

# L'ESTIMATION DES PRÉCIPITATIONS PAR RADAR ET INFRAROUGE SATELLITAIRE À PARTIR D'INTÉGRALES D'AIRES

H. SAUVAGEOT<sup>1</sup>, S. RAMOS-BUARQUE<sup>1</sup>, L. BOURREL<sup>2</sup>, P. BATIONO<sup>3</sup>, M.S. DIOP<sup>4</sup>,  
R.S. TENORIO<sup>1, 5</sup>

---

## RÉSUMÉ

L'expérience ordinaire suggère qu'il existe une certaine corrélation entre d'une part la quantité de précipitation générée par les cellules convectives et d'autre part la durée d'activité et l'aire occupée par ces cellules. Il a été montré récemment que, à condition de considérer un échantillon d'état convectif suffisamment large, cette relation est linéaire et extrêmement serrée. En d'autres termes, l'aire occupée par la pluie d'intensité ( $R$ ) supérieure à un seuil ( $\tau$ ) est une mesure de l'intensité de pluie moyenne dans cette aire. Ce concept présente un grand intérêt pour la mesure des précipitations par radar au sol et à partir des capteurs satellitaires : images infrarouge, et dans le futur, données des radars spatiaux.

L'objet de la communication est de discuter des variations climatiques du facteur de proportionnalité  $S(\tau)$  entre l'intensité de pluie moyenne et l'intégrale de l'aire des précipitations d'intensité supérieure au seuil  $\tau$ . On utilise pour cela une base de données sur la distribution de probabilité  $P(R)$  de l'intensité de la pluie dans le monde. Cette distribution est log.-normale. On montre que la moyenne  $m_R$  et la variance  $\sigma_R^2$  de cette distribution sont liées par la relation  $\sigma_R^2 = 5 m_R^2$ . Donc  $P(R)$  et  $S(\tau)$  ne dépendent que d'un seul paramètre.

On présente des exemples de résultats de l'application de cette méthode :

- aux lignes de grains tropicales observées par radar dans le cadre du programme Epsat à Niamey et à Dakar ;

---

<sup>1</sup>Université Paul Sabatier - Laboratoire d'Aérodynamique - 31062 Toulouse.

<sup>2</sup>Institut de Mécanique des Fluides de Toulouse - 31400 Toulouse.

<sup>3</sup>Antenne Orstom - Centre de Météorologie Spatiale - Lannion.

<sup>4</sup>École Nationale Supérieure Universitaire de Technologie - Dakar - Sénégal.

<sup>5</sup>Universidade Federal de Alagoas / CNPq - Brésil.

- aux systèmes nuageux tropicaux vus par Météosat ;
- au bassin versant de la Garonne dans le cadre d'une expérience de prévision des crues par radar.

## INTRODUCTION

Pour de nombreuses applications hydrologiques et météorologiques, l'information utile n'est pas l'intensité de pluie en un point, ni même le détail de la distribution spatio-temporelle de l'intensité de pluie pour l'ensemble des pixels constituant l'aire d'observation. La donnée utile est l'intensité de pluie moyenne sur une aire. Pour les modèles climatiques, la hauteur d'eau ou le volume précipité sur une aire pendant un certain intervalle de temps est même suffisante.

Or il a été montré récemment (DONEAUD *et al.*, 1984 ; CHIU, 1988 ; LOPEZ *et al.*, 1989 ; ATLAS *et al.*, 1990) que, à condition de considérer un échantillon de pluie suffisamment large, il existe entre d'une part le volume de pluie ou l'intensité de pluie moyenne sur une aire et d'autre part l'aire où l'intensité de pluie est supérieure à un seuil, une relation linéaire extrêmement serrée (coefficients de corrélation supérieurs à 0,95). De ce fait, la mesure de l'aire des précipitations convectives est interprétable comme une mesure précise de la quantité de pluie, à condition de connaître la valeur du facteur de proportionnalité.

La relation a initialement été démontrée pour les pluies convectives à partir de données radar, par conversion des champs de facteur de réflectivité radar  $Z$  en champ de précipitation  $R$ , à l'aide de relations  $Z-R$ . Elle a aussi été testée à partir de réseaux de pluviomètre (BRAUD *et al.*, 1993). Cependant, son intérêt tient surtout à ce qu'elle semble potentiellement adaptable à l'interprétation des données spatiales (CHIU, 1988). En effet les radiomètres et, dans le futur, les radars, utilisés à partir de satellites, ne permettent pas de mesures ponctuelles précises du taux de pluie. Il est donc intéressant pour réduire la variance des résultats de se tourner vers l'estimation d'une quantité intégrée par une simple mesure de seuil. Il est cependant nécessaire de clarifier les conditions d'application de la méthode et notamment de préciser la variabilité climatique du facteur de proportionnalité. Par exemple, la méthode est-elle sensible aux effets saisonniers, orographiques, côtiers, etc. ? Est-elle applicable aux précipitations non purement convectives et notamment aux précipitations à caractère stratiforme et aux systèmes formés d'un mélange de deux types tel que les lignes de grain tropicales ?

L'objet du présent article est de résumer les travaux entrepris et les résultats obtenus par les six coauteurs pour tenter de répondre à ces questions. Auparavant on présente brièvement les bases théoriques de la méthode.

## CONCEPTS MÉTHODOLOGIQUES DE BASE

Pour que la quantité de pluie sur une aire soit proportionnelle à l'aire occupée par la pluie, il faut et il suffit que la distribution de probabilité de l'intensité de pluie,  $R$ , soit une fonction bien définie et que l'échantillon considéré, dans l'aire d'observation, soit suffisamment large pour être représentatif de cette fonction.

Soit  $P(R)$  la fonction densité de probabilité de l'intensité de la pluie dans l'aire d'observation  $A_0$  (figure 1). Si  $P(R)$  est déterminé, l'intensité moyenne de la pluie dans  $A_0$  s'écrit :

$$\langle R \rangle = \int_0^{\infty} R P(R) dR \quad (1),$$

et la fraction de l'aire  $A_0$  dans laquelle  $R$  est supérieure à un seuil soit  $F(\tau)$  est donnée par :

$$F(\tau) = \frac{A(\tau)}{A_0} = \int_{\tau}^{\infty} P(R) dR. \quad (2)$$

On constate que le rapport de  $R$  à  $F(\tau)$  ne dépend que de  $\tau$ . Ce rapport s'écrit :

$$S(\tau) = \frac{\int_0^{\infty} R P(R) dR}{\int_{\tau}^{\infty} P(R) dR} \quad (3).$$

Si  $P(R)$  est déterminé,  $S(\tau)$  l'est aussi et l'on peut écrire l'équation fondamentale de la méthode :

$$\langle R \rangle = S(\tau) F(\tau) \quad (4).$$

$S(\tau)$  est le facteur de proportionnalité dont la connaissance est nécessaire à l'estimation de la pluie moyenne à partir de l'aire fractionnelle.

La valeur de  $S(\tau)$  peut être déterminée expérimentalement de façon approximative par radar d'après la mesure du champ de réflectivité (figure 2) ; à l'intérieur du domaine  $A_0$  les valeurs de  $Z$  sont converties en intensité de pluie  $R$  avec une relation  $Z-R$  et le champ de  $R$  permet de calculer  $\langle R \rangle$  et  $F(\tau)$  dans  $A_0$ .  $S(\tau)$  est obtenu en régressant un ensemble de couples  $(R, F(\tau))$ . C'est la technique qui a été utilisée jusqu'à présent dans la plupart des cas (CHIU, 1988 ; LOPEZ *et al.*, 1989 ; ROSENFELD *et al.*, 1990 ; ATLAS *et al.*, 1990 ; BOURREL *et al.*, 1993 ; RAMOS-BUARQUE, 1994, parmi d'autres).

Les couples  $R, F(\tau)$  peuvent aussi être obtenus avec un réseau dense de pluviographes. Cela a été fait avec les données du *degré carré de Niamey* (LEBEL *et al.*, 1992 ; BRAUD *et al.*, 1993).

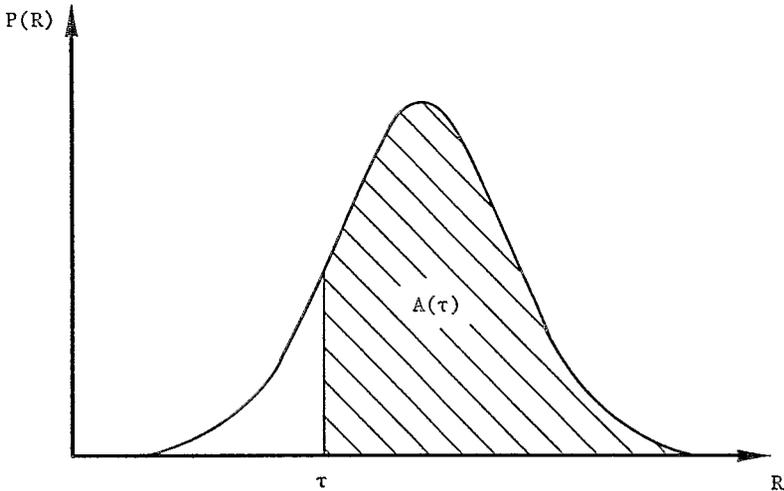
Si l'on considère une ensemble de cellules convectives isolées d'extension limitée (ou même un orage seul), l'échantillon détaillé suffisant peut être obtenu en mesurant les aires pendant une certaine durée  $T$ . Cette approche conduit à la notion d'intégrale temps-surface ou ATI (pour Area-Time-Integral) proposée par DONEAUD *et al.* (1984) qui donne accès au volume de pluie  $V$  généré par

l'ensemble des cellules convectives pendant la durée considérée. En effet pour une suite d'observations aux temps  $t_i$  pour lesquelles  $A_i(\tau)$  représente l'aire où  $R > \tau$  et  $\Delta t_i$  l'intervalle de temps centré entre les observations, on peut écrire à partir de (4) :

$$\sum_i \langle R_i \rangle A_{0i} \Delta t_i = S(\tau) \sum_i A_i(\tau) \Delta t_i \quad (5)$$

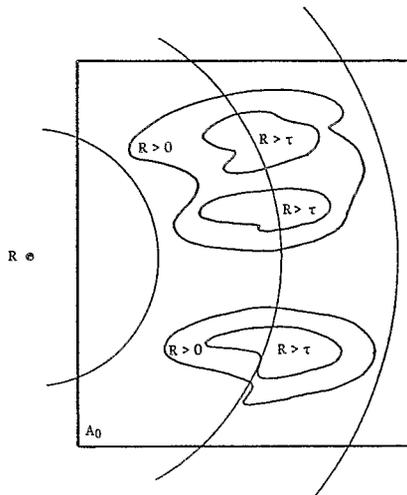
soit :

$$V = S(\tau) [ATI] \quad (6)$$



**Figure 1 :**

Représentation schématique de la fonction densité de probabilité de l'intensité de la pluie.



**Figure 2 :**

Représentation schématique de l'aire fractionnelle.  $R$  représente le radar.  $A_0$  est l'aire d'échantillonnage observée par le radar ou un réseau de pluviographes tel que le degré carré de Niamey.

## VARIATIONS CLIMATIQUES DE $S(\tau)$ ANALYSÉES À PARTIR DE $P(R)$

L'équation (3) montre que  $S(\tau)$  est calculable si l'on connaît  $P(R)$ . La fonction  $P(R)$ , caractéristique d'un site ou d'une zone climatique, est mesurable avec un pluviographe ayant un temps d'intégration faible. Une telle démarche peut être comprise comme une ATI extrapolée au cas d'une aire d'observation très petite (l'aire représentée par le pluviographe) observée pendant un temps très long. C'est l'approche développée par SAUVAGEOT (1994) à partir d'une base de données d'intensité de pluie mesurée avec des disdromètres. Le disdromètre, ou *drop size meter* (JOSS et WALDVOGEL, 1967), mesure la distribution granulométrique des gouttes de pluie à partir de laquelle  $R$  est calculée (voir par exemple SAUVAGEOT, 1992). Le temps d'intégration de la mesure est de 1 minute. La base de données (tableau 1) comprend plus de 100 000 échantillons de 1 min (1 738 heures) saisis sur 7 sites climatiquement différents aux latitudes moyennes et tropicales. La base a été segmentée en 13 échantillons,  $E_1$  à  $E_{13}$ , comprenant chacun plus 3 700 mesures de 1 min. Il a en effet été déterminé empiriquement que la taille minimale nécessaire pour qu'un échantillon conduise à une distribution significative de  $P(R)$  se situe autour de 3 000.

**Tableau 1**  
La base de données

Designation of the sample	Number of 1 min DSD in the sample	Location and date	Particularity
France			
$E_1$	15 923	South-West 1986	} Mainly mid-latitude cyclonic systems
$E_2$	11 340	South-West 1987	
$E_3$	5 861	South-West 1985 + 1988	
$E_4$	8 572	Brittany Oct. 1987 to Feb. 1988	
Africa-Ivory Coast			
$E_5$	3 605	Abidjan 1986	} Equatorial humid (coastal) climate
$E_6$	17 053	Abidjan 1987	
$E_7$	5 100	Abidjan 1988	
Africa-Niger			
$E_8$	6 912	Niamey 1988 + 1989	Soudano-Sahelian climate
Africa-Congo			
$E_9$	7 063	Boyéfé 1988	} Equatorial humid (continental) climate
$E_{10}$	6 321	Boyéfé 1989	
Caribbean			
$E_{11}$	3 272	Guadeloupe 1985 + 86 + 88	Equatorial humid (maritime) climate
French Guyana			
$E_{12}$	9 569	Kourou-long rainy season 1991	} Equatorial humid (coastal) climate
$E_{13}$	3 717	Kourou-Coastal rain 1991	

Pour chacun de ces 13 échantillons, le facteur  $S(\tau)$  a été calculé, les résultats sont indiqués dans le tableau 2 et à la figure 4. Ils sont parfaitement compatibles avec les quelques déterminations directes (i.e. par radar) connues.

La figure 3 montre les distributions obtenues pour les 3 échantillons  $E_4$ ,  $E_8$  et  $E_{13}$  correspondant respectivement à la Bretagne, au Sud Niger (Niamey) et à la pluie associée à la convection côtière observée pendant la saison sèche en Guyane. Pour ces 3 échantillons la moyenne de la distribution est  $\bar{R} = 0,66$ ; 5,14 et 0,24 mm h<sup>-1</sup> respectivement. À l'évidence ces distributions sont log.-normales. On a vérifié par ailleurs que ces distributions ne sont pas modifiées significativement si le pas d'intégration augmente jusqu'à 5 min. Pour objectiver la conclusion relative à la log.-normalité, les coefficients de Fisher  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$ , mesurant respectivement les écarts de symétrie (obliquité) et d'aplatissement, ont été calculés. Ils sont donnés dans le tableau 2 : les dissymétries sont très faibles et les courbes sont légèrement platykurtiques. Les distributions peuvent être représentées par des fonctions log.-normales.

Si l'on pose  $Y = \ln R$  et que l'on désigne par  $m_R (= \bar{R})$  et  $\sigma_R^2$  la moyenne et la variance de la variable initiale, par  $m_y$  et  $\sigma_y^2$  la moyenne et la variance de la variable transformée, la distribution log.-normale s'écrit :

$$P(R, m_y, \sigma_y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} R \sigma_y} \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{\ln R - m_y}{\sigma_y} \right)^2 \right] \quad (7)$$

avec entre les moyennes et les variances de  $R$  et de  $Y$  les relations suivantes :

$$m_y = \ln m_R - \frac{1}{2} \ln \left( 1 + \frac{\sigma_R^2}{m_R^2} \right) = \ln \left( \frac{m_R}{\sqrt{1 + CV_R^2}} \right) \quad (8)$$

$$\sigma_y^2 = \ln \left( 1 + \frac{\sigma_R^2}{m_R^2} \right) = \ln (1 + CV_R^2)$$

où  $CV_R = \sigma_R / m_R = \sqrt{\exp(\sigma_y^2) - 1}$  est le coefficient de variation.

Réciproquement :

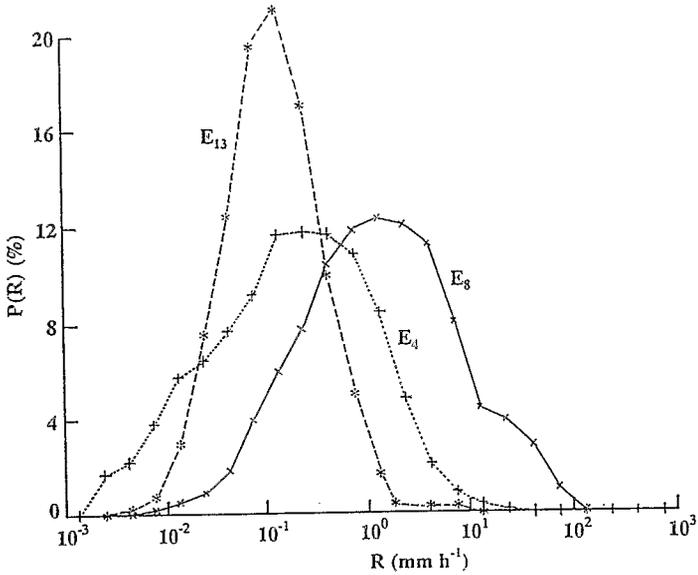
$$m_R = \exp \left( m_y + \frac{\sigma_y^2}{2} \right) \quad \text{et} \quad \sigma_R^2 = \exp(2m_y + \sigma_y^2) (\exp \sigma_y^2 - 1) \quad (9)$$

La connaissance de l'un des 2 couples de paramètres  $m_y$  et  $\sigma_y$  ou  $m_R$  et  $\sigma_R$  détermine  $S(\tau)$  (éq. 3). Il est donc intéressant d'étudier la variabilité de ces 2 paramètres en fonction du type de précipitation et du contexte climatique. Les couples de valeurs  $m_R - \sigma_R^2$  et  $m_y - \sigma_y^2$  pour les différents échantillons sont donnés dans le tableau 2.

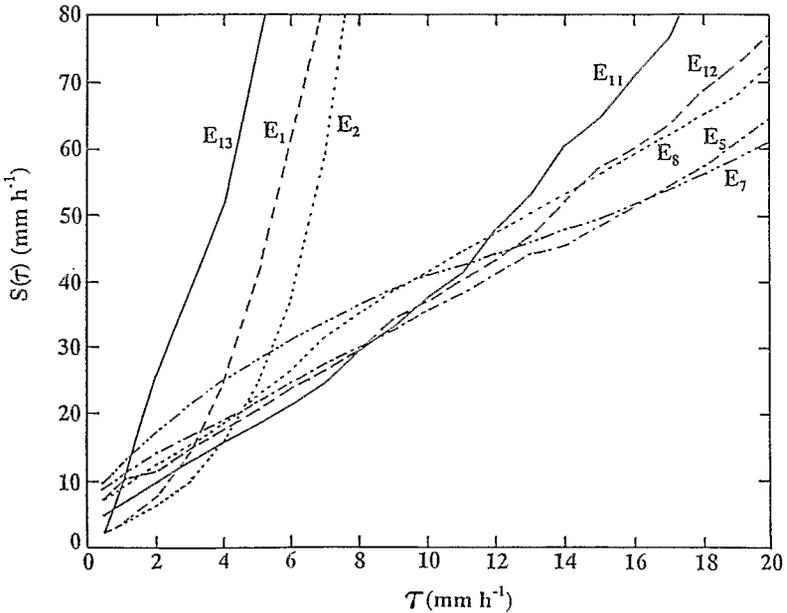
**Tableau 2**

Les paramètres de la distribution log.-normale et la valeur de  $S(\tau)$  pour les 13 échantillons du tableau 1.  $\gamma^1$  et  $\gamma^2$  sont obliquités et l'aplatissement respectivement.  $m_R$ ,  $\sigma_R^2$ ,  $m_Y$  et  $\sigma_Y^2$  sont la moyenne et la variance des variables initiales et transformées respectivement. Les valeurs supérieures à 10 sont arrondies à l'entier le plus proche.

	$\gamma^1$ skewness	$\gamma^2$ kurtosis	$m_R$ (mm h <sup>-1</sup> )	$\sigma_R^2$ (mm h <sup>-1</sup> ) <sup>2</sup>	$m_Y$	$\sigma_Y^2$	$S(\tau)$ for $\tau =$							
							0.5	1	2	4	6	8	10	20
E <sub>1</sub>	-0.18	-0.69	0.63	2.38	-1.43	1.95	2.25	3.68	7.82	25	62	113	155	592
E <sub>2</sub>	-0.32	-0.76	0.95	3.08	-0.79	1.48	2.47	3.72	6.50	16	37	94	255	1791
E <sub>3</sub>	-0.35	-0.64	0.85	2.31	-0.88	1.43	2.16	3.40	6.88	23	59	113	226	249
E <sub>4</sub>	-0.24	-0.50	0.66	3.06	-1.46	2.08	2.17	3.90	9.26	27	54	91	126	472
E <sub>5</sub>	0.04	-0.73	4.81	108	0.70	1.74	8.77	11	14	19	25	30	36	65
E <sub>6</sub>	0.10	-0.51	4.11	90	0.49	1.85	7.25	9.15	13	20	26	32	38	72
E <sub>7</sub>	0.17	-0.60	5.72	179	0.81	1.87	9.95	13	17	25	31	37	41	64
E <sub>8</sub>	-0.06	-0.33	5.14	113	0.81	1.66	7.31	9.13	13	19	27	35	42	73
E <sub>9</sub>	-0.26	-0.49	6.25	202	0.92	1.82	9.26	11	13	20	28	35	43	83
E <sub>10</sub>	0.05	-0.42	4.76	138	0.58	1.96	7.99	10	15	23	30	37	42	69
E <sub>11</sub>	0.14	-0.87	1.77	23	-0.49	2.12	4.96	6.70	9.92	16	22	30	38	118
E <sub>12</sub>	0.07	-0.75	3.83	77	0.43	1.83	7.36	9.09	12	18	24	30	37	78
E <sub>13</sub>	0.14	0.33	0.24	0.31	-2.35	1.85	2.64	8.83	26	52	89	127		
E <sub>I</sub>	0.14	-0.53	4.52	111	0.58	1.86	7.99	10	14	21	27	33	39	69
E <sub>II</sub>	-0.12	-0.42	5.41	152	0.78	1.82	8.20	10	13	20	28	36	42	75



**Figure 3 :**  
 Distribution de la densité de probabilité du taux de pluie  $P(R)$  pour les trois échantillons E4, E8 et E13.



**Figure 4 :**  
 Facteur de proportionnalité  $S$  en fonction de  $\tau$  calculé avec l'équation 3 pour 8 échantillons de la base de données.

Sur la figure 5 sont représentés en coordonnées log-log les couples  $(\sigma_R^2; m_R)$  pour les 13 échantillons. Les points représentatifs sont manifestement alignés. On a calculé, par régression linéaire entre les points, les coefficients de la relation entre  $\sigma_R^2$  et  $m_R$ . On obtient une pente de 2,00332 et un intercept de 0,70994 avec un coefficient de corrélation = 0,99370 donc très serré. Avec un léger arrondi des coefficients, on a :

$$\sigma_R^2 = 5m_R^2 \quad (10)$$

Cette équation montre que  $P(R)$  est une distribution non pas à 2 mais à 1 paramètre.

Si l'on porte (10) dans les expressions de  $m_Y$  et  $\sigma_Y^2$  de l'éq.(8), on obtient :

$$m_Y = \ln(m_R / \sqrt{6}) = 2,3 \log_{10} m_R - 0,896 \quad (11)$$

et 
$$\sigma_Y^2 = 1n6 \cong 1,8 \quad (12)$$

En portant (10) dans (7), on obtient, avec un léger arrondi des valeurs numériques :

$$P(R) = \frac{0,3}{R} \exp \left[ -0,28 (\ln R - 1n m_R + 0,9)^2 \right] \quad (13)$$

En substituant (13) dans (3), on obtient :

$$S(\tau) = \frac{m_R}{0,3} \left\{ \int_{\tau}^{\infty} \frac{1}{R} \left\{ \exp \left[ -0,28 (\ln R - 1n m_R + 0,9)^2 \right] \right\} dR \right\}^{-1} \quad (14)$$

Donc, en conclusion, lorsque, pour un site, ou une zone climatique particulière, la valeur moyenne de l'intensité de la pluie  $R = m_R$  est connue,  $P(R)$  et  $S(\tau)$  peuvent être calculés.

## LA MÉTHODE DES AIRES FRACTIONNELLES DANS LE CAS DE LIGNES DE GRAINS SOUDANO-SAHÉLIENNES

### DONNÉES RADAR

L'application de la méthode des aires fractionnelles aux lignes de grains présente *a priori* une difficulté dans la mesure où ce type de systèmes est composé de deux régions spatialement distinctes et séparées : la ligne de convection intense à l'ouest et, à l'est, une vaste zone stratiforme (figure 6). Le tableau 2 et la relation (14) montrent en effet que les valeurs de  $S(\tau)$  applicables à ces deux régions doivent être différentes. Ce problème a été abordé pour la première fois dans la thèse de RAMOS-BUARQUE (1994), à partir des données radars et pluviographiques collectées au cours du programme Epsat-Niger.

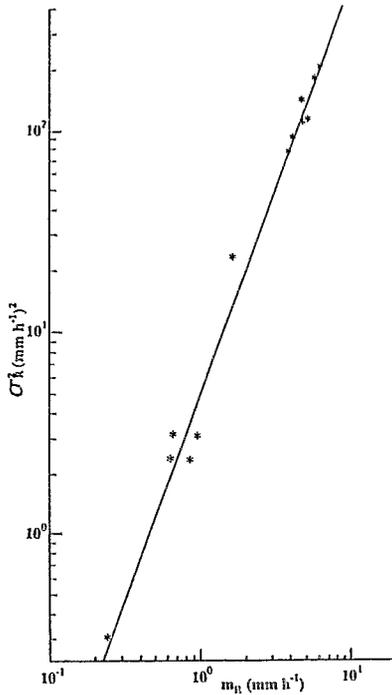


Figure 5 :

$\sigma_R^2$  en fonction de  $m_R^2$  pour les 13 échantillons de la base de données. La ligne droite représente l'équation 10.

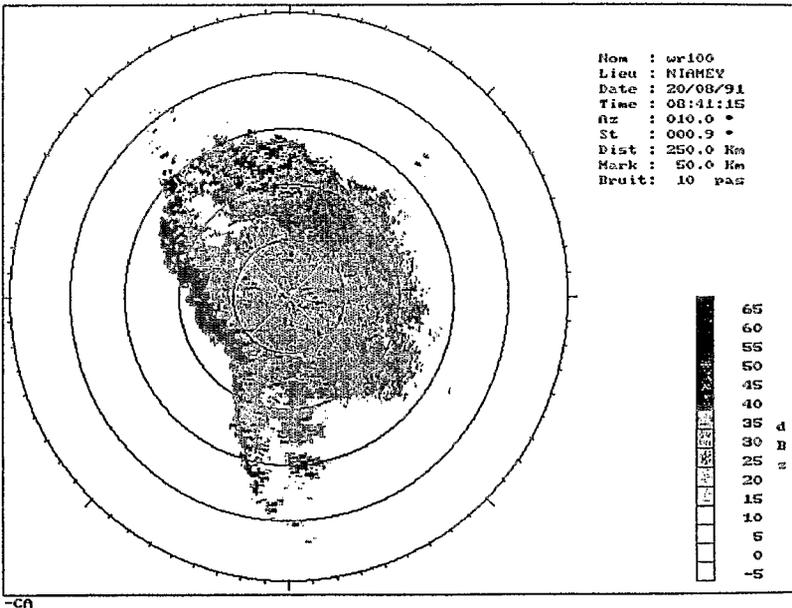


Figure 6 :

Ligne de grain observée le 20 août 1991 avec le radar de Niamey. La quantité représentée est le facteur de réflectivité radar (en dBZ). L'intervalle entre les cercles concentriques est de 50 km (diamètre de l'image 500 km).

Cette étude a permis de montrer que la méthode des aires fractionnelles est applicable à la ligne de convection (LC) et à la région stratiforme (RS) considérées séparément. Toutefois ces deux sous-systèmes sont atypiques. L'évolution des paramètres des régressions en fonction du seuil  $\tau$  met en évidence que les modes propres à chacun de ces deux sous-systèmes sont différents.

Le cas LC présente une dispersion relativement importante des points autour de la droite de régression (figure 7) pour des  $\tau$  faibles, tandis que pour RS la dispersion est plus faible (la variance expliquée pour  $\tau = 1 \text{ mm h}^{-1}$  est de 98 %). Ces résultats suggèrent que le degré de dépendance linéaire de la relation  $\langle R_o \rangle - F(\tau)$  est une fonction du seuil sélectionné car l'augmentation de la valeur de ce seuil accroît le filtrage (et donc la réjection) de la composante aléatoire de  $P(R)$ .

On montre que le principe de superposition des distributions du taux de pluie est valable pour les petits seuils et que l'on s'écarte sensiblement de la linéarité lorsque  $\tau$  devient supérieur à la moyenne des distributions instantanées de  $R$ . En outre, l'hypothèse d'homogénéité de  $P(R)$  semble être plus intuitive que l'hypothèse d'homogénéité du coefficient de proportionnalité.

On constate que le coefficient de proportionnalité  $S(\tau)$  est étroitement lié à la fraction de surface convective observée (par rapport à la surface stratiforme). Ce coefficient a été paramétrisé en fonction de deux variables : le seuil  $\tau$  et le nombre sans dimension  $\psi$ .  $\psi$  est défini par le rapport entre les surfaces convectives et stratiformes. Les résultats sont remarquables. On constate que les pentes climatologiques obtenues pour différentes régions dans le monde évoluent en fonction de  $\tau$  pour  $\psi$  constant. Autrement dit, la pente climatologique aussi bien que la pente relative à chaque instantané dépend uniquement de  $\psi$  pour un seuil  $\tau$  fixé.

### **DONNÉES INFRAROUGES SATELLITAIRES**

L'infrarouge satellitaire permet de visualiser la distribution des températures du sommet des nuages. Une méthode à seuil analogue à la méthode des aires fractionnelles a été utilisée pour tenter de relier empiriquement l'occurrence d'observation des nuages convectifs à sommets froids avec le volume de précipitation déposé au sol par ces nuages (ARKIN, 1989 ; SMITH *et al.*, 1990 ; LAHUEC et PENNARUN, 1993, parmi d'autres). Ces travaux n'ont pas permis jusqu'à présent de démontrer l'efficacité de la méthode. Celle-ci demande sans doute à être précisée et optimisée de façon à en accroître la précision. Les points à approfondir touchent notamment au choix des seuils de température à considérer et à la distinction entre nuages convectifs et nuages stratiformes.

Parce qu'elle comporte des observations radar, des observations de réseau pluviographique et des observations satellitaires (IR Météosat), la base de données collectées pendant le programme Epsat-Niger se prête bien à l'étude de

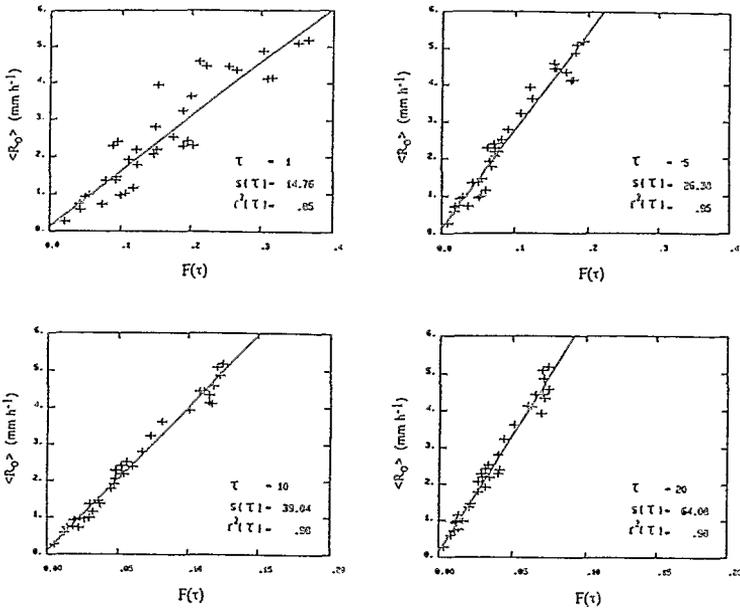


Figure 7a :

Régression entre  $\langle R \rangle$  et  $F(\tau)$  à partir des données du radar de Niamey pour la ligne de convection (LC) des lignes de grain.  $\tau$  est le seuil considéré (en mm h<sup>-1</sup>). La droite est le résultat de la régression d'ajustement à l'équation 4.  $S(\tau)$  est la pente,  $r(\tau)$  est le coefficient de corrélation.

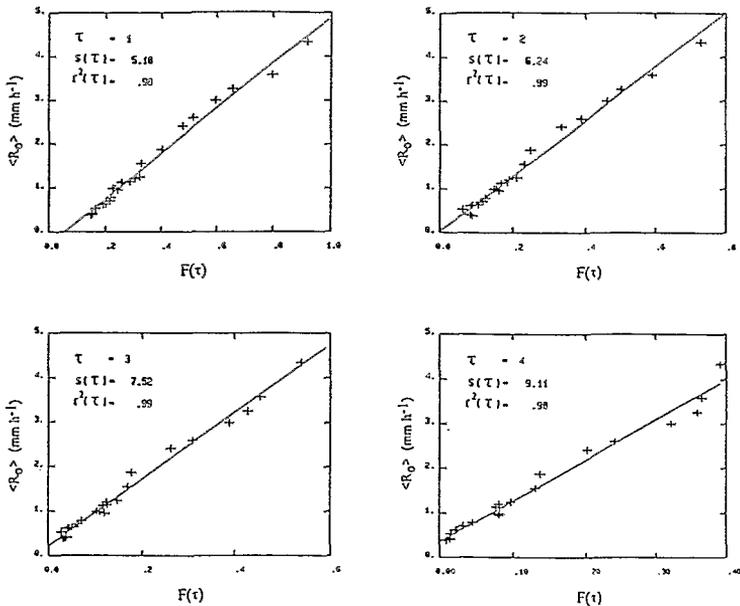


Figure 7b :

Comme 7a pour la région stratiforme de la ligne de grain.

ce problème. Celle-ci fait l'objet de travaux coopératifs entre le Laboratoire d'Aérodologie et l'Orstom (antenne du Centre de Météorologie Spatiale de Lannion). Ce programme n'a pas encore conduit à des conclusions définitives. Il a cependant permis pour la première fois de superposer des champs de réflectivité radar avec des champs IR. Le but de l'opération est de définir dans le champ infrarouge la *signature* des zones où se trouvent localisées les cellules de convection intense, très pluviogènes, par rapport aux régions stratiformes.

### APPLICATION À UN BASSIN VERSANT

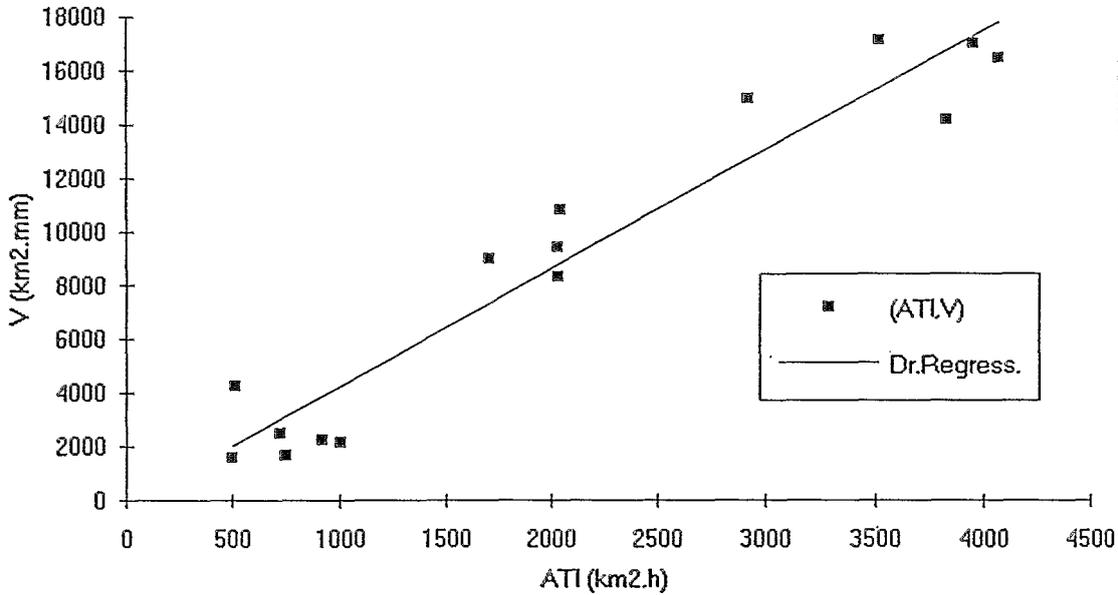
La méthode des aires fractionnelles se prête aussi à l'estimation de la pluie sur un bassin versant, notamment pour la prévision des crues. Un programme coopératif visant à démontrer ce point de vue a été engagé par la Diren (Direction Régionale de l'ENVironnement) Midi-Pyrénées, le Laboratoire d'Aérodologie de l'Université Paul Sabatier et l'Institut de Mécanique des Fluides de Toulouse (BOURREL *et al.*, 1994). Il utilise le radar météorologique de Météo France à Toulouse numérisé par une chaîne Sanaga (SAUVAGEOT et DESPAUX, 1990) pour le suivi du bassin supérieur de la Garonne (en amont de Toulouse).

Dans ce type d'application, l'aire  $A_0$  observée par le radar épouse exactement les contours du bassin versant. La difficulté rencontrée est la suivante : les bassins versants sont souvent définis par des reliefs significatifs (c'est le cas du bassin supérieur de la Garonne). Pour éviter les échos de sols et les masques, on est contraint d'opérer avec des angles de sites importants (à Toulouse jusqu'à  $2,2^\circ$ ). Dans ces conditions, dans les climats froids des latitudes moyennes, le faisceau radar franchit le niveau de fusion des précipitations à courte distance du radar et se propage dans la neige. On est contraint pour surmonter cette difficulté d'utiliser une procédure de correction de la variation verticale du profil de réflectivité, ce qui complique notablement la mise en œuvre de la méthode.

La méthode est applicable aux cas de petits bassins versants à condition d'intégrer dans le temps, c'est-à-dire de considérer l'échantillon résultant de la somme de plusieurs observations indépendantes du champ de précipitation (approche ATI).

La figure 8 est un exemple de résultats obtenus sur une fraction du bassin versant de la Garonne. Ces résultats sont encourageants mais demandent à être approfondis.

## PLUIE DU 10-11 juin 1992



**Figure 8 :**

Régression entre la pluie volumique et l'ATI pour un sous-bassin de la Garonne en amont de Toulouse à partir des données radar de Météo France de Toulouse enregistrées avec la chaîne Sanaga. Le seuil  $\tau$  est  $1,39 \text{ mm h}^{-1}$ , la pente  $S(\tau)$  vaut  $4,29 \text{ mm h}^{-1}$ , le coefficient de corrélation est  $0,93$ .

## CONCLUSION

À partir d'une base de données sur l'intensité de précipitation  $R$  collectées dans divers sites aux latitudes moyennes et tropicales, la fonction densité de probabilité  $P(R)$  a été établie pour un ensemble d'échantillons d'intérêt climatique. Cet ensemble inclut des échantillons de pluie à caractère stratiforme. Les courbes représentatives du facteur de proportionnalité entre le taux de pluie moyen et l'aire fractionnelle pour un seuil  $\tau$ , soit  $S(\tau)$ , ont été calculées à partir de ces fonctions. Elles montrent que le terme le plus influent est l'intensité moyenne de pluie  $m_R$ . Du côté des faibles valeurs  $S(\tau)$  pour les divers échantillons est ordonné comme les valeurs de  $m_R$ . C'est l'inverse du côté des fortes valeurs de  $S(\tau)$ , ce qui implique que les diverses courbes se coupent. La variance de  $S(\tau)$  augmente avec  $\tau$ .

L'étude des paramètres de forme de  $P(R)$  confirme qu'elle peut être représentée par une distribution log.-normale. On a montré que (pour l'ensemble d'échantillons considérés) les 2 paramètres de la distribution, la moyenne  $m_R$  et la variance  $\sigma_R^2$  sont liés par la relation :

$$\sigma_R^2 = 5m_R^2$$

avec un coefficient de corrélation de 0,99.

Cette relation implique que la variance de  $\ln R$ , soit  $\sigma_Y^2$  est constante et voisine de 1,8 et que  $P(R)$  est une distribution à un seul paramètre. En utilisant cette relation,  $S(\tau)$  a été calculé pour les valeurs de  $m_R$  des divers échantillons. Les résultats sont en bon accord avec les valeurs expérimentales. L'étude des variations de  $S(\tau)$  pour un ensemble de valeurs de  $m_R$  suggère que la valeur de la mieux adaptée pour l'estimation de  $\langle R \rangle$  par la méthode des aires fractionnelles est  $\tau \cong m_R$ .

À partir d'un ensemble d'observations collectées dans le cadre de l'expérience Epsat-Niger, on a montré que la méthode des aires fractionnelles est applicable aux lignes de grains soudano-sahéliennes. Les coefficients de proportionnalité ont des valeurs différentes pour la ligne de convection et pour la région stratiforme. Si l'on considère des structures mixtes, la valeur du coefficient de proportionnalité est étroitement liée à la proportion entre pluies convectives et pluies stratiformes dans l'aire d'observation.

Des travaux ont été engagés pour préciser les relations des champs de pluie vus par le radar et des champs de température infrarouge dans la zone tropicale.

Enfin la méthode d'estimation des pluies par aires intégrales a été appliquée au bassin supérieur de la Garonne avec des résultats positifs.

On peut conclure que globalement la méthode discutée dans ce papier est très efficace pour l'exploitation des données radar lorsque la mesure du volume de pluie ou de l'intensité moyenne sur une aire suffit pour l'application envisagée. Les conditions de sa mise en œuvre pour le traitement des données infrarouge satellitaire doivent être précisées avant qu'une conclusion sur l'efficacité puisse être proposée.

## BIBLIOGRAPHIE

- ARKIN P.A., 1989. The relationship between fractional coverage of high cloud and rainfall accumulations during Gate over the B-scale array. *Mon. Wea. Rev.*, 197, 1382-1387.
- ATLAS D., ROSENFELD D., SHORT D.A., 1990. The estimation of convective rainfall by area integrals, 1, the theoretical and empirical basis. *J. Geophys. Res.*, 95, D3, 2153-2160.
- BRAUD I., CROCHET P., CREUTIN J.D., 1993. A method for estimating mean areal rainfall using moving trend functions of the intensities. *J. Appl. Meteor.*, 32, 193-202.
- BOURREL L., SAUVAGEOT H., VIDAL J.J., DARTUS D., DUPOUYET J.P., 1993. Mesures de pluie par une méthode radar d'aires fractionnelles. Acte des Journées Hydrologiques Franco-Roumaines, 10 p.
- BOURREL L., SAUVAGEOT H., VIDAL J.J., DARTUS D., DUPOUYET J.P., 1994. Radar measurement of precipitation in the cold mountainous areas : case of the Garonne catchment basin. *Hydrological Sci. J.*, 38 (sous presse).
- CHIU L.S., 1988. Estimating areal rainfall from rain area. *Tropical Rainfall Measurements*, J.S. Theon and N. Fugono, Eds., A. Deepak, 361-367.
- DONEAUD A.A., NISCOV S.I., PRIEGNITZ D.L. SMITH P.L., 1984. The area-time integral as an indicator for convective rain volumes. *J. Appl. Meteor.*, 23, 555-561.
- JOSS J., WALDVOGEL A., 1967. Ein Spectrograph für Niederschlagstropfen mit automatischer Auswertung. *Pure Appl. Geophys.*, 68, 240-246.
- LAHUEC J.P., PENNARUN J., 1993. Convergence intertropicale ; l'intensité de la convection de septembre à novembre 1993. *Veille Clim. Sat.*, 47, 8-24.
- LEBEL T., SAUVAGEOT H., HOEPPFNER M., DESBOIS M., GUILLOT B., HUBERT P., 1992. Rainfall estimation in the Sahel : the Epsat-Niger experiment. *Hydrological Sci. J.*, 37, 201-215.

- LOPEZ R.E., ATLAS D., ROSENFELD D., THOMAS J.L., BLANCHARD D.O., HOLLE R.E., 1989. Estimation of areal rainfall using the radar echo area time integral. *J. Appl. Meteor.*, 28, 1162-1174.
- RAMOS-BUARQUE S., 1994. Estimation de l'intensité de la pluie par radar dans les lignes de grain soudano-sahéliennes par intégrales spatio-temporelles. Thèse de l'Université Paul Sabatier (Toulouse III) n°1782, 126 p.
- ROSENFELD D., ATLAS D., SHORT D.A., 1990. The estimation of convective rainfall by area integrals, 2, the height-area rainfall threshold (Hart) method. *J. Geophys. Res.*, 95, D3, 2161-2176.
- SAUVAGEOT H., DESPAUX G., 1990. Sanaga, un système d'acquisition numérique et de visualisation des données radar pour la validation des estimations satellitaires de précipitations. *Veille Clim. Sat.*, 30, 51-55.
- SAUVAGEOT H., 1992. Radar Meteorology, Artech House, 366 p.
- SAUVAGEOT H., 1994. The probability density function of rain rate and the estimation of rainfall by area integrals. *J. Appl. Meteor.*, 33, 8 p. (à paraître dans n° de septembre).
- SMITH P.L., JOHNSON L.R., VONDER HAAR T.H., REINKE D., 1990. Radar and satellite area-time-integral techniques for estimating convective precipitation. Prep. Conf. on Operational Precipit. Estim. and Prediction. Anaheim, 32-35. Amer. Meteor. Soc., Boston.