

## LA PLUIE AU SAHEL : UNE VARIABLE REBELLE À LA RÉGIONALISATION

T. LEBEL<sup>1</sup>, A. AMANI<sup>2</sup>, J.D. TAUPIN<sup>3</sup>

---

### RÉSUMÉ

Le réseau de pluviographes de l'expérience Epsat-Niger permet de caractériser la variabilité spatiale et temporelle des pluies sahéliennes pour une large gamme d'échelles, et d'en déduire des règles d'échantillonnage pour la régionalisation des cumuls observés sur différents pas de temps. Une étude comparative montre qu'un échantillonnage temporel inadapté peut être responsable d'erreurs bien supérieures à celles dues à un échantillonnage spatial peu dense. En particulier, l'échantillonnage temporel réalisé par les satellites défilants à orbite polaire conduit à des erreurs d'estimation de la lame d'eau saisonnière sur le degré carré de Niamey avoisinant les 100 %. On montre également que la variabilité spatiale des cumuls saisonniers est d'un ordre comparable à celle des cumuls par événement, ce qui va à l'encontre de l'effet de lissage en principe provoqué par l'intégration temporelle. On peut supposer que ce phénomène résulte du mélange de plusieurs populations d'événements ayant des échelles de fluctuation différentes. On a donc cherché si une classification des événements pluvieux basée sur leur extension spatiale, telle que mesurée par un réseau dense de pluviographes, pouvait rendre compte de la variabilité de petite échelle spatiale des cumuls saisonniers. Contre toute attente, ce sont les événements de grande extension spatiale qui présentent les plus faibles distances de décorrélation. L'intermittence spatiale est donc une des principales caractéristiques des pluies au Sahel et doit être prise en compte même pour des échelles de temps aussi grandes que le mois

---

<sup>1</sup>Orstom, Groupe PRAO, LTHE, BP 53 X, 38041 Grenoble cedex.

<sup>2</sup>École Polytechnique de Montréal, Dépt de génie civil, Montréal, Canada.

<sup>3</sup>Orstom, Groupe PRAO, BP 11416, Niamey, Niger.

ou la saison. Ceci exclut d'avoir recours aveuglément aux modèles qui présupposent la continuité et la stationnarité pour régionaliser les champs de précipitation.

## INTRODUCTION

Il est bien connu de quiconque a jeté un regard, ne serait-ce que superficiel, à une carte d'isohyètes de l'Afrique de l'ouest que la pluie moyenne interannuelle sur cette région est très bien organisée dans l'espace. Les isohyètes sont orientées est-ouest avec un gradient nord-sud régulier (NICHOLSON *et al.*, 1988). L'interpolation du champ des moyennes interannuelles est donc possible à l'aide de modèles linéaires simples, en particulier ceux de la famille des Blue's (Best Linear Unbiased Estimators, ou Meilleurs Estimateurs Non Biaisés, d'après Allgood J., communication personnelle).

Il est également connu qu'aux petites échelles de temps (l'événement pluvieux et en dessous) la pluie au Sahel est *aléatoire* ou *discontinue*, ces termes étant communément employés pour signifier que de fortes pluies peuvent voisiner des pluies très faibles, voire nulles, sur quelques kilomètres. Cette forte variabilité, souvent remarquée, n'avait jamais, jusqu'à une époque récente, été étudiée, et encore moins modélisée quantitativement, faute d'un dispositif de mesure adéquat. Un premier pas dans cette direction a été effectué au milieu des années 80 avec la mise en place d'un réseau dense de pluviomètres sur le degré carré de Ouagadougou (HUBERT et CARBONNEL, 1988). Le dispositif expérimental d'Epsat-Niger (LEBEL *et al.*, 1992) a permis de prolonger ces études préliminaires en bénéficiant de résolutions spatiales et temporelles bien meilleures, grâce à l'emploi de pluviographes et d'un radar bande C numérisé.

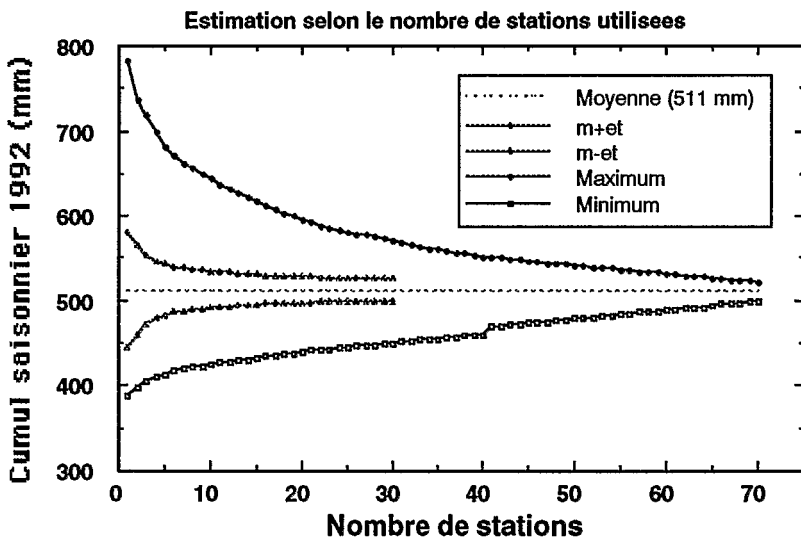
La pluie dans la région de Niamey, où s'est déroulée l'expérience Epsat-Niger, présente une organisation tout à fait typique de la zone sahélienne en terme de pluie interannuelle : orientation est-ouest des isohyètes et gradient nord-sud moyen de 1 mm/km environ (LEBEL *et al.*, 1992).

Les cartes de pluviométrie annuelle publiées sur cette région à partir d'images satellitaires (voir par exemple CARN *et al.*, 1987) présentent également une organisation en bandes latitudinales, le gradient nord-sud dominant largement sur les irrégularités locales. Il semblerait donc, d'après ces cartes, que la pluie au Sahel soit aisément régionalisable à l'échelle annuelle, voire mensuelle. Comme le pixel Météosat, sur lequel sont basées ces cartes, mesure de l'ordre de 5x5 km<sup>2</sup>, leur aspect régulier permet de penser qu'au-delà de quelques pixels la cohérence spatiale de la pluie annuelle autorise l'emploi des modèles d'interpolation linéaire supposant continuité et stationnarité des champs précipitants. Ceci suppose un lissage de l'importante variabilité spatiale observée à l'échelle de l'événement, attribuable au fait que la pluie annuelle est composée de la superposition d'un grand nombre d'événements de structure analogue. En réalité les cartes d'isohyètes saisonnières tracées à partir du réseau de pluviographes Epsat-Niger présentent

elles aussi une forte variabilité de petite échelle (TAUPIN *et al.*, 1993b ; GOUTORBE *et al.*, 1994) qui complique la régionalisation et invite à revoir certaines idées forgées à partir des observations faites en région tempérée.

### INFLUENCE DE L'ÉCHANTILLONNAGE SPATIAL ET TEMPOREL SUR L'ESTIMATION DE LA PLUIE ANNUELLE

Avant d'examiner les difficultés auxquelles on est confronté lorsqu'on cherche à modéliser l'organisation spatiale des cumuls saisonniers, on va illustrer l'influence de l'échantillonnage spatial et temporel sur l'estimation de la pluie aux échelles annuelles et inférieures. On se concentrera pour cela sur l'année 1992. Les caractéristiques essentielles de la pluviométrie de cette année sont données dans le tableau 1. L'ensemble des résultats présentés dans cette section s'appuient sur des valeurs de référence constituées par les pluies moyennes calculées sur le degré carré à l'aide du réseau complet de pluviographes (97 postes sur le degré carré). Ce réseau suréchantillonne largement le champ pluviométrique dès lors que l'objectif est limité au calcul de valeurs moyennes sur 12 000 km<sup>2</sup> (figure 1) et on peut donc considérer ces valeurs comme suffisamment précises pour notre propos.



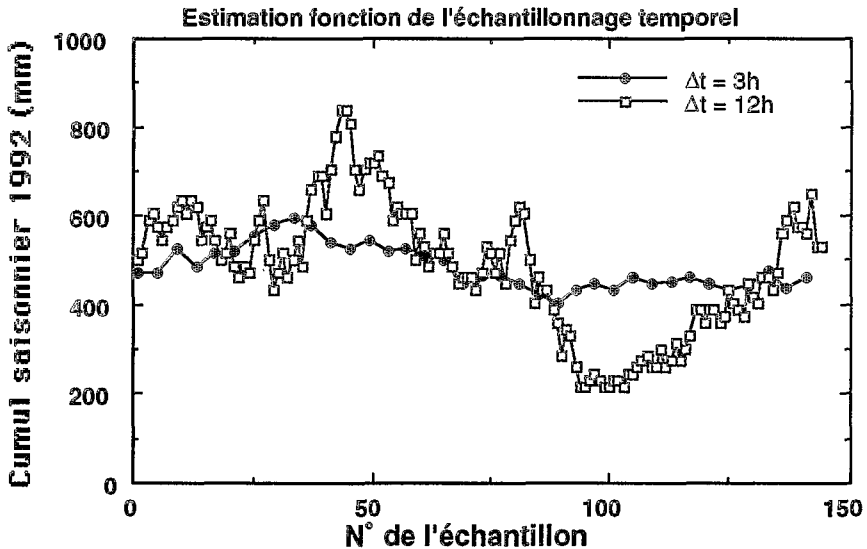
**Figure 1 :**

*Estimation de la pluie moyenne annuelle sur le degré carré en fonction du nombre de stations utilisées pour l'estimation. Toutes les combinaisons possibles ont été calculées pour les réseaux allant de 1 à 30 stations, permettant le calcul d'un écart type (courbe m+et : moyenne + écart type ; courbe m-et : moyenne - écart type). Pour les réseaux de 31 à 70 stations on a calculé uniquement les combinaisons aboutissant au maximum et au minimum. On notera qu'à partir de 10 stations les courbes m-et et m+et sont déjà très proches de la moyenne mesurée à partir du réseau de 70 stations. On peut en déduire que le réseau Epsat-Niger suréchantillonne largement le champ pluviométrique dès lors qu'on se contente de calculer la moyenne sur l'ensemble de la zone.*

### ÉCHANTILLONNAGE TEMPOREL

Bien que la question traitée ici soit celle de la régionalisation des champs pluviométriques il n'est pas sans intérêt de comparer les influences respectives de l'échantillonnage temporel et de l'échantillonnage spatial sur l'estimation de la pluie moyenne sur le degré carré de Niamey. En effet, alors que l'échantillonnage spatial constitue le point faible des méthodes d'estimation à partir de réseaux sol, l'échantillonnage temporel est sans conteste celui des méthodes d'estimation par satellite, toute considération de validation mise à part. Les résultats présentés ici ne constituent qu'un exemple, une analyse statistique complète à partir des données 1990-1993 se trouvant dans LEBEL et LECOQ (à paraître), où on trouvera également la description détaillée de la procédure de simulation utilisée. Il s'agit d'une procédure d'extension temporelle analogue à la procédure de Thiessen utilisée pour étendre dans l'espace les mesures ponctuelles en fonction de leur aire d'influence. Ici, l'aire d'influence temporelle est la période d'échantillonnage supposée du satellite, notée  $\Delta t$ .

Sur la figure 2 les N estimateurs obtenus pour  $\Delta t = 3$  (résolution du format B3 des données stockées pour ISCCP : International Satellite Cloud Climatology Project) et 12 h (satellites NOAA ou DMSP), ont été portés par ordre d'apparition (premier estimateur pour passage du satellite entre 00:00 et 00:05, deuxième estimateur pour passage du satellite entre 00:05 et 00:10, dernier estimateur pour passage du satellite entre  $\Delta t - 5'$  et  $\Delta t$ ).



**Figure 2 :**

*Simulation de l'estimation du cumul saisonnier sur le degré carré de Niamey par échantillonnage temporel régulier aux intervalles de 3 et 12 heures - saison des pluies 1992 (10 avril-10 octobre).*

Comme on pouvait s'y attendre la fluctuation de l'estimation pour  $\Delta t = 12$  h est nettement supérieure à celle constatée pour  $\Delta t = 3$  h. Le coefficient de variation, CV, des estimateurs peut être assimilé à une mesure de l'erreur moyenne d'échantillonnage qui est commise par les satellites. Il vaut 30 % pour  $\Delta t = 12$  h et 10 % pour  $\Delta t = 3$  h. L'amplitude relative, AR, définie comme le rapport de la différence entre maximum et minimum sur la moyenne, souligne l'importance des erreurs potentielles pour  $\Delta t = 12$  h. Il vaut en effet 120 % ce qui est bien supérieur à la valeur calculée pour  $\Delta t = 3$  h (39 %) et même à celle calculée sur l'échantillon des valeurs ponctuelles (77 %, voir tableau 1). On peut déjà conclure à ce stade que le très fort lissage associé au calcul de moyennes spatiales sur 10 000 km<sup>2</sup> n'est pas suffisant pour masquer les conséquences de l'intermittence temporelle. On aura une idée de cette intermittence pour la pluie ponctuelle en se reportant à la figure 3 où a été tracée la distribution des durées cumulées de précipitation pour la station de Niamey Orstom. On y voit que 50 % du cumul saisonnier est tombé en moins de 4 heures seulement. Des calculs similaires réalisés pour d'autres stations aboutissent à des ordres de grandeur semblable : 50 % du cumul saisonnier (c'est-à-dire 50 % du cumul annuel) enregistré en un point tombe en une durée comprise entre 3 h 30 et 5 h. Parmi les 50 % restant, l'essentiel tombe en une cinquantaine d'heures, seuls 2 à 3 % du total se répartissant de façon plus diffuse dans le temps.

Tableau 1

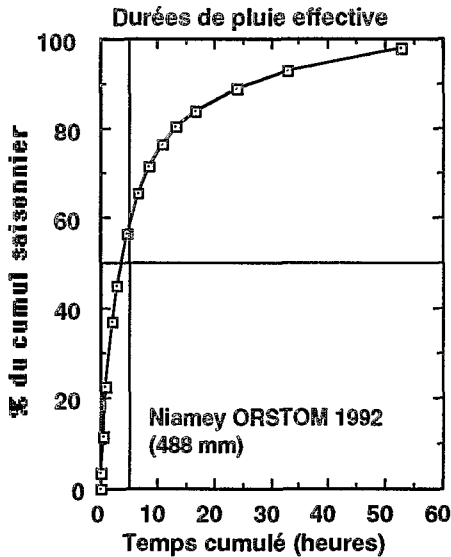
Statistiques des valeurs aux stations pour la saison des pluies 1992 (10/04 - 10/10) ; les valeurs sont en mm. CV : Coefficient de Variation ; AR : Amplitude Relative

	Nbre Stat. n	Moyenne des stations $(\mu_p)$	Écart type (s)	Minimum (m)	Maximum (M)	CV (%) $(s/\mu_p)$	AR (%) $(M-m)/\mu_p$
Réseau de base sur degré carré	70*	513	71	389	782	13,9	77
Réseau de base sur 16 000 km <sup>2</sup>	79**	517	68	389	782	13,2	76
Réseau SSC (750 km <sup>2</sup> )	27	488	48	410	591	9,9	37

\* réseau de base de 72 stations, mais deux lacunes.

\*\* réseau de base de 82 stations, mais trois lacunes.

\*\*\* SSC : Super-Site Central, réseau de base de 27 stations, mais quatre lacunes.



**Figure 3 :**

*Distribution des temps entre deux basculements consécutifs.  
Station de Banizoumbou-1992.*

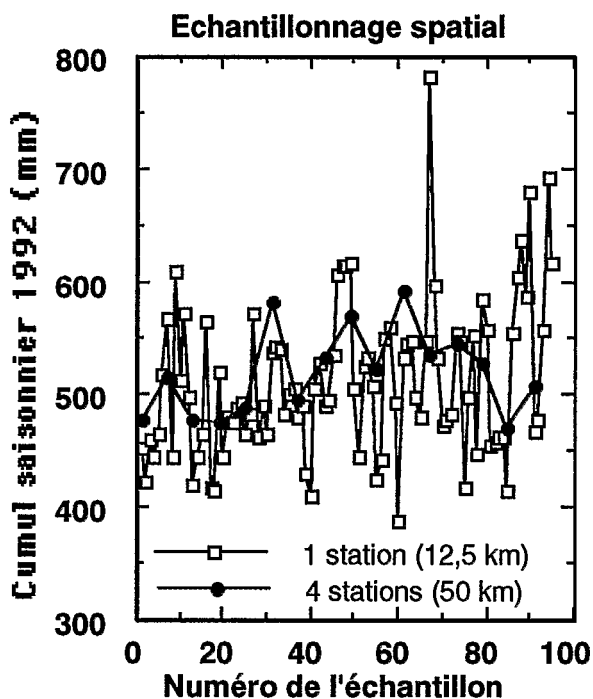
### ÉCHANTILLONNAGE SPATIAL

La simulation de sous-réseaux permet d'appréhender empiriquement les effets de l'échantillonnage spatial. Ces sous-réseaux peuvent être réguliers (on réunit plusieurs mailles du réseau de base, lui même régulier) ou irréguliers. Dans le premier cas seul l'effet de densité est testé, alors que dans le second cas le positionnement des stations a aussi une influence.

On présente en figure 4 les estimations obtenues pour des réseaux réguliers à 4 stations (16 réseaux pseudo-réguliers sur une maille de base de 40 kilomètres environ). Sur la même figure on a porté les valeurs ponctuelles enregistrées aux 95 stations du réseau complet, pour lesquelles le cumul saisonnier est disponible. Ces valeurs, qui représentent 95 (resp. 16) estimateurs possibles de la pluie moyenne sur le degré carré pour le cas où une seule station (resp. 4) serait disponible, ont été portées par latitude croissante de la station ou du réseau. La comparaison avec la figure 2 permet immédiatement de constater la plus faible variabilité introduite par l'échantillonnage spatial en comparaison de l'échantillonnage temporel. Ceci est confirmé en comparant les distributions classées (figure 5). En particulier, l'erreur liée à un échantillonnage temporel de 12 heures est supérieure à l'erreur liée au plus mauvais échantillonnage spatial (c'est-à-dire celui consistant à n'utiliser qu'une seule station dont la valeur serait étendue à

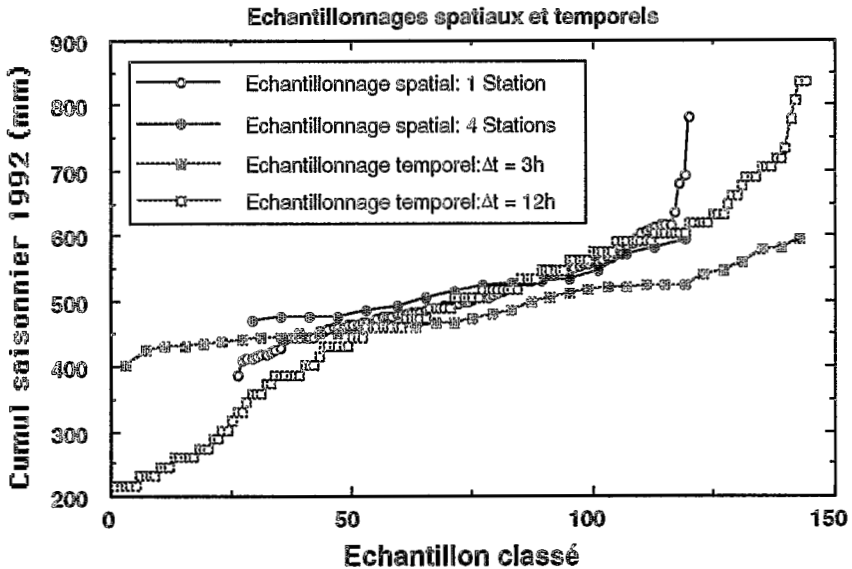
l'ensemble du degré carré pour en estimer la pluie moyenne), que ce soit sur le plan du coefficient de variation (30 % contre 14 %) ou des valeurs extrêmes (minimum : 216 mm contre 389 mm ; maximum : 835 mm contre 782 mm ; Amplitude Relative : 120 % contre 77 %).

Dans la mesure où elle est limitée à une seule aire (le degré carré) et un seul pas de temps (l'année), cette comparaison entre l'échantillonnage spatial et l'échantillonnage temporel n'a pas pour prétention de les hiérarchiser. Notre souci est uniquement de montrer qu'il ne faut pas sous-estimer les biais introduits par l'échantillonnage temporel, déjà mis en évidence par HUBERT *et al.* (1991) et qu'une étude des effets conjoints (et non plus séparés comme cela est le cas ici) des deux types d'échantillonnage sera nécessaire. Une telle étude devra dépasser l'approche empirique et s'appuyer sur une modélisation des structures spatio-temporelles des champs précipitants. Dans ce qui va suivre on va évaluer dans quelle mesure les modèles géostatistiques peuvent être utilisés à cette fin.



**Figure 4 :**

*Simulation de l'estimation du cumul saisonnier sur le degré carré de Niamey par échantillonnage spatial régulier aux intervalles de 50 et 100 kilomètres - saison des pluies 1992 (10 avril-10 octobre).*



**Figure 5 :**

*Comparaison des distributions classées des estimations du cumul saisonnier sur le degré carré de Niamey pour les échantillonnages temporels réguliers de 3 et 12 heures, d'une part, et pour les échantillonnages spatiaux réguliers aux intervalles de 50 et 100 kilomètres, d'autre part - saison des pluies 1992.*

## APPLICATION DE LA GÉOSTATISTIQUE AUX PLUIES SAHÉLIENNES

Les applications de la théorie des variables régionalisées, à l'interpolation des champs pluviométriques sont nombreuses (OBLED, 1986). Plusieurs études ont montré la capacité du krigeage à fournir les estimateurs les plus robustes de la pluie moyenne spatiale pour des réseaux de densité faible à moyenne (e.g., CREUTIN et OBLED, 1986 ; LEBEL *et al.*, 1987). La mise en œuvre de cette technique s'appuie sur des hypothèses de stationnarité du champ étudié dont l'organisation spatiale peut être caractérisée par une fonction de corrélation (variogramme ou covariance généralisée).

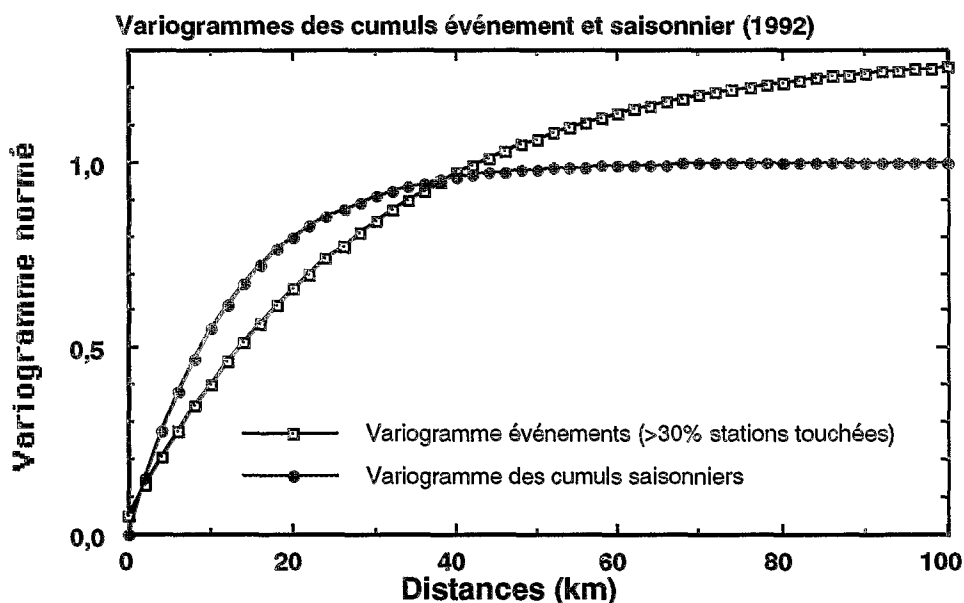
Sur la base de ces résultats obtenus en régions tempérée et méditerranéenne, THAUVIN (1992) puis TAUPIN *et al.* (1993a) ont mené une étude des variogrammes expérimentaux des cumuls pluviométriques, par événement<sup>1</sup> d'une part, saisonniers d'autre part, mesurés sur le degré carré de Niamey.

<sup>1</sup> L'événement pluvieux est défini par référence à la zone d'étude, selon des critères spatiaux :  
 i) une pluie de 2,5 mm au moins doit avoir été enregistrée sur au moins une des stations du réseau ;  
 ii) 30 % au moins des stations en fonctionnement doivent avoir enregistré plus de 1 mm de pluie ;  
 iii) il ne doit pas y avoir d'interruption de la pluie pendant une demi-heure sur l'ensemble du réseau en fonctionnement.



Il en ressort :

- la portée, ou distance de décorrélation, des totaux par événement est assez stable et de l'ordre de 30 km, pour les événements pluvieux de grande extension spatiale, c'est-à-dire touchant au moins 70 % des stations du réseau Epsat-Niger (figure 6) ;
- il n'est pas toujours aisé d'identifier un palier sur les variogrammes des cumuls saisonniers, un filtrage des données prenant en compte le gradient climatique de 1 mm/km pouvant être nécessaire ;
- la portée du variogramme saisonnier, est en moyenne du même ordre de grandeur que celle calculée sur les cumuls par événement (figure 6). En réalité il apparaît que les variogrammes expérimentaux continuent à croître au delà, mais après un plateau marqué entre 30 et 70 km (voir exemple dans TAUPIN *et al.*, 1992).



**Figure 6 :**

*Variogrammes normés des cumuls saisonniers et par événement de la saison 1992 (d'après TAUPIN *et al.*, 1993b). Le variogramme par événement est un variogramme climatologique, exprimant la structure moyenne des cumuls par événement (plus de 30 % des stations touchées).*

Ce dernier résultat est particulièrement surprenant car il semble indiquer qu'il ne se produit aucun lissage de la variabilité spatiale lorsqu'on accroît le pas de temps de cumul, ce qui est contraire aux résultats évoqués précédemment (LEBEL *et al.*, 1987; LABORDE et LEMPEREUR, 1986). Le fait, déjà souligné par LEBEL *et al.* (1992) et TAUPIN *et al.* (1993b), qu'il existe une forte variabilité de petite échelle des cumuls saisonniers au Sahel est un des résultats préliminaires les plus marquants de Epsat-Niger. Ce fait est illustré ci-dessous par un exercice de validation de schémas d'interpolation.

Dans un premier temps on part de l'échantillon des 98 totaux saisonniers disponibles sur toute la zone d'étude (le degré carré plus une zone d'extension de 4 000 km<sup>2</sup> à l'ouest, soit 16 000 km<sup>2</sup> au total). Cet échantillon est divisé en 2 échantillons de 49 valeurs réparties régulièrement dans l'espace. On reconstitue les valeurs d'un échantillon (échantillon test) à partir des valeurs de l'autre, et on prend comme critère à minimiser la moyenne du carré des écarts entre valeurs mesurées et valeurs reconstituées sur l'échantillon test. Trois remarques se dégagent de ce tableau :

- tous les schémas à dérive nulle produisent des résultats équivalents, que ce soit du point de vu du critère d'erreur ou de celui de la moyenne des valeurs reconstituées ;
- les schémas à dérive linéaire produisent entre eux des résultats semblables, sensiblement moins bons que ceux des schémas à dérive nulle ;
- l'interpolation à l'aide du plan moyen (les valeurs à reconstituer sont partout estimées par la moyenne d'ensemble du champ) est pratiquement aussi bonne que le meilleur interpolateur par krigeage (erreur moyenne : 77,3 mm contre 74,4 mm).

Autrement dit, l'interpolation *optimale* par krigeage n'apporte rien pour la reconstitution de valeurs ponctuelles à partir d'un réseau dont l'interdistance moyenne est de l'ordre de 25-30 km (on a enlevé une station sur deux), et l'erreur d'interpolation moyenne sur les 49 points s'élève à 15 % quelle que soit la méthode considérée.

La deuxième partie de l'exercice consiste à travailler uniquement sur le super-site central (750 km<sup>2</sup>) avec son réseau de 27 stations (interdistance moyenne de 5 km environ), divisé en un réseau d'interpolation (14 stations) et un réseau test (13 stations). On constate (tableau 3) que le krigeage (erreur moyenne : 9,8 %) produit une amélioration significative par rapport à l'interpolateur élémentaire qu'est la moyenne arithmétique (erreur moyenne : 13,7 %).

Ces résultats sont tout à fait cohérents avec le variogramme de la figure 6 et, d'une certaine manière le valide : au-delà de la portée, l'absence de corrélation fait de la moyenne arithmétique le meilleur estimateur non biaisé ; en deçà, il existe une structure spatiale que le krigeage parvient à exploiter et l'interpolation s'en trouve améliorée. On remarquera de plus que l'erreur moyenne de reconstitution varie en sens inverse de l'écart type des valeurs reconstituées, ce qui

confirme que l'interpolation linéaire ne parvient pas à reproduire correctement la variabilité naturelle des champs de pluie (en reconstitution on ne retrouve que 42 % de l'écart type d'origine de l'échantillon test extrait du réseau complet, et 50 % de celui de l'échantillon test du réseau site central).

**Tableau 2**  
Résultats de la validation croisée (d'après TAUPIN *et al.*, 1993b)

Estimateur	Moyenne $(Z_i - Z^*_i)^2$	Écart type des $Z^*_i$	Moyenne des $Z^*_i$
Krigeage des observations $Z_i$ (dérive nulle)			
Variog. sphérique, portée = 30 km, pépité = 0	75,3	31,9	511,7
Variog. exponentiel, $\alpha = 9$ km, pépité = 0	74,4	25,8	512,5
Variog exponentiel, $\alpha = 9$ km, pépité = 0,21	74,5	22	512
Krigeage des résidus $e_i$ à la dérive climato. : + dérive : $M(x,y) = 565 - y$			
Variog. sphérique, portée = 30 km, pépité = 0	82	31	554,8
Variog. exponentiel, $\alpha = 9$ km, pépité = 0	80,6	29,1	554,6
Variog. exponentiel, $\alpha = 9$ km, pépité = 0,21	80,3	28,9	555
Plan moyen $M(x,y) = 507,7$ mm	77,3	0	507,7

Comparaison des estimateurs de valeurs ponctuelles par reconstitution des 49 cumuls (10 mai - 10 octobre) d'un échantillon test à l'aide des 49 valeurs restantes. Moyenne des valeurs mesurées de l'échantillon test : 518,7 mm ; écart type : 76,5 mm. Moyenne des valeurs de l'échantillon servant à la reconstitution: 507,7 mm.  $Z^*_i$  : valeur estimée. Le critère d'optimalité est en première colonne. Valeurs en mm.

**Tableau 3**  
Identique au tableau 2, mais pour les 27 stations du Super-Site Central, réparties sur 750 km<sup>2</sup>.

Estimateur	Moyenne $(Z_i - Z^*_i)^2$	Écart type des $Z^*_i$	Moyenne des $Z^*_i$
Krigeage des observations $Z_i$ (dérive nulle)			
Variog. sphérique, portée = 30 km, pépité = 0	47,2 (9,8 %)	30,5	501,3
Variog. exponentiel, $\alpha = 9$ km, pépité = 0	52,8	18,2	499,7
Variog. exponentiel, $\alpha = 9$ km, pépité = 0,21	47,8	27	499,2
Plan moyen $M(x,y) = 499,4$ mm	66,0 (13,7 %)	0	499,4

Moyenne des valeurs *mesurées* de l'échantillon test : 482,3 mm ; écart type : 63,7 mm. Moyenne des valeurs de l'échantillon servant à la reconstitution : 499,4 mm.  $Z^*_i$  : valeur estimée.

**Tableau 4**  
 Pluies moyennes de la saison 1992, estimées par krigeage à l'aide  
 de 3 réseaux de densité décroissante, sur le degré carré et les  
 super sites. Valeurs en mm

	Aire totale (16 000 km <sup>2</sup> )	Degré Carré (12 000 km <sup>2</sup> )	SSC (900 km <sup>2</sup> )	SSCE (400 km <sup>2</sup> )	SSS (100 km <sup>2</sup> )
Réseau 1992 (82)	527±3	511±3	504±5	500±6	603±10
Réseau 1993 (31)	534±8	526±10	501±15	485±17	577±30
Réseau minimum (9)	501±15	496±19	461±29	451±34	503±64

Une conséquence pratique immédiate de ce constat réside dans l'instrumentation nécessaire pour estimer les lames d'eau sur différentes surfaces. On a comparé les estimations obtenues sur le degré carré et les trois super-sites Hapex-Sahel en utilisant trois réseaux de densité décroissante (le réseau complet de 1992 ; le réseau de base maintenu en 1993 (27 stations) ; un réseau minimum de 9 stations).

Le calcul des pluies moyennes confirme les résultats de la validation sur la reconstitution de valeurs ponctuelles, à savoir que pour des distances supérieures à une trentaine de kilomètres il n'existe plus de corrélation spatiale permettant la régionalisation par une approche géostatistique ordinaire. L'estimateur optimal, au sens de la corrélation spatiale, est alors la moyenne arithmétique et le nombre absolu de stations sur la surface pour laquelle on veut calculer des lames d'eau prime sur la densité pour minimiser l'erreur d'estimation. Le coefficient de variation du cumul saisonnier sur le degré carré étant de 15 à 20 % (valeur calculée pour les trois années à partir d'échantillons décorrélés spatialement), le coefficient de variation d'une moyenne arithmétique de 10 stations se situera autour de 6 %, ce qui est faible et permet de conclure qu'un réseau de veille d'une dizaine de stations sur un degré carré est suffisant pour le calcul de la lame d'eau *moyenne* à des pas de temps allant de la décade à la saison.

### STRUCTURE DES ÉVÉNEMENTS EN FONCTION DE LEUR EXTENSION SPATIALE

Le tableau 5 montre que 60 % du cumul saisonnier est provoqué par des événements touchant 90 % (ou plus) des stations. Or, les événements qui ne touchent qu'une partie du degré carré sont essentiellement des convections isolées<sup>2</sup> qui peuvent significativement bruite le signal résultant des seuls systèmes de méso échelle. Il y a donc peut-être lieu de traiter séparément dans la procédure d'interpolation la partie du cumul saisonnier qui provient des événements de

<sup>2</sup>Il existe aussi dans cette catégorie les systèmes de méso échelle qui circulent sur les marges de la zone d'étude. L'utilisation des images radar permet de les différencier des convections isolées.

grande extension spatiale de celle qui provient des autres. À cette fin on va comptabiliser pour chaque événement le nombre de stations du réseau de base ayant enregistré de la pluie au cours de l'événement en question. Pour s'affranchir des effets de sur-échantillonnage sur les cibles, le réseau considéré est le réseau de base sur le degré carré. Cela représente 69 stations en 1990, 70 en 1991 et 72 en 1992. Lorsque plus de 15 % des stations du réseau de base sont manquantes, l'événement n'est pas retenu pour l'analyse. On aboutit ainsi à la constitution d'échantillons de 37 événements pour 1990, 44 pour 1991 et 45 pour 1992.

Sur chacun de ces échantillons, les événements sont répartis en fonction du pourcentage de stations ayant enregistré de la pluie. On forme des classes par intervalles de 10 % entre 30 et 100 %. Les résultats de cette analyse sont fournis dans le tableau 6 et illustrés par la figure 7. Deux faits essentiels en ressortent.

Tout d'abord les caractéristiques de chaque classe varient assez peu d'une année sur l'autre. En particulier, on obtient des pourcentages du cumul saisonnier produit par les événements ayant touché plus de 70 %, d'une part, plus de 90 %, d'autre part, qui sont voisins de 85 % et 60 % respectivement (tableau 7). Les autres paramètres (% du nombre d'épisodes, cumul moyen par épisode) ne varient pas beaucoup non plus d'une année sur l'autre, et ce malgré que l'année 1990 ait été sèche (396 mm sur le degré carré) et les années 1991 (522 mm) et 1992 (511 mm) proches de la moyenne sur quarante ans (566 mm à Niamey Aéroport de 1950 à 1989). Il semble donc bien que la climatologie des événements pluvieux soit assez stable, ce qui est un argument en faveur de la classification.

Malheureusement, et c'est là le deuxième fait qui ressort de notre analyse, cette stabilité ne vient pas en aide à la mise en œuvre du modèle géostatistique classique. On constate en effet une décroissance de la portée du variogramme climatologique lorsque l'extension spatiale des événements croît. La figure 8 montre d'ailleurs que les champs de cumul des événements « >70 % » et « >90 % » ne sont pas plus réguliers que le champ résultant du cumul de tous les événements. Même s'il est difficile d'attribuer une signification précise aux portées calculées dans le tableau 6, il est clair que ce ne sont pas les événements de faible extension spatiale qui sont la cause principale de l'irrégularité du champ saisonnier.

Tableau 5

Statistiques des événements de la saison des pluies 1992 (10/04 - 10/10) sur le degré carré et sur le super-site central est (SSCE : 400 km<sup>2</sup>). Les valeurs indiquées sont les valeurs corrigées par les valeurs seuil (mm)

	Nombre	Moyenne par événement	Écart type de la série	Minimum	Maximum	% du cumul saisonnier	% du cumul evt 90 %
Degré carré	48	10	9,5	0,5	43,4	94	60
SSCE	48 (42)**	9,8 (11,2)	12,8 (13,2)	0,1	60,7	94	/

\* evt 90 % : population des événements ayant touché plus de 90 % des stations.

\*\* : statistiques des 42 événements non nuls sur le SSCE.

Tableau 6

Classification des événements pluvieux en fonction du nombre de stations du réseau de base touchées (pluie >0 mm)

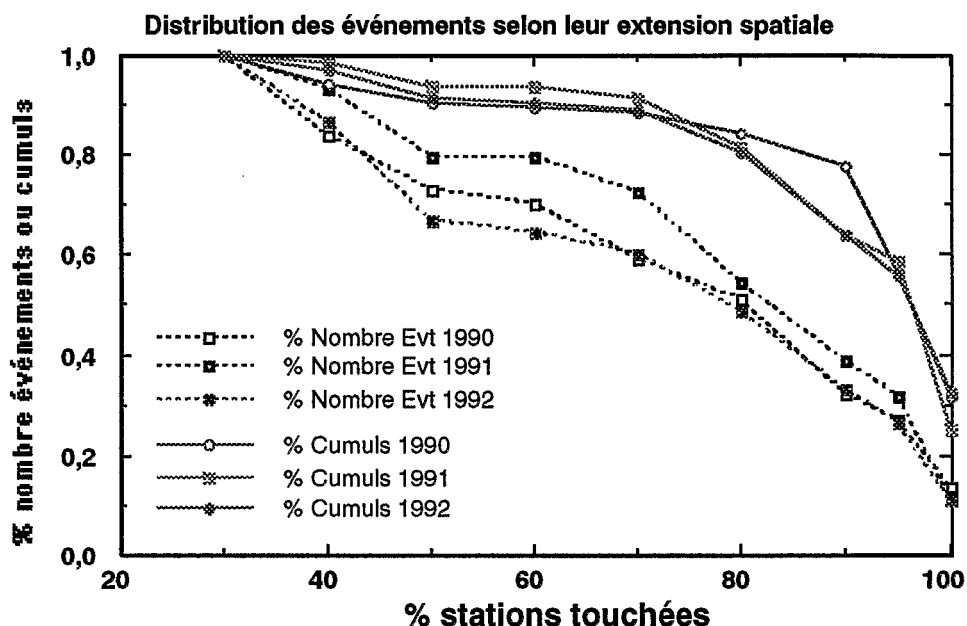
% stations touchées		≥30	≥40	≥50	≥60	≥70	≥80	≥90	≥95	=100
Nbre d'événements	1990	37	31	27	26	22	19	12	10	5
	1991	44	41	35	35	32	24	17	14	5
	1992	45	39	30	29	27	22	15	12	5
Cumul degré carré (corrigé seuil ; mm)	1990	350	330	316	314	311	295	272	197	111
	1991	438	431	412	412	400	357	281	258	109
	1992	468	455	427	424	416	378	299	262	154
Portée variogramme (kilomètres)	1990	30	32	?	28	25	25	22	22	20
	1991	33	33	33	33	28	25	20	18	14
	1992	32	32	32	31	28	25	24	24	18

Tableau 7

Caractéristiques des événements pluvieux aux seuils de 70 et 90 % de stations touchées

	Plus de 70 % de pluviographes touchés				Plus de 90 % de pluviographes touchés			
	%	% Cumul	Moyenne	Moyenne	%	% Cumul	Moyenne	Moyenne
	Nombre	pluie	70-100 %	30-70 %	Nombre	pluie	90-100 %	30-90 %
1990	60	84-79	14.7	3.8	32	61-57	19.6	5.9
1991	72	91-85	13.2	3.6	39	65-61	17.6	6
1992	60	87-84	16.2	3	33	64-60	20.9	5.9

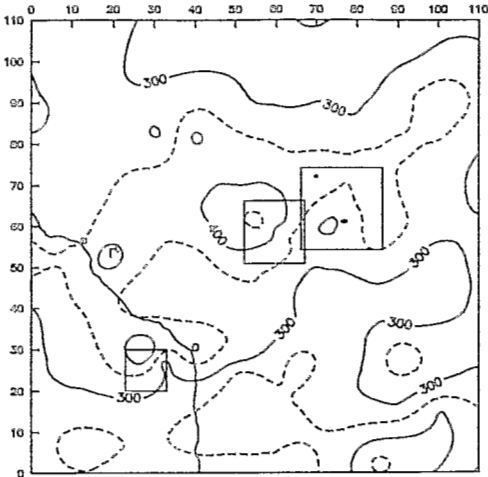
Pour les pourcentages de cumul, le premier chiffre est calculé par rapport au cumul des pluies tombées au cours des événements, tandis que le second est calculé par rapport au cumul total saisonnier (qui inclut les pluies isolées). La moyenne 70-100 % est la lame d'eau moyenne sur le degré carré pour les événements touchant entre 70 et 100 % des stations (de même pour 30-70 % ; 90-100 %, 30-90 %).



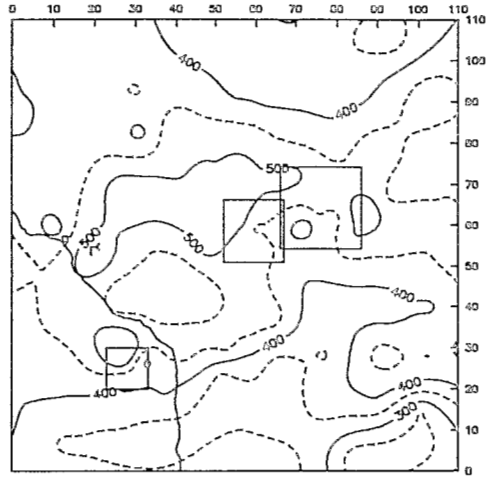
**Figure 7 :**

*Distribution du nombre d'événements et des cumuls associés en fonction du nombre de stations touchées par la pluie. On remarque une certaine stabilité de ces distributions pour les trois années étudiées, particulièrement en ce qui concerne le pourcentage du cumul saisonnier (plus de 60 % du cumul saisonnier est provoqué par les événements touchant au moins 90 % des stations et 85 % environ est provoqué par les événements touchant au moins 70 % des stations).*

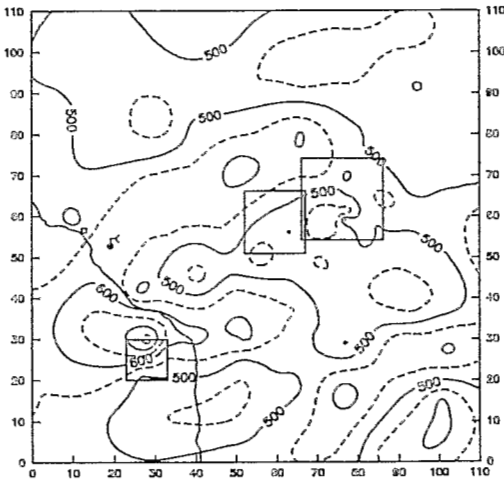
Cumuls des pluies des événements touchant plus de 90% des stations.



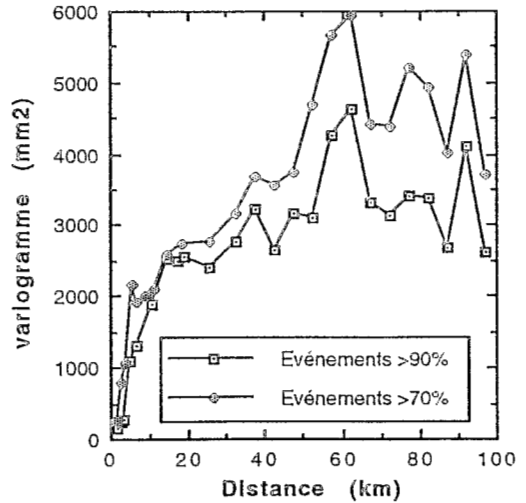
Cumuls des pluies des événements touchant plus de 70% des stations.



Cumuls de toutes les pluies de la saison 1992 (10.04 au 10.10).



Cumuls des événements &gt;70 et &gt;90%

**Figure 3 :**

Carte des isohyètes des cumuls des champs par événement pour la saison 1992.

a) 27 événements ayant touché plus de 70% des stations (85% du cumul saisonnier) ;

b) 15 événements ayant touché plus de 90% des stations (60% du cumul saisonnier) ;

c) cumul saisonnier ;

d) variogramme des valeurs à partir desquelles ont été tracées les cartes a et b. Les cartes des cumuls partiels sont moins bruitées que la carte des cumuls saisonniers, mais les forts gradients locaux subsistent.



## CONCLUSION

La définition de règles d'échantillonnage temporel et spatial pour l'estimation des pluies au Sahel est cruciale pour tous les utilisateurs, qu'ils soient modélisateurs ou gestionnaires de la ressource en eau. L'étude présentée ici n'est encore que très partielle. Elle concerne essentiellement les cumuls saisonniers considérés généralement comme bien organisés spatialement. On peut néanmoins vraisemblablement étendre les quelques conclusions présentées ci-dessous aux pas de temps mensuel et décadaire, compte tenu de la similarité observée entre la structure spatiale du champ des cumuls saisonniers et la structure moyenne des champs de cumuls par événement.

Tout d'abord, dans une perspective de combinaison de mesures sol et télédectées, il apparaît que l'échantillonnage temporel, associé aux mesures par satellite, doit recevoir une attention au moins égale à l'échantillonnage spatial réalisé par les réseaux de pluviographes. Ainsi, pour la lame d'eau saisonnière sur le degré carré de Niamey, le coefficient de variation des estimations résultant de l'échantillonnage temporel des satellites défilants à orbite polaire ( $\Delta t = 12h$ ) est deux fois plus grand (30 % contre 14 %) que le coefficient de variation des estimations résultant de l'échantillonnage spatial le moins dense, à savoir celui réalisé par un réseau d'une seule station sur le degré carré. Il paraît donc nécessaire de développer à l'avenir des modèles permettant d'étudier conjointement les effets des échantillonnages spatial et temporel.

On a ensuite testé une approche géostatistique ordinaire pour la régionalisation des champs de pluie par événement et cumulés sur la saison. Il en ressort que la variabilité spatiale de ces deux champs est similaire (distances de décorrélation de l'ordre de 30 km), ce qui va à l'encontre de la théorie généralement admise voulant que l'intégration temporelle provoque un lissage des champs de précipitation et diminue leur intermittence. Les conséquences de cette grande variabilité spatiale sur l'estimation des lames d'eau à l'échelle de la saison (seul pas de temps étudié en détail ici) peuvent être résumées ainsi :

- i) le réseau Epsat-Niger (maille de 12,5 km) est nettement redondant pour l'estimation des lames d'eau sur le degré carré ;
- ii) ce réseau est correctement dimensionné pour l'estimation des lames d'eau sur des surfaces de l'ordre de 1 000 km<sup>2</sup> ;
- iii) sa densité est trop faible pour des surfaces de l'ordre de 100 km<sup>2</sup>.

Plus que pour l'estimation de lames d'eau moyennes, l'apport principal du réseau Epsat-Niger a résidé dans l'étude et la quantification de la variabilité aux échelles comprises entre 10 et 100 km pour le réseau de base, et aux échelles inférieures (1 à 10 km) pour le réseau de l'aire cible. Notre étude permet de conclure que pour les surfaces comprises entre 100 et 10.000 km<sup>2</sup>, un réseau d'une dizaine de stations sur la zone considérée (quelle que soit sa surface) est

nécessaire et suffisant pour estimer correctement la lame d'eau saisonnière. En résumé c'est plus le nombre de stations sur la surface que la densité du réseau qui doit servir de critère d'échantillonnage.

La classification des événements pluvieux en fonction du nombre de stations ayant enregistré de la pluie au cours d'un événement donné a également conduit à revoir certaines idées sur la relation entre la structure spatiale des événements et leur extension. D'une part, il existe certaines constantes dans la distribution des événements : chaque année 2/3 des événements environ touchent plus de 70 % des stations, produisant 85 % du cumul saisonnier ; 1/3 des événements environ touchent plus de 90 % des stations, produisant 60 % du cumul saisonnier. La part des pluies isolées est donc relativement faible, et ce ne sont pas elles qui expliquent la variabilité de petite échelle des totaux saisonniers. D'autre part le calcul des variogrammes climatologiques par classe d'extension spatiale montre que, paradoxalement, la distance de décorrélation spatiale n'est pas une fonction croissante de l'extension spatiale du champ pluviométrique. On ne peut donc pas s'appuyer sur une stratification entre événements de grande extension et événements isolés, pour faciliter la régionalisation des cumuls saisonniers. La prise en compte de l'intermittence d'une façon moins simpliste que le seul critère du nombre de stations touchées apparaît pour cela indispensable.

## BIBLIOGRAPHIE

- CARN M., DAGORNE D., GUILLOT B., LAHUEC J.P., 1987. Estimation des précipitations par satellite au Sahel pour la période mai à septembre 1987. *Veille Climatique Satellitaire*, 20, 26-30.
- CREUTIN J.D., OBLED C., 1982. Objective analyses and mapping techniques for rainfall fields: An objective comparison, *Water Resour. Res.*, 18(2), 413-431.
- GOUTORBE J.P., LEBEL T., TINGA A., BESSEMOULIN P., BROUWER J., DOLMAN H., ENGMAN E.T., GASH J.H.C., HOEPPFNER M., KABAT P., KERR Y.H., MONTENY B., PRINCE S., SAID F., SELLERS P., AND WALLACE J., 1994. Hapex-Sahel : a large-scale study of land-atmosphere interactions in the semi-arid tropics. *Ann. Geophysicae*, 12, 53-64.
- HUBERT P., CARBONNEL J.P., 1988. Caractérisation fractale de la variabilité et de l'anisotropie des précipitations intertropicales, *CRAS*, Paris, 307, série II, 31-36.
- HUBERT P., P. FOUÉRÉ, and LEBEL T., 1991. Influence de l'échantillonnage des intensités pluviométriques sur l'estimation des précipitations cumulées. *Veille Climatique Satellitaire*, 38, 50-56.
- LABORDE J.P., LEMPEREUR R., 1986. Les pluies sur de petits bassins versants : une fonction aléatoire dont on peut estimer le variogramme, *Hydrol. Cont.*, 1(1), 3-13.
- LEBEL T., BASTIN G., OBLED I., CREUTIN D., 1987. On the accuracy of areal rainfall estimation : a case study. *Water Ressources research*. 23(11). 2123-2138.
- LEBEL, T., SAUVAGEOT H., HOEPPFNER M., DESBOIS M., GUILLOT B., HUBERT P., 1992. Rainfall estimation in the Sahel: the Epsat-Niger experiment. *Hydrological Sciences Journal*, 37/3, 201-215.
- LEBEL T., LECOCQ J., à paraître. An empirical assessment of satellite rainfall estimation sampling errors over the Sahel, soumis pour publication dans *Journal of Applied Meteorology*.

- NICHOLSON S.E., K. JEEYOUNG and J. HOOPINGARNER, 1988. Atlas of African rainfall and its interannual variability. Dept. of Met., The Florida State University of Tallahassee, Florida, 240 p.
- OBLÉD C., 1986. Introduction au krigeage à l'usage des hydrologues, Actes des 2<sup>ème</sup> Journées Hydrologiques Orstom, 263-288. Éditions de l'Orstom - Colloques et Séminaires Bondy.
- TAUPIN J.D., AMANI A., LEBEL T., 1993a. Small scale spatial variability of the annual rainfall in the Sahel, in : Bolle H.-J., Feddes, R.A. and Kalma, J. (Editors), Exchange Processes at the Land Surface for a Range of Space and Time Scales (Proceedings of the Yokohama Symposium, July 1993), IAHS Publ. 212, 593 - 602.
- TAUPIN J.D., LEBEL T., CAZENAVE F., GREARD M., KONG J., LECOCQ J., ADAMSON M., D'AMATO N., BEN MOHAMED A., 1993b. Epsat-Niger, campagne 1992. Rapport Orstom-DMN, 98 p.
- THAUVIN, V., 1992, Étude de la répartition spatiale des précipitations en milieu sahélien à l'aide du réseau dense de pluviographes de l'expérience Epsat-Niger : application à la détermination de la précision des moyennes surfaciques au pas de temps de l'événement pluvieux. Thèse de Doctorat, USTL Montpellier.