'intervalle à $\pm 1$ écart-type autour de la moyenne, et intervalles de confiance à 95 % associés	p. 174

## LISTE DES FIGURES

Figure 0.1 : Gamme d'espace-temps couverte par différentes disciplines	p. 27
Figure I.1 : Situation de la région sahélienne et du site d'EPSAT-Niger (degré carré de Niamey)	p. 32
Figure I.2 : Structure méridienne moyenne de la troposphère en Afrique de l'Ouest (in Roux, 1987, d'après Hamilton et Archbold, 1945)	p. 34
Figure I.3 : Hyétogramme des pluies mensuelles à Niamey Ville. Valeurs moyennes mensuelles $\pm 1$ écart-type. Traits verticaux : valeurs observées de 1989 et de 1990	p. 36
Figure I.4 : Pluies annuelles à Niamey Ville de 1905 à 1990. Deux années reconstituées : 1911 et 1920	p. 36
Figure I.5 : Variabilité des hauteurs de pluie saisonnières le long d'un parallèle (in Puech, 1984)	p. 38

Figure I.6 : Courbes hauteurs, durée, fréquence des averses dans leur intégralité au poste de Niamey aéroport ( <i>in</i> Bouvier, 1986)	p. 40
Figure I.7 : Le réseau de pluviographes du degré carré de Niamey	p. 41
Figure I.8 : Nombre de couples de postes pour des classes d'interdistances de 1 km. Réseau de 93 postes et réseau sans la cible ( <i>in</i> Lebel <i>et al</i> , 1991)	p. 42
Figure I.9 : Principe de fonctionnement d'un pluviographe à augets basculeurs (d'après Vitton, 1990)	p. 43
Figure I.10 : Hyétoqramme instantané de l'averse du 01/09/89 au 02/09/89 sur le poste de Bazanga Bangou (centre du degré carré)	p. 45
Figure I.11 : Hyétoqramme en 1 mn et en 10 mn de l'averse du 01/09/89 au 02/09/89 sur le poste de Bazanga Bangou (centre du degré carré)	p. 45
Figure I.12 : Ecarts relatifs (cumul augets-cumul seu)/cumul augets du total saisonnier tous postes confondus. Saison 1990	p. 48
Figure I.13 : Variations des écarts relatifs seu/augets en fonction de la durée entre deux relevés. Tous postes confondus. Saison 1989	p. 49
Figure I.14 : Variations des écarts relatifs seu/augets en fonction de la durée entre deux relevés. Tous postes confondus. Mois d'août 1989	p. 50
Figure I.15 : Variations des écarts relatifs seu/augets en fonction de la durée entre deux relevés. Tous postes confondus. Mois de septembre et octobre 1989	p. 50
Figure II.1 : Comportement du variogramme à l'infini	p. 64
Figure II.2 : Evolution de la variance d'estimation et du troisième terme du calcul en fonction du pas de discrétisation	p. 76
Figure III.1 : Isohyètes moyennes interannuelles (mm) de la région de Niamey, calculées sur la période 1950-1989	p. 88
Figure III.2 : Cumuls saisonniers et écarts à la moyenne climatique de l'année 1989 (mm)	p. 93
Figure III.3 : Cumuls saisonniers et écarts à la moyenne climatique de l'année 1990 (mm)	p. 94
Figure III.4 : Variogramme expérimental des cumuls saisonniers de 1989 et modèle ajusté	p. 96
Figure III.5 : Variogramme expérimental des cumuls saisonniers de 1990 et modèle ajusté	p. 96

- Figure III.6 : Carte des isohyètes saisonnières de 1989 sur le degré carré de niamey (a) et écarts-types d'estimation associés (b) p. 100
- Figure III.7 : Carte des isohyètes saisonnières de 1990 sur le degré carré de niamey (a) et écarts-types d'estimation associés (b) p. 101
- Figure III.8 : Variogramme expérimental des résidus à la moyenne climatique et modèle ajusté. Année 1990 p. 105
- Figure III.9 : Variogramme des valeurs mesurées dans la direction est-ouest. Année 1990 p. 106
- Figure III.10 : Variations de l'erreur quadratique moyenne en fonction de la variante d'interpolation, et de la portée du variogramme p. 109
- Figure III.11 : Variations de l'erreur quadratique moyenne en fonction de la variante d'interpolation et de la portée du variogramme. Valeurs de la cible uniquement p. 110
- Figure III.12 : Isohyètes des cumuls saisonniers de 1990 déterminées par krigeage universel (dérive linéaire) et écarts-types d'estimation associés (mm) p. 112
- Figure III.13 : Isohyètes des cumuls saisonniers de 1990 déterminées par moyenne glissante (6 postes) et écarts-types d'estimation associés (mm) p. 112
- Figure III.14 : Variogramme expérimental des résidus à la moyenne climatique et modèle ajusté. Saison 1989 p. 114
- Figure III.15 : Variations des erreurs relatives par rapport à la moyenne surfacique en fonction de la valeur de la portée pour différentes tailles de surfaces p. 117
- Figure III.16 : Isohyètes et écarts-types d'estimation des cumuls saisonniers de 1990 sur le degré carré de Niamey, déterminées avec des sous-réseaux de différentes densités (mm). Réseaux de 59 et 24 postes p. 119
- Figure III.17 : Isohyètes et écarts-types d'estimation des cumuls saisonniers de 1990 sur le degré carré de Niamey, déterminées avec des sous-réseaux de différentes densités (mm). Réseaux de 7 et 5 postes p. 120
- Figure III.18 : Evolution de la moyenne surfacique en fonction du nombre de postes p. 121
- Figure III.19 : Carte des isohyètes et valeurs des cumuls de l'événement pluvieux du 4 août 1989 (mm) avec un zoom sur la cible p. 124

- Figure III.20 : Carte des cumuls saisonniers de 1989 sans les cumuls de l'événement du 4 août et écarts à la moyenne climatique (mm) p. 127
- Figure III.21 : Variogramme expérimental des cumuls saisonniers de 1989 sans les cumuls de l'événement du 4 août, variogramme expérimental des résidus à la moyenne climatique, et modèle ajusté p. 129
- Figure III.22 : Carte des isohyètes des cumuls saisonniers de 1989 sans les cumuls de l'événement du 4 août sur le degré carré de Niamey (mm) p. 130
- Figure IV.1 : Occurrence des événements pluvieux en un poste du réseau. Année 1989 p. 142
- Figure IV.2 : Occurrence des événements pluvieux en un poste du réseau. Année 1990 p. 142
- Figure IV.3 : Contribution des événements spatiaux au total saisonnier de chaque poste p. 144
- Figure IV.4 : Différentiation des trois classes d'événements p. 145
- Figure IV.5 : Variogramme climatologique des événements de classe I. Saison 1989 p. 151
- Figure IV.6 : Relation écart-type/moyenne pour les événements de la classe I.  
Saison 1989 p. 153
- Figure IV.7 : Positions extrêmes de la surface d'estimation par rapport au réseau de mesures.  
Exemple pour  $S/AI = 0.5$  p. 156
- Figure IV.8 : Positions extrêmes de la surface d'estimation par rapport au réseau de mesures.  
Exemple pour  $S/AI = 2$  p. 157
- Figure IV.9 : Evolution de l'écart-type d'estimation unitaire  $\sigma_U$  en fonction du rapport  $S/AI$ .  $AI$  est fixée à  $100 \text{ km}^2$  p. 158
- Figure IV.10 : Influence de la position du réseau par rapport à la surface d'estimation p. 161
- Figure IV.11 : Ecart-types d'estimation unitaires de la moyenne surfacique  $\sigma_U$  en fonction de la taille de la surface d'estimation pour  $S/AI$  fixé et inférieur ou égal à 1 p. 163
- Figure IV.12 : Ecart-types d'estimation unitaires  $\sigma_U$  de la moyenne en fonction de la taille de la surface d'estimation pour  $S/AI$  fixé et supérieur ou égal à 1 p. 165
- Figure IV.13 : Variogrammes par événement normés par la variance spatiale du champ correspondant p. 171
- Figure V.1 : Abaque pour  $S/AI \leq 1$  : variations de l'écart-type d'estimation unitaire en fonction de la taille de la surface d'estimation pour  $S/AI$  fixé p. 180

**Figure V.2 : Abaque pour  $S/AI \geq 1$  : variations de l'écart-type d'estimation unitaire en fonction de la taille de la surface d'estimation pour  $S/AI$  fixé** p. 181

**Figure V.3 : Isohyètes de l'événement du 01/09/90 au 02/09/90 sur le degré carré de Niamey (mm)** p. 183

**Figure V.4 : Evénement du 01/09/90 au 02/09/90 : valeurs observées (mm) sur le sous-réseau de 61 postes utilisé (1 poste pour 12.5 km), et emplacement des surfaces de calcul** p. 184

## **LISTE DES PHOTOGRAPHIES**

**Photographie I.1 : Un exemple de site de mesures** p. 44

## **ANNEXE I**

**Types de pannes rencontrées  
sur les postes pluviographiques du Degré Carré de Niamey  
pendant les campagnes de mesures 1989 et 1990**





Tableau 1 : Type et durée des pannes rencontrées par poste pluviographique. Campagne de mesures 1989 (in Roux, 1989).

Nom Station	Période	Observations
AGHAROUS	1/8 au 14/9	Claquage de l'accu dû à absence de régulateur
BALALSAGUI	26/9 au 20/11	Batterie auto à plat
BANIZOUMBOU SOL	11/7 au 8/9	Pas d'enregistrement bien que la tension soit correcte
BANIZOUMBOU	12/8 au 24/8	Enregistrement défectueux
BANKA DEY	10/ 8 au 20/9	Augets bloqués
BAZANGA BANGOU	13/9 au 18/9	Batterie auto à plat
	26/9 au 29/9	Station visitée et manipulée par un intrus
BERI KOIRA	8/8 au 15/8	Batterie auto à plat
	15/8 au 14/9	Enregistrement défectueux
DAMANA	6/8 au 9/11	Enregistrement défectueux
DAREY	18/4 au 15/6	Batterie auto à plat
	1/8 au 15/8	Batterie auto à plat
DEBERE GATI	1/8 au 7/8	Batterie auto à plat
DJAKINDJI	11/9 au 4/10	Claquage de l'accumulateur dû à régulateur défectueux
FANDOGONG	3/10 au 20/11	Vol de la batterie auto
GOBIRKOY KAINA	14/8 au 20/9	Enregistrement défectueux
GOURMANDEY	25/8 au 21/9	Augets bloqués
HARIKANASSOU	Tte la saison	Enregistrement incohérent. Indétectable par terminal terrain
HASSOU BANGOU	20/8 au 3/10	Claquage accu dû à régulateur défectueux
KAMPA ZARMA	8/9 au 18/9	Batterie auto à plat
KARE	3/7 au 9/8	Vol du contacteur à mercure
	5/10 au 22/11	Batterie auto à plat
KIRAN MILI	17/8 au 27/9	Claquage accu dû à régulateur défectueux
KOFANDOU	8/9 au 15/9	Batterie auto à plat
KOLLO SOL	Tte la saison	Problème d'ensablement et d'enregistrement - tension correcte
KOLO DIOGONO	17/8 au 29/8	Enregistrement défectueux
NIAMEY POUDRIERE	8/8 au 29/9	Claquage de l'accumulateur

TIERENDJI	29/8 au 5/10	Attention : un intrus a ouvert le pluviographe
UNSUDEST	11/7 au 10/8	Batterie auto à plat
	10/8 au 18/9	Attention : un intrus a ouvert l'armoire
WARI	31/5 au 20/7	Entonnoir bouché
	14/8 au 18/8	Perte de données inexplicée
	17/9 au 7/11	Accu à plat - régulateur sans doute défectueux
WINDE GOROU	3/10 au 17/11	Claquage de l'accumulateur et du régulateur
ZOUZOU BERI	24/4 au 27/7	Contact dessoudé au niveau de l'accumulateur

Remarque :

1) Enregistrement défectueux = Fichier de la forme suivante : FFAA  
n° Cartouche

AAAAAAAA AAAAAAAAA AAAAAAAAA AAAAAAAAA

2) Enregistrement incohérent = chronologie incohérente (non strictement croissante)

3) Claquage accu et (?) régulateur : l'accu est plat et H.S. Le régulateur ne l'est pas forcément, donc il doit être testé (c'est en cours).

Tableau 2 : Répartition des jours de pannes selon leur cause. Campagne de mesures 1990 (in Lebel *et al*, 1990).

Allimentation	Jours	Mauvais fonct. appareils	Jours	Vandalisme	Jours	Divers	Jours
Batterie	154	Oedipe	342		174		2
Panneaux solaires	124	Cartouches	84				
Régulateur	4	Pluvio	53				
<b>TOTAL</b>	<b>282</b>		<b>479</b>		<b>174</b>		<b>2</b>
Pourcentage	30%		51%		18%		

## **ANNEXE II**

**Valeurs numériques des variogrammes des données brutes  
des saisons 1989 et 1990**



Les tableaux 1 et 2 donnent :

- le découpage en classes adopté : *no* : numéro de la classe et *dist* : valeur du centre de classe en km ;
- les valeurs du variogramme expérimental : *var* ;
- les valeurs de l'écart-type d'échantillonnage affectés à chaque centre de classe : *et* ;
- le nombre de points dans la classe : *npc*.

Tableau 1 : Valeurs du variogramme expérimental des cumuls saisonniers, année 1989.

Découpage en 18 classes de taille variable. Sélection de 669 couples sur 703.

```

*=====
I no : 1 : 2 : 3 : 4 : 5 : 6 : 7 : 8 : 9 : 10 :
*-----
I dist : 3.0 : 9.8 : 15.6 : 20.0 : 23.5 : 28.5 : 32.9 : 37.5 : 42.6 : 48.0 :
*-----
I var : 741. : 2071. : 3344. : 4635. : 4077. : 2982. : 6163. : 7408. : 6111. : 8903. :
*-----
I e.t. : 814. : 3090. : 4251. : 8594. : 5339. : 4722. : 9376. : 10272. : 8842. : 11628. :
*-----
I npc : 19 : 28 : 31 : 44 : 37 : 21 : 28 : 59 : 44 : 39 :
*=====

*-----*
I no : 11 : 12 : 13 : 14 : 15 : 16 : 17 : 18 I
*-----*
I dist : 51.3 : 53.7 : 56.1 : 58.4 : 62.6 : 67.4 : 74.5 : 89.9 I
*-----*
I var : 9330. : 8890. : 8443. : 8322. : 6765. : 9936. : 10629. : 10967. I
*-----*
I e.t. : 11339. : 12730. : 11332. : 9159. : 9780. : 9490. : 12418. : 12432. I
*-----*
I npc : 41 : 44 : 34 : 20 : 30 : 31 : 66 : 53 I
*-----*

```

La première classe du variogramme a un effectif inférieur à 20, car nous avons tenu à garder l'information à petite distance (classe 0 à 6 km).

Tableau 2 : Valeurs du variogramme expérimental des cumuls saisonniers, année 1990.

Découpage en 34 classes de taille variable. Sélection de 2597 couples sur 2628.

```

*=====
I no : 1 : 2 : 3 : 4 : 5 : 6 : 7 : 8 : 9 : 10 : 11 : 12 :
*-----
I dist : 4.6 : 9.6 : 13.5 : 17.1 : 21.2 : 24.1 : 25.9 : 27.9 : 29.9 : 32.4 : 35.0 : 36.5 :
*-----
I var : 1836. : 3598. : 3083. : 2675. : 3235. : 2507. : 3386. : 3369. : 2730. : 4030. : 2681. : 2702. :
*-----
I e.t. : 2490. : 3885. : 4881. : 3797. : 5052. : 3228. : 5356. : 5324. : 4701. : 6089. : 3999. : 3568. :
*-----
I npc : 62 : 67 : 67 : 74 : 75 : 69 : 79 : 77 : 65 : 85 : 74 : 45 :
*=====
*-----
I no : 13 : 14 : 15 : 16 : 17 : 18 : 19 : 20 : 21 : 22 : 23 : 24 :
*-----
I dist : 38.0 : 39.8 : 42.0 : 44.0 : 46.0 : 48.1 : 49.5 : 51.0 : 52.9 : 55.0 : 57.4 : 60.0 :
*-----
I var : 2756. : 2630. : 3869. : 3932. : 5817. : 4836. : 3904. : 5031. : 3468. : 5380. : 3556. : 4411. :
*-----
I e.t. : 3893. : 3921. : 4743. : 4742. : 8195. : 7367. : 8245. : 7550. : 5530. : 8639. : 5633. : 5637. :
*-----
I npc : 96 : 83 : 93 : 78 : 79 : 81 : 39 : 102 : 84 : 83 : 93 : 50 :
*=====
*-----
I no : 25 : 26 : 27 : 28 : 29 : 30 : 31 : 32 : 33 : 34 I
*-----
I dist : 62.5 : 65.5 : 68.5 : 71.5 : 74.6 : 77.4 : 81.4 : 86.6 : 92.1 : 102.1 I
*-----
I var : 2989. : 3818. : 5396. : 3781. : 5220. : 4790. : 6160. : 5497. : 6434. : 4433. I
*-----
I e.t. : 4808. : 5335. : 6711. : 7046. : 7618. : 7114. : 10223. : 8581. : 9878. : 8396. I
*-----
I npc : 98 : 80 : 65 : 80 : 77 : 71 : 77 : 77 : 77 : 95 I
*=====

```



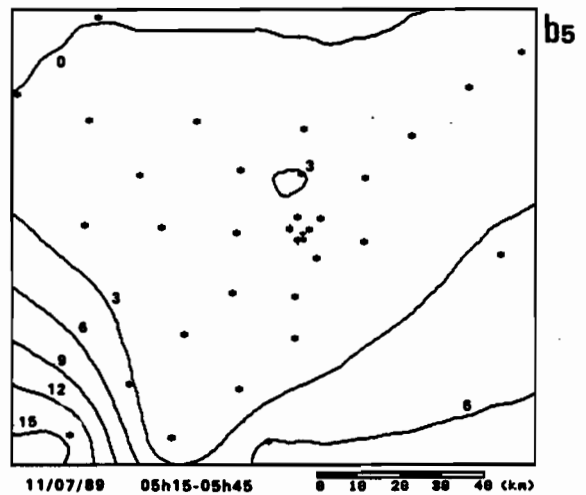
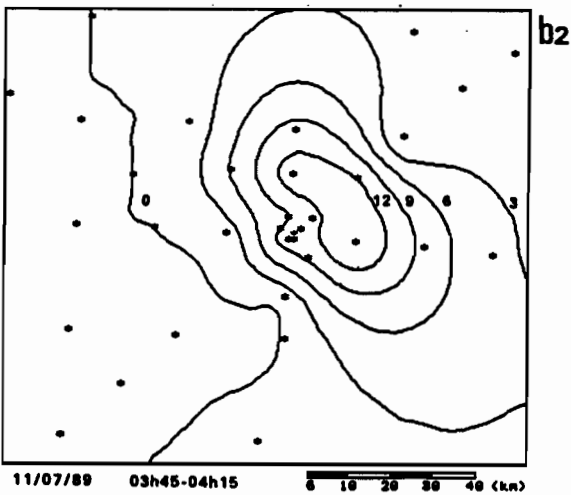
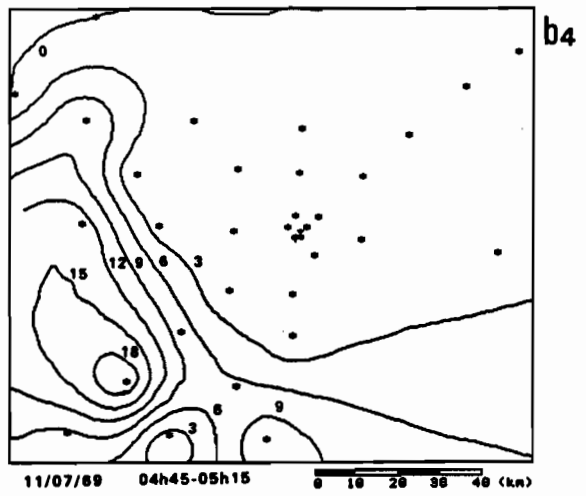
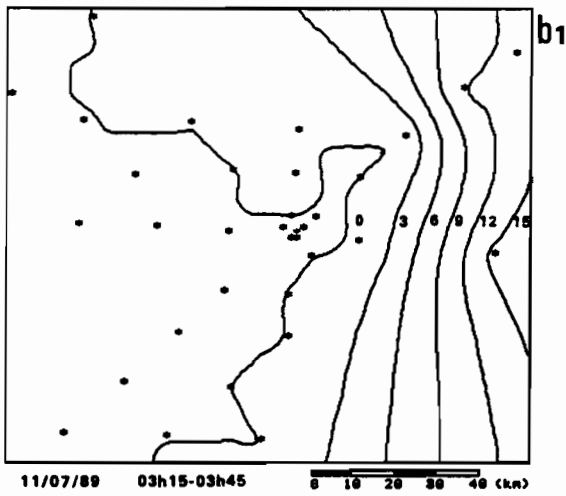
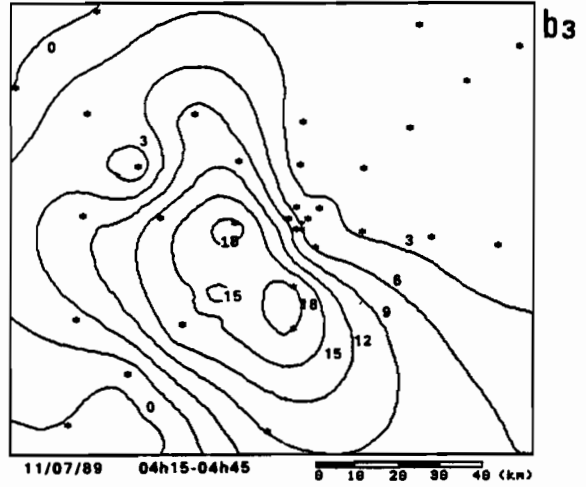
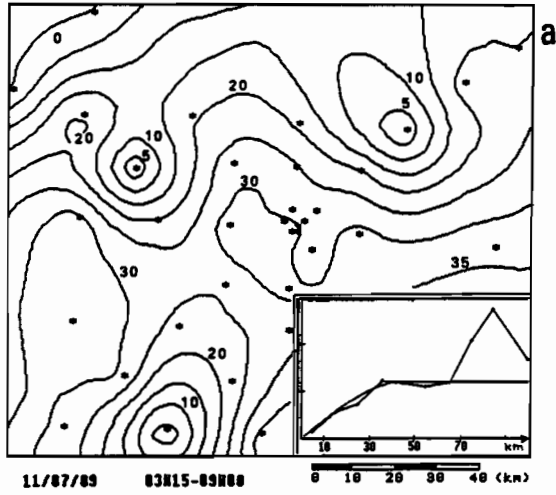


## **ANNEXE III**

**Exemples de cartes d'isohyètes  
des événements des classes I, II et III**



EPSAT-NIGER NETWORK (34 GAUGES) : CUMULATIVE RAINFALL

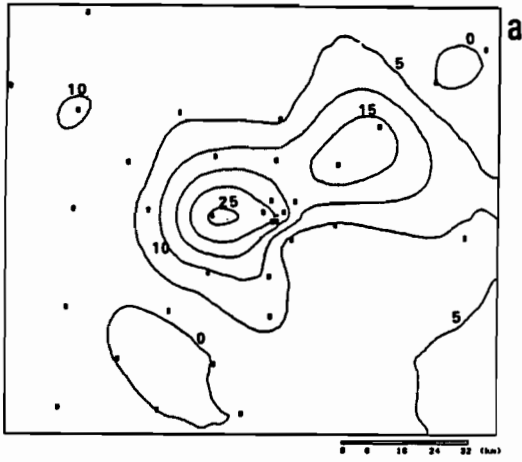


Événement de classe I

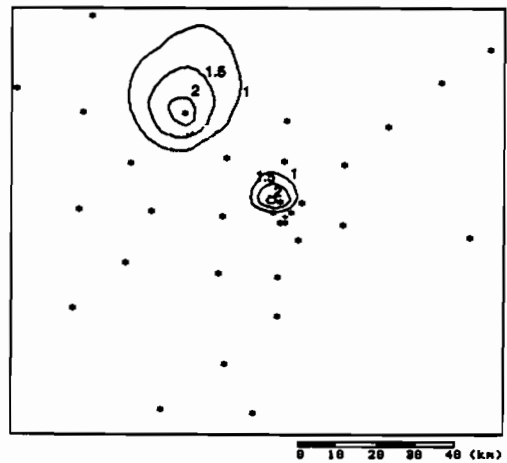
a : hauteur précipitée totale

b<sub>1</sub> à b<sub>5</sub> : hauteur précipitée en 30 mn

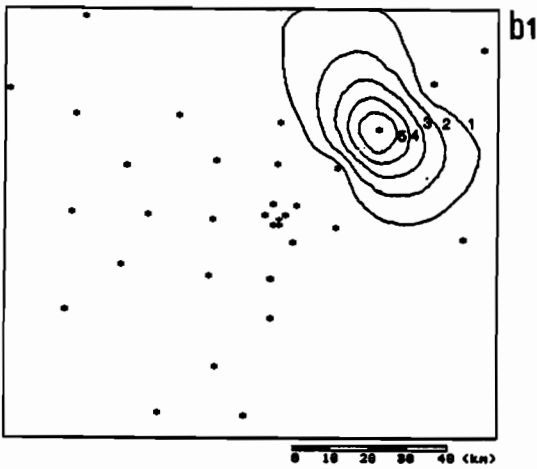
EPSAT-NIGER NETWORK (34 GAUGES) : CUMULATIVE RAINFALL



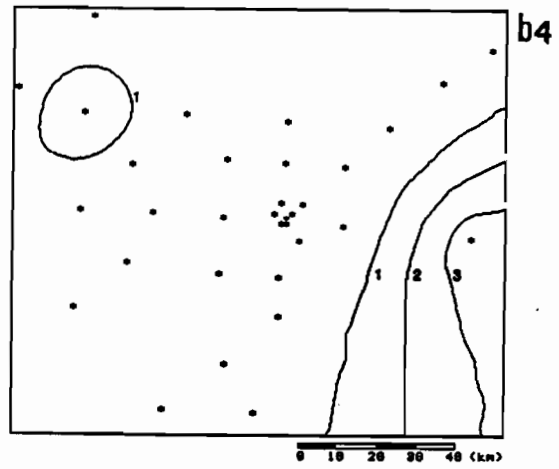
10/07/89 17h00-22h30



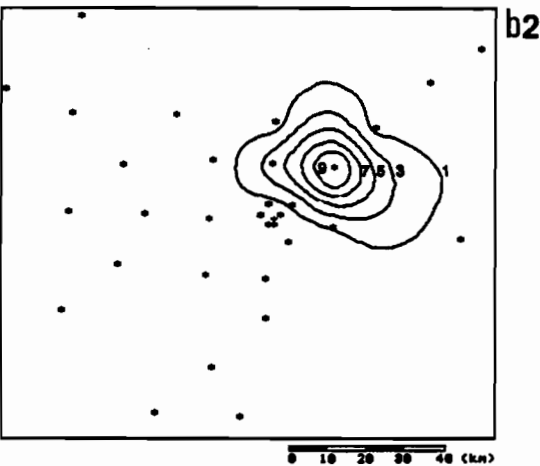
10/07/89 18h30-19h00



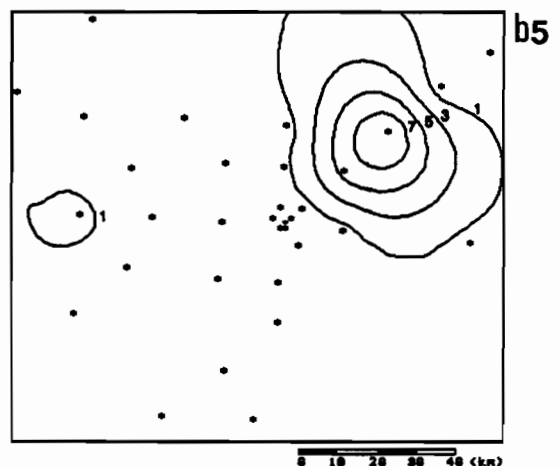
10/07/89 17h30-18h00



10/07/89 19h00-19h30



10/07/89 18h00-18h30



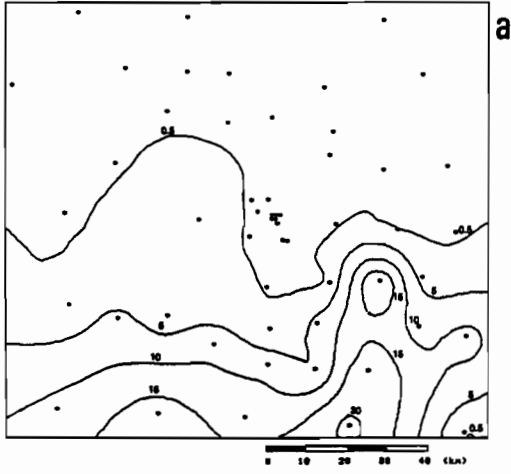
10/07/89 19h30-20h00

Événement de classe II

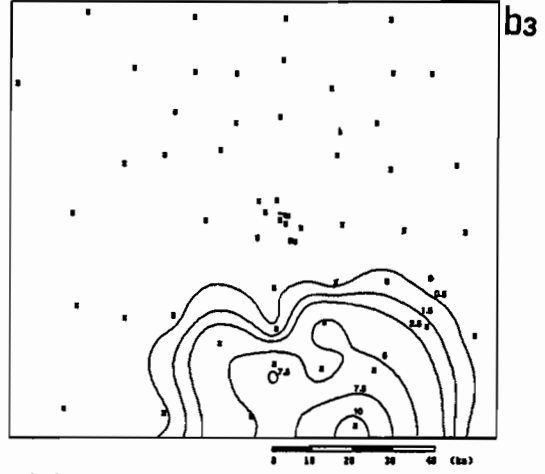
a : hauteur précipitée totale

b<sub>1</sub> à b<sub>5</sub> : hauteur précipitée en 30 mn

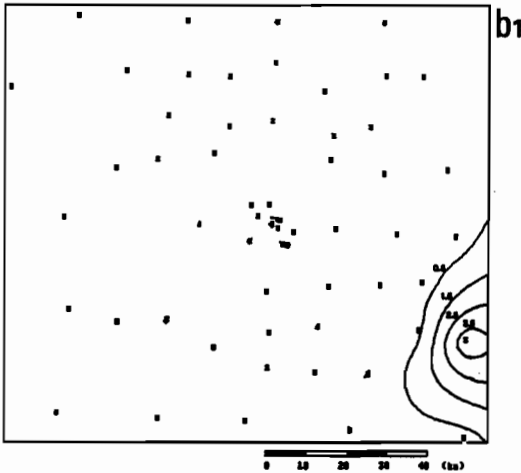
ISOHYETES DE L'AVERSE EN MM



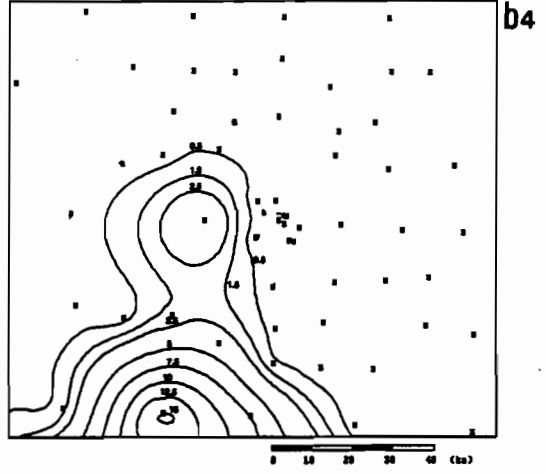
29/09/89 19h30 - 29/09/89 23h30



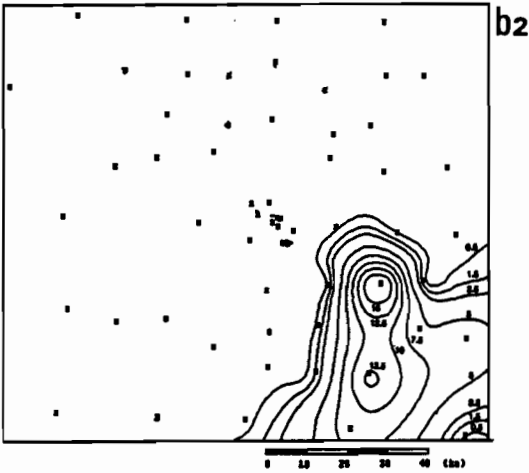
29/09/89 20h30 - 29/09/89 21h00



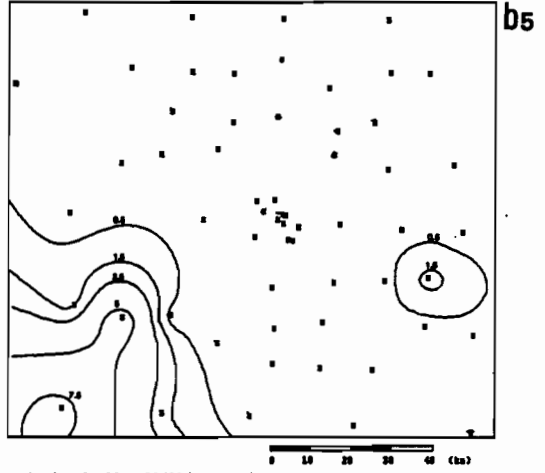
29/09/89 19h30 - 29/09/89 20h00



29/09/89 21h00 - 29/09/89 21h30



29/09/89 20h00 - 29/09/89 20h30



29/09/89 21h30 - 29/09/89 22h00

Événement de classe III

a : hauteur précipitée totale

b<sub>1</sub> à b<sub>5</sub> : hauteur précipitée en 30 mn