



# Ministère de l'Aménagement du Territoire et de l'Environnement

Lettre de commande n° 48/2000

## Coefficient d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne adaptés aux petits bassins versants

*Rapport de synthèse*

**Eric Gaume**

**Mohamed Mouhou**

**Valérie Thauvin**

**Février 2001**

Cereve  
ENPC  
6 - 8, av. Blaise Pascal  
Cité Descartes  
Champs sur Marne  
77 455 Marne La Vallée  
Cedex 2

Tél. : 01 64 15 36 34  
Fax : 01 64 15 37 64  
[gaume@cereve.enpc.fr](mailto:gaume@cereve.enpc.fr)

*Nous tenons à remercier la Ville de Marseille et plus particulièrement messieurs Deshons et Veyrier pour la mise à disposition des données pluviographiques analysées dans cette étude.*

## SOMMAIRE

<b>1</b>	<b>INTRODUCTION</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>LES DONNEES PLUVIOMETRIQUES :</b>	<b>5</b>
2.1	Le réseau pluviométrique de la ville de Marseille	5
2.2	Critique des données	6
2.2.1	Critique des données de la période 1996-1999	7
2.2.2	Homogénéité statistique des mesures	9
<b>3</b>	<b>PRINCIPE DE CALCUL DES COEFFICIENTS D'ABATTEMENT PROBABILISTES</b>	<b>11</b>
3.1	Bases théoriques	11
3.1.1	Définition du coefficient d'abattement probabiliste	11
3.1.2	Simplifications dans le cas de distributions d'intensités exponentielles	11
3.2	Principe de calcul des lames d'eau moyennes	13
3.3	Vérification du caractère exponentiel des IDF et de l'égalité des coefficients de variation	14
3.3.1	Caractère exponentiel des distributions	14
3.3.2	Les coefficients de variation des distributions d'intensité	20
3.3.3	Conclusions	22
<b>4</b>	<b>ESTIMATION DES COEFFICIENTS D'ABATTEMENT PROBABILISTE A PARTIR DES DONNEES DE LA VILLE DE MARSEILLE</b>	<b>23</b>
4.1.1	Conclusion	25
	<b>ANALYSE DES IMAGES RADAR DE QUELQUES EVENEMENTS CONVECTIFS A TITRE DE COMPARAISON</b>	<b>26</b>
4.2	Méthodologie	26
4.2.1	Choix des données	26
4.2.2	Méthode d'exploitation	27
4.3	Estimation de coefficients d'abattement	28
<b>5</b>	<b>CONCLUSION</b>	<b>34</b>
<b>6</b>	<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b>	<b>35</b>

## 1 INTRODUCTION

Les bassins versants dont la surface est comprise entre quelques dizaines et quelques centaines de kilomètres carrés sont caractérisés par des temps de réponse courts, qui nécessitent de les étudier à des pas de temps faibles (typiquement de 5 mn à 1h, voire 2h). Or l'utilisation accrue des réseaux denses de pluviographes montre que la répartition spatiale des précipitations est d'autant plus hétérogène que le pas de temps considéré est court. Dans ces conditions, utiliser une intensité ponctuelle à la place de l'intensité moyenne précipitée sur le bassin versant conduit à surestimer les volumes ruisselés. Un des moyens de tenir compte de l'hétérogénéité des précipitations est d'utiliser un coefficient d'abattement, facteur permettant l'estimation d'une intensité moyenne sur une surface – souvent appelée aussi lame d'eau moyenne dans la suite de ce rapport - à partir d'une intensité de pluie ponctuelle. Parmi les définitions possibles, le coefficient d'abattement probabiliste (rapport du quantile des intensités moyennes maximales sur une superficie donnée au quantile des intensités maximales ponctuelles de même période de retour) est le plus robuste.

La mise en place de réseaux denses de mesures de pluie par les collectivités territoriales depuis environ 30 ans permet de disposer de jeux de données adéquats pour l'étude de l'abattement en milieu urbain. **Deux études ont été menées en région parisienne : Bergaoui et Desbordes, 1986 (réseau expérimental de Rungis) et Roux, 1996 (réseau du département de Seine Saint Denis).** Les résultats obtenus montrent que :

- le coefficient d'abattement probabiliste défini pour des applications en hydrologie urbaine (pas de temps de 5 mn à 4h, surfaces inférieures ou égales à 100 km<sup>2</sup>) dépend peu de la période de retour
- il peut être exprimé en fonction de la surface du bassin versant et du pas de temps pour des pas de temps de 5 à 60 mn

Soulignons toutefois que les résultats de Roux (1996) ont été obtenus sous deux hypothèses :

- 1) les intensités ponctuelles maximum et les lames d'eau maximum sur une surface suivent une loi exponentielle
- 2) les intensités ponctuelles maximum et les lames d'eau maximum sur une surface sont invariantes de second ordre, quels que soient le pas de temps et la surface (égalité des coefficients de variations).

**Les résultats de ces deux études ne sont pas directement transposables à la région méditerranéenne, qui présente un régime pluviométrique différent de celui de la région parisienne.**

La présente étude a pour objectifs de définir les relations entre les distributions des précipitations d'intensités ponctuelles et les distributions de lames d'eau, pour des petits bassins versants, à partir des données d'un réseau dense de pluviographes implanté en milieu méditerranéen.

Afin de pouvoir comparer les résultats obtenus avec ceux des études menées en région parisienne, les mêmes techniques d'analyse de données seront utilisées.

## 2 LES DONNEES PLUVIOMETRIQUES :

### 2.1 Le réseau pluviométrique de la ville de Marseille

Les données de la ville de Marseille constituent certainement le jeu le plus riche disponible en région méditerranéenne en France. C'est pourquoi il a été choisi pour réaliser la présente étude. Le réseau pluviométrique de la ville de Marseille a été implanté en 1985. Il comporte actuellement 25 pluviographes qui couvrent une superficie de 23 000 hectares, avec une densité moyenne d'un poste pour 9.2 km<sup>2</sup>. La densité est plus importante au sein du centre historique de la ville de Marseille.

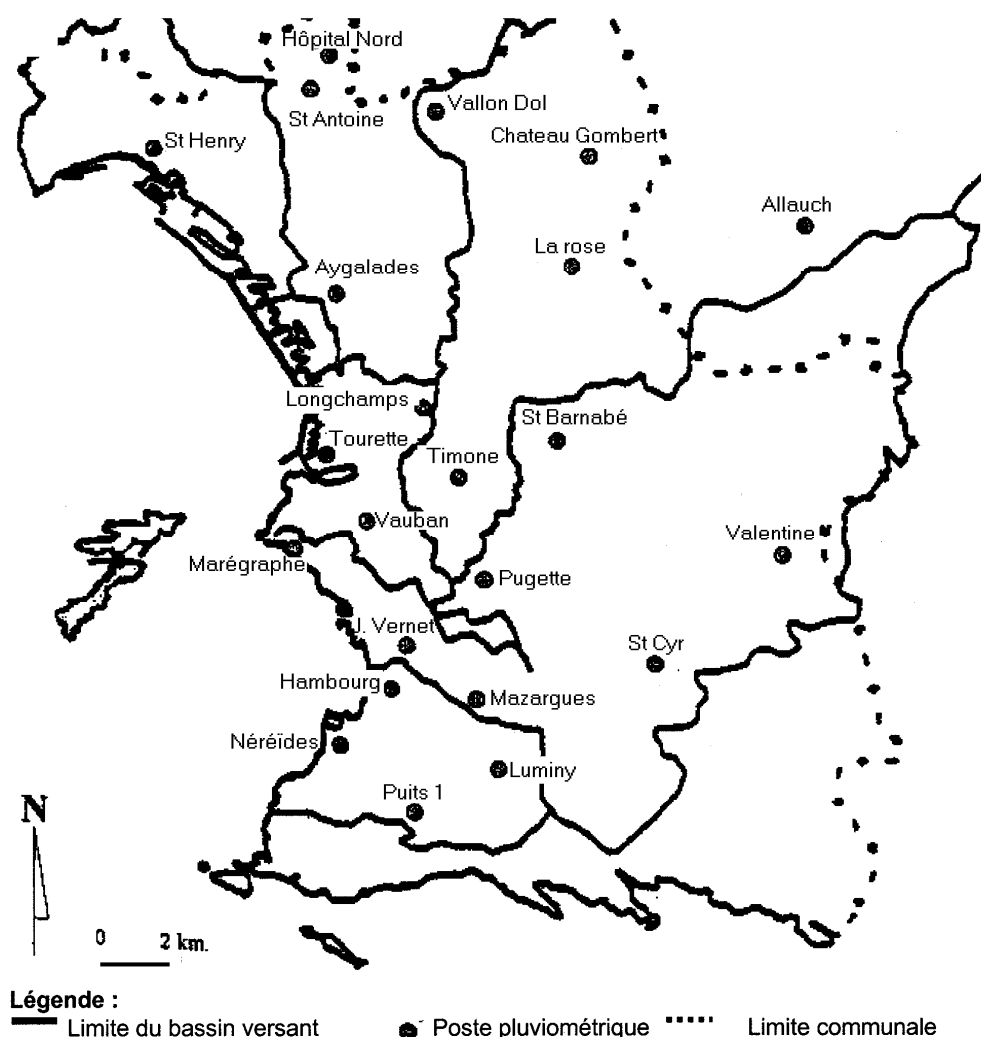


Figure 1 : localisation des postes pluviographiques de la ville de Marseille<sup>1</sup>

La liste des postes pluviographiques de la ville de Marseille est donnée dans le tableau qui suit.

<sup>1</sup> D'après Missoum S., 1996, Analyse statistique des précipitations à une échelle fine d'espace, exemple de la ville de marseille. DEA de l'Université de Provence Aix-Marseille, 48p + annexes.

*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

<b>Nom de bassin versant</b>	<b>Sites d'implantation</b>	<b>N° de poste</b>	<b>Altitudes</b>	<b>Date d'installation</b>
Bassin LITORAL NORD	SAINT-HENRY	400	41	01/05/88
Bassin des AYGALADES	SEPTEMES	407	236	01/10/88
	HOPITAL NORD	34	176	01/10/85
	SAINT ANTOINE	61	115	01/03/89
	AYGALADES	36	20	01/10/85
Bassin du JARRET	ALLAUCH	40	190	01/08/89
	VALLON DOL	401	270	01/09/87
	CHÂTEAU GOMBERT	33	245	01/09/87
	LA ROSE	32	119	01/12/85
	SAINT BARNABE	30	135	01/02/89
	TIMONE	31	60	01/02/88
Bassin de l'HUVEAUNE	VALENTINE	38	72	01/09/88
	SAINT CYR	41	156	01/08/89
	PUGETTE	55	17	01/09/87
	MAZARGUES	405	40	01/05/88
	HAMBOURG	505	9	01/09/88
	LUMINY	406	180	01/09/88
Bassin UNITAIRE	TOURETTE	43	8	01/03/87
	LONGCHAMP	42	78	01/11/85
	VAUBAN	35	96	01/12/88
	MAREGRAPHE	70	13	01/07/89
	JOSEPH VERNET	37	7	10/08/89
Bassin LITORAL SUD	NEREIDES	220	6	01/09/87
	PUITS 1	54	104	01/07/85
Bassin de FRIOUL	FRIOUL	39	7	01/06/89

*Tableau 1: Répartition des pluviographes par bassin versant.*

Les séries de données pluviométriques recueillies auprès de la ville de Marseille sont constituées des intensités au pas de temps 6 minutes, enregistrées durant 9 ans : période 1991-1999.

## **2.2 Critique des données**

Afin de pouvoir utiliser la série de données pour l'estimation de coefficients d'abattement il est nécessaire d'une part de détecter les dysfonctionnements des postes pluviographiques et d'éliminer les périodes de panne des séries étudiées, et d'autre part de s'assurer que les séries mesurées aux différents postes sont homogènes d'un point de vue statistique.

Les pannes les plus fréquentes sont des pannes électroniques ou électriques ou liées à un défaut de captation ou à un bouchage partiel des appareils de mesure. Elles conduisent donc à une non détection ou une sous-estimation des cumuls de pluie. Dans de plus rares cas, il peut s'agir d'enregistrements parasites : arrosage à proximité du poste de mesure, vandalisme...

Les pannes modifient souvent assez peu les valeurs d'intensité moyenne ou de cumul des événements pluvieux les plus intenses. Cependant leur prise en compte est nécessaire pour évaluer la durée effective d'enregistrement sur les différents postes et donc les périodes de retour empiriques des événements pluvieux mesurés. Les lames d'eau moyennes sur des surfaces seront estimées dans la suite de l'étude par la moyenne des intensités mesurées en trois postes. L'élimination des périodes de panne est dans ce cas indispensable afin d'éviter d'agréger des intensités mesurées à des valeurs nulles ou faibles pour cause de pannes ce qui conduirait immanquablement à surestimer l'abattement spatial des pluies. Les données de la période 1991-1995 avaient été critiquées par les services de la ville de Marseille et les périodes de pannes éliminées. En revanche nous ne disposons que de données brutes pour la période 1996-1999 qu'il a fallu critiquer.

Par ailleurs, le calcul d'un coefficient d'abattement probabiliste n'a de sens que si le champ de pluie auquel on s'intéresse est homogène et isotrope : les lois de probabilités de l'intensité moyenne maximale des pluies sur différentes durées doivent être indépendantes de la localisation des postes pluviographiques dans l'espace et en particulier de leur altitude ou de leur distance par rapport à la mer. L'homogénéité des mesures des postes pluviographiques de la ville de Marseille avait été testée lors d'études précédentes (Chougui, 1999, Missoum, 1996). Nous rappelons ici les principaux résultats de ces études.

### *2.2.1 Critique des données de la période 1996-1999*

La méthode utilisée consiste à comparer la pluie journalière d'un poste avec la pluie journalière des postes voisins. Cette procédure permet de détecter les pannes (valeur nulle en un site alors que les postes alentour affichent une valeur positive), les bouchages partiels ou défauts de captation (valeur très sensiblement inférieure à celle des postes alentour) et les enregistrements « parasites » (valeur positive alors que les postes alentour affichent une valeur nulle). Ne peuvent être éliminés que les enregistrements pour lesquels le même écart par rapport aux postes voisins est observé sur plusieurs journées ou plusieurs événements successifs. Une petite routine d'inter comparaison des séries de pluies journalières a été développée pour extraire les dates des pannes probables. Chacun de ces événements a fait ensuite l'objet d'un examen particulier : comparaison visuelle des hyétogrammes de pluie mesurés en différents postes voisins.

Les deux figures suivantes illustrent les cas les plus fréquents de pannes identifiées<sup>2</sup>. Dans le cas de la figure 2, on constate que le poste de Vallon Dol (401) ne mesure pas de pluies pendant plusieurs journées successives alors que les postes voisins (34 et 35) mesurent plusieurs événements pluvieux. Un événement convectif a très bien pu échappé à un poste. En revanche, il est fort peu probable que le même poste soit épargné pour trois événements successifs. Par ailleurs, les cumuls observés aux postes 34 et 35 pour ces trois événements sont voisins, laissant penser à une faible hétérogénéité spatiale des pluies. Il est donc très probable que le poste 401 soit en panne durant cette période.

---

<sup>2</sup> Notons qu'il n'y a jamais certitude mais suspicion de panne. L'élimination de données suspectées de panne conserve donc un caractère subjectif.

*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

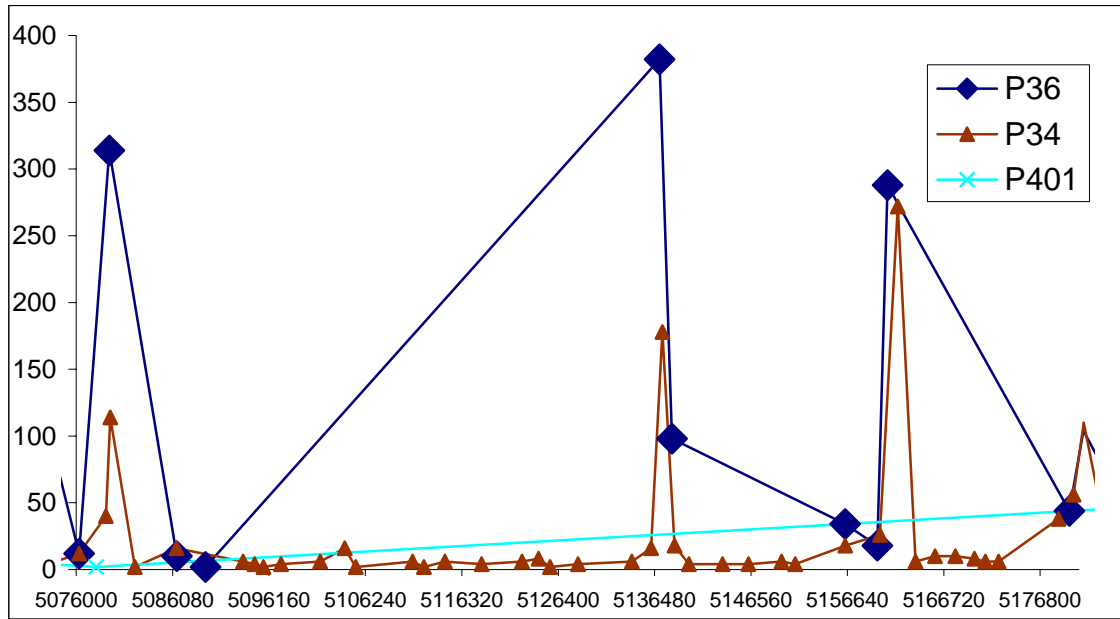


Figure 2 : Exemple de période de non-fonctionnement de poste 401 (dates en minutes juliennes et cumuls en  $10^{\text{ème}}$  de millimètres)

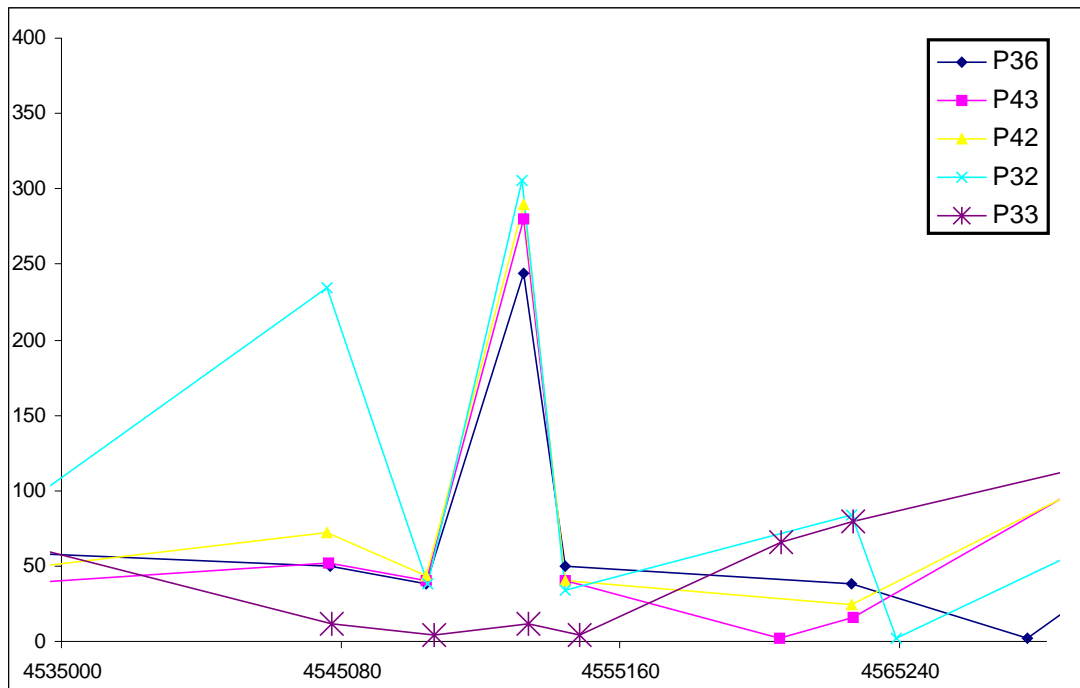


Figure 3 : Exemple de période de sous estimation du poste 33 (dates en minutes juliennes et cumuls en  $10^{\text{ème}}$  de millimètres)

Dans le cas de la figure 3, le poste de château Gombert (33) enregistre pendant plusieurs journées successives des cumuls de pluie nettement inférieurs à ceux de postes voisins. On remarque de plus que les intensités mesurées aux autres postes sont très proches, laissant supposer que les événements pluvieux sont spatialement homogènes. Le poste de Château



Gombert est situé à proximité d'une cuve qui peut faire écran selon l'orientation des vents dominants et expliquer des défauts de captation du pluviographe.

Sur la période 1991-1995, le taux de pannes détectées par les services techniques de la ville de Marseille avait été de 5.2 % en moyenne. Le nombre de jour de panne par poste et par mois était disponible pour l'année 1996. Il a été vérifié que notre méthode de validation conduisait à des résultats sensiblement équivalents. Le taux de panne sur l'ensemble de la période 1991-1999 est de l'ordre de 5%, ce qui correspond à une durée effective moyenne d'enregistrement de 8,5 années pour les séries pluviographiques disponibles (cf. tableau suivant).

<b>Station</b>	<b>Nombre effectif d'années d'observation</b>
ALLAUCH(40)	8.5
AYGALADES(36)	8.8
CHATEAU GOMBERT(33)	8.8
HAMBOURG(505)	8.6
HOPITAL NORD(34)	8.9
LA ROSE(32)	6.7
LONGCHAMP(42)	9
LUMINY(406)	8.7
MAREGRAPHE(602)	8
MAZARGUE(405)	6.3
NEREIDES(220)	8.3
PUGETTE(55)	8.8
PUITS1(54)	7.8
SAINT BARNABE(30)	8.9
SAINT CYR(41)	8.7
SAINT HENRY(400)	6.7
TIMONE(31)	8.9
TOURETE(43)	8.7
VALENTINE(38)	8.9
VAUBAN(35)	8.7
VERNET(37)	8.9

*Tableau 2 : nombre effectif d'années d'observation par poste.*

### *2.2.2 Homogénéité statistique des mesures*

Les altitudes des pluviographes s'étagent entre 6 mètres et 245 mètres. Les différences d'altitudes peuvent influencer les distributions statistiques d'intensités de pluie : l'effet orographique a été mis en évidence au dessus de reliefs inférieurs à 500 mètres (Alpert et Safir, 1991). De même, les postes pluviographiques se situent entre quelques centaines de mètres et plus de 20 kilomètres de distance de la mer.

La comparaison des distributions d'intensités moyennes maximales mesurées sur des pas de temps allant de 6 à 120 minutes aux différents postes du réseau de la ville de Marseille (Chougui, 1999), ne révèle pas d'hétérogénéité notable de la pluviométrie entre les postes. L'homogénéité des distributions d'intensités des trois postes choisis comme référence (Timone, Hambourg et Tourette) ne peut être rejetée avec un niveau de confiance de 95% par application du test non paramétrique du  $\Pi_2$ .

## *Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

Les résultats du test du  $\Pi_2$  conduisent à rejeter l'homogénéité des distributions d'intensités moyennes maximales sur 6, 12 et 60 minutes des postes de Septième et de Hambourg avec un niveau de confiance de 95%. De même les distributions d'intensités moyennes maximales sur 6 minutes des postes Timone et de Hambourg apparaissent comme non homogènes, ainsi que les intensités moyennes maximales sur 60 minutes des postes de Château Gombert, de Vauban et de Hambourg.

L'application du test non paramétrique de Kolmogorov de comparaison de distributions de probabilité conduit à ne rejeter que l'homogénéité des distributions des intensités moyennes maximales sur 60 minutes des postes de Vauban et Hambourg.

Les tests non paramétriques sont certes peu puissants. Autant qu'il nous est possible d'en juger, les distributions d'intensités moyennes maximales (courbes IdF) sont homogènes sur le secteur couvert par les pluviographes à Marseille : le pourcentage de rejet de l'hypothèse d'homogénéité correspond au niveau de confiance retenu pour le test. La série des données pluviographiques de Marseille apparaît donc particulièrement bien adaptée à une étude des coefficients d'abattement.

### **3 PRINCIPE DE CALCUL DES COEFFICIENTS D'ABATTEMENT PROBABILISTES**

#### **3.1 Bases théoriques**

##### *3.1.1 Définition du coefficient d'abattement probabiliste*

De nombreuses définitions différentes de coefficients d'abattement existent. Il est possible de calculer des coefficients d'abattement pour des événements pluvieux particuliers généralement épicentrés : calculés en prenant comme référence ponctuelle l'épicentre de la pluie. La lame d'eau moyenne peut être calculée sur une surface centrée sur l'épicentre ou correspondre à la lame d'eau moyenne maximale de l'événement ...

Nous avons choisi ici d'estimer un coefficient d'abattement probabiliste car il s'agit du coefficient qui, parmi l'ensemble des définitions possibles, est le plus pratique à utiliser et le plus robuste (Roux, 1996). Il s'agit, dans un secteur où les distributions d'intensité de pluie sont homogènes, du rapport entre les lames d'eau moyennes maximales de même période de retour estimées pour deux surfaces différentes, ou du rapport entre une lame d'eau maximale moyenne sur une surface et l'intensité maximale ponctuelle de même période de retour.

Concrètement il s'agit de délimiter des surfaces pour lesquelles pour chaque pas de temps sera calculée une lame d'eau moyenne. Cette lame d'eau sera calculée en effectuant la moyenne des intensités mesurées en trois postes pluviographiques considérés comme étant représentatifs de la pluie tombant sur cette surface. A partir de cette série de lames d'eau au pas de temps de 6 minutes, peut être reconstruite la courbe intensité-durée fréquence. La lame d'eau moyenne sur une durée donnée et de période de retour donnée peut être alors comparée à l'intensité ponctuelle sur une même durée et de même période de retour ou à une lame d'eau estimée pour une autre surface.

**Le coefficient d'abattement probabiliste dépend donc en théorie des surfaces, de la durée sur laquelle est calculée l'intensité moyenne maximale des événements pluvieux et de la période de retour.**

##### *3.1.2 Simplifications dans le cas de distributions d'intensités exponentielles*

On observe souvent que les distributions d'intensités moyennes maximales (courbes IDF) ont une tendance exponentielle : au delà d'une certaine période de retour ces distributions sont exponentielles. La fonction de répartition de la loi exponentielle a pour expression :

$$Pr ob(X \leq x) = 1 - \exp\left(-\frac{(x - x_0)}{g}\right)$$

avec  $x_0$  la valeur minimale prise par la variable aléatoire considérée (intensité correspondant à la période de retour à partir de laquelle on considère que la distribution des intensités est exponentielle) et  $g$  le paramètre de forme, souvent appelé **gradex**.

La moyenne : et l'écart type  $\Phi$  de la variable X sont reliés aux paramètres  $x_0$  et  $g$  :

$$\begin{aligned} \mu &:= x_0 + g \\ \sigma &= g \end{aligned}$$

d'où :

$$CV = \frac{\sigma}{\mu} = \frac{g}{g + x_0}$$

Si l'on note T la période de retour en années de l'intensité  $x$  et  $\lambda$  le nombre moyen annuel de dépassements du seuil  $x_0$  alors :

$$Prob(X \leq x) = 1 - \frac{1}{\lambda T}$$

d'où :

$$\lambda T = \exp\left(\frac{(x - x_0)}{g}\right)$$

$$x(T) = x_0 + g \ln(\lambda T)$$

ou encore :

$$x(T) = : [(1-CV) + CV \ln(\lambda T)]$$

L'expérience montre que si le seuil  $x_0$  est choisi en fonction de sa période de retour  $1/\lambda$  alors les coefficients de variation des distributions d'intensités ponctuelles et des lames d'eau sont très proches. Si toutes les distributions étudiées ont le même coefficient de variation, ce que nous allons vérifier, le rapport des quantiles (valeur de la variable  $x$  de période de retour donnée), coefficient d'abattement que nous cherchons à estimer, est alors indépendant de la période de retour. Il correspond simplement au rapport des moyennes des distributions :

$$Coeff_{abat.}(T) = \frac{x_1(T)}{x_2(T)} = \frac{\mu_1[(1 - CV_1) + CV_1 \ln(\lambda_1 T)]}{\mu_2[(1 - CV_2) + CV_2 \ln(\lambda_2 T)]}$$

si  $\lambda_1 = \lambda_2$  et  $CV_1 = CV_2$  :

$$Coeff_{abat.} = \frac{\mu_1}{\mu_2}$$

On peut aussi vérifier qu'une modification du seuil  $x_0$  ou plutôt de la période de retour à partir de laquelle on considère les intensités  $1/\lambda$  ne modifie pas l'écart type de la distribution d'intensités mais la moyenne des distributions. Le coefficient de variation dépend donc du seuil choisi. Le rapport des coefficients de variations de deux distributions évoluera lui aussi en fonction du seuil et n'a aucun raison de rester proche de 1. Le coefficient d'abattement est toujours indépendant de la période de retour – il est indépendant du seuil  $x_0$  retenu – mais ne peut plus être identifié au rapport des moyennes des distributions.

Pour que l'hypothèse d'indépendance du coefficient d'abattement des pluies d'avec la période de retour soit valable et qu'il puisse être calculer simplement, il nous faudra vérifier i) que les distributions d'intensités moyennes maximales sur le pas de temps  $t$  et les distributions de lames d'eau sont exponentielles et que ii) le coefficient de variation des différentes distributions que l'on souhaite comparer sont à peu près équivalents.

Par ailleurs, tout comme les moyennes des distributions évoluent avec le seuil, le rapport des moyennes correspondant au coefficient d'abattement que nous calculerons évolue aussi avec le seuil. **Un coefficient d'abattement probabiliste ne peut être estimé à partir de rapports de moyennes de distributions d'intensités de pluie que si il a été préalablement vérifié que pour le seuil de définition choisi, les coefficients de variation des distributions que l'on compare sont égaux.**

### **3.2 Principe de calcul des lames d'eau moyennes**

Tout comme dans l'étude qui nous sert de référence (Roux, 1996), la lame d'eau sur une surface est calculée en faisant la moyenne arithmétique des mesures en trois postes pluviographiques représentatifs de cette surface. Chaque triplet de postes est choisi de manière à constituer approximativement un triangle équilatéral. La représentativité de chacun des postes par rapport à la surface peut alors être considéré comme identique aux autres. Les triangles sont constitués de sorte que :

- le plus grand côté du triangle n'excède pas 1.5 fois le plus petit côté ;
- les surfaces des triangles ne doivent pas être trop grandes pour respecter la représentativité de la moyenne arithmétique.

La surface d'un triangle constitué de postes, la distance moyenne inter postes étant  $D$ , est estimée par :  $\frac{\sqrt{3}}{4} D^2$

La surface représentée par un triplet de postes est estimée de la manière suivante. Le triangle délimité par les trois postes correspond à 3 sixièmes de poste car chaque poste se répartit entre 6 triangles équilatéraux de même surface. La moyenne des trois postes correspond à 3 postes. La surface représentée par la moyenne des trois postes est donc six fois plus importante que la surface du triangle, soit  $S = \frac{3\sqrt{3}}{2} D^2$ .

En respectant les contraintes indiquées plus haut, on aboutit à la constitution de 11 triplets représentatifs de surfaces allant de 9 à 101 km<sup>2</sup>.

Triplet	poste1	poste2	poste3	Surface(km <sup>2</sup> )	durée d'années
1	36	32	31	70	6.5
2	36	33	30	69	8.67
3	36	33	34	80	8.7
4	36	602	30	69	8
5	36	400	34	33	6
6	602	35	43	9	7.67
7	220	405	54	20	4.67
8	55	406	41	31	8.4
9	55	31	35	13	8.5
10	38	405	42	101	6.25
11	35	55	37	9	8.5

*Tableau 3 : liste des triplets de postes constitués.*

La durée effective d'enregistrement en années correspond à la durée cumulée des périodes pendant lesquelles les trois postes sont simultanément en fonctionnement.

Par la suite, afin de limiter l'effet de la fluctuation d'échantillonnage, les triplets de surfaces proches seront regroupés.

groupe	Triplet	poste1	poste2	Poste3	Surface(km <sup>2</sup> )
1	11	35	55	37	9
	6	602	35	43	
2	9	55	31	35	16,5
	7	220	405	54	
3	5	36	400	34	32
	8	55	406	41	
4	1	36	32	31	69,3
	2	36	33	30	
5	4	36	602	30	74,5
	3	36	33	34	
6	10	38	405	42	101

*Tableau 4 : liste des groupes des triplets constitués.*

### **3.3 Vérification du caractère exponentiel des IDF et de l'égalité des coefficients de variation**

#### *3.3.1 Caractère exponentiel des distributions*

La comparaison des distributions empiriques et des distributions théoriques et de leurs intervalles de confiances (cf. figures suivantes) et les tests non paramétriques de comparaison de distributions tels que celui du  $\Pi_2$  vont dans le même sens. Quel que soit le pas de temps considéré, pour un seuil correspondant à une période de retour de 6 mois, l'hypothèse de distribution exponentielle des intensités moyennes maximales des pluies n'est pas rejetée : le nombre de cas de postes ou pas de temps pour lesquels cette hypothèse est rejetée correspond

approximativement au niveau de confiance retenu. Pour un niveau de confiance de 90%, l'hypothèse est rejetée dans environ 10% des cas. L'effectif restreint des séries d'intensités utilisées (17 valeurs en moyenne, les séries ayant une durée effective moyenne de 8,5 années), explique la largeur des intervalles de confiance et la faible sensibilité des tests statistiques. En revanche, pour un seuil correspondant à une période de retour d'une semaine, l'hypothèse de distribution exponentielle des distributions d'intensités moyennes maximales est quasi systématiquement rejetée quels que soient le poste ou le triplet ou le pas de temps. On peut noter que les valeurs les plus fortes se situent presque toujours au dessus de la droite théorique, ce qui laisse supposer que les courbes **Idf** en région méditerranéenne sont convexes sur papier exponentiel ou de Gumbel. Cette remarque est cohérente avec d'autres analyses de courbes Idf de la région méditerranéenne comme celle du poste de Nîmes Courbessac (Gaume,2000). L'analyse régionale conduit en effet à attribuer à l'intensité moyenne maximale mesurée à Nîmes le 3 octobre 1988 une période de retour d'environ 200 ans : des valeurs de cumul comparables ont été observées sur 10 postes pluviométriques sur 50 dans la région Cévennes-Vivarais (CNRS, 1995), pour des séries de 20 ans en moyenne.

**Ajustement de lois de probabilité, pluies maximales en 6 heures  
poste de Nîmes Courbessac période 1946-1988**

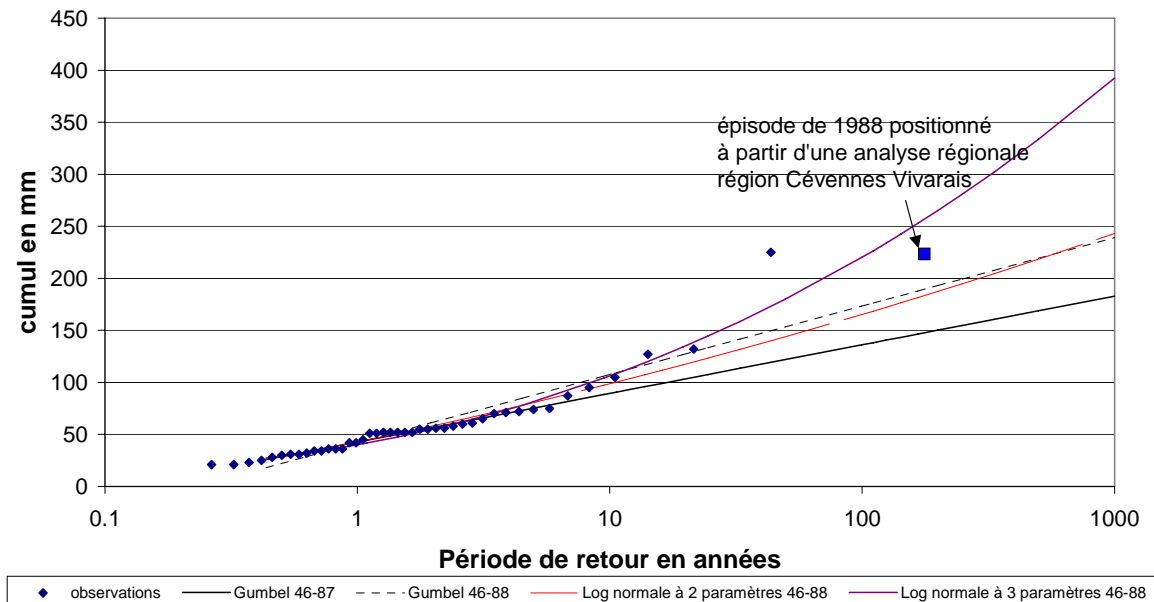


Figure 4 : distribution des intensités moyennes maximales en 6 heures, poste de Nîmes Courbessac.

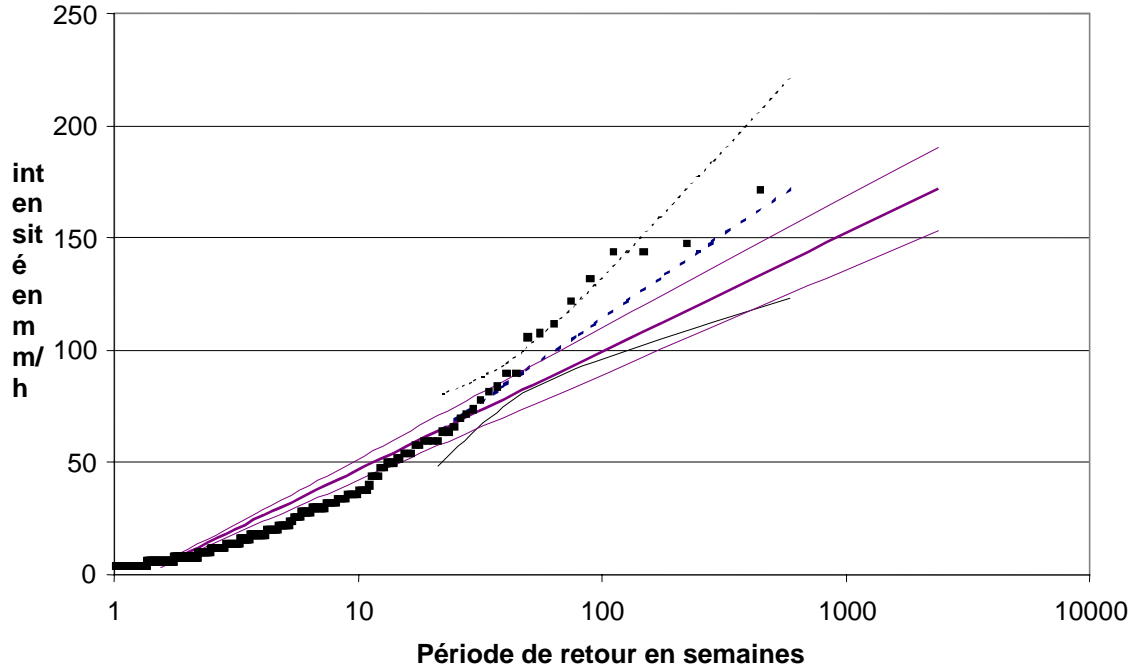


Figure 5 : distribution des intensités moyennes maximales sur 6 minutes du poste 36. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).

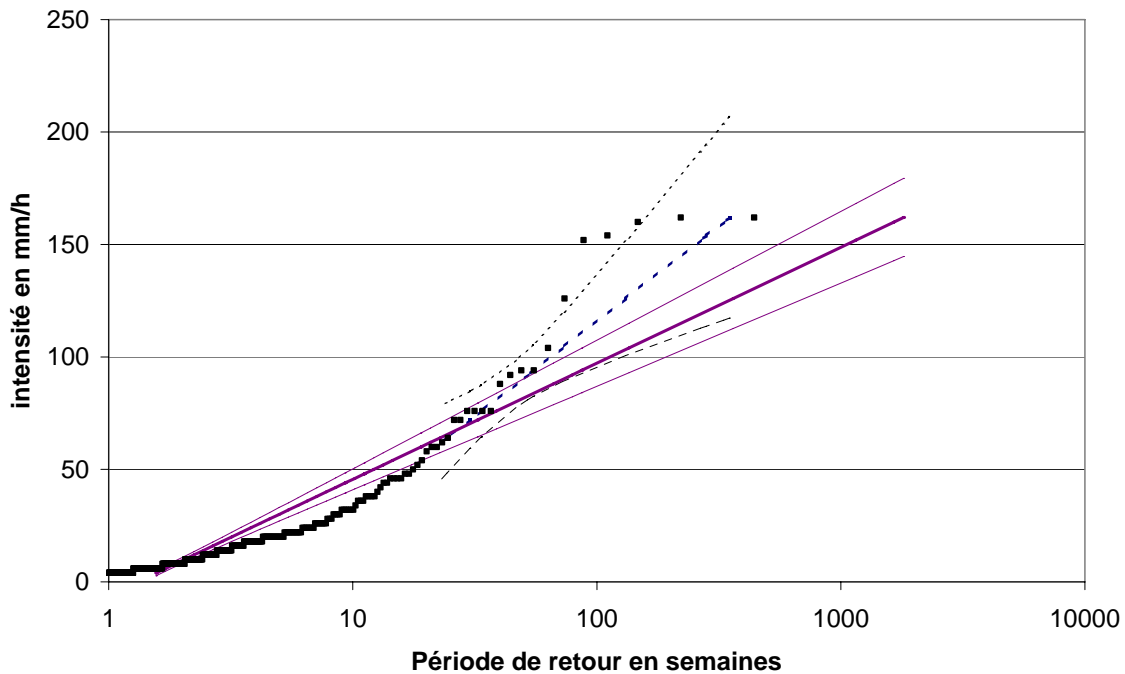


Figure 6 : distribution des intensités moyennes maximales sur 6 minutes du poste 406. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).



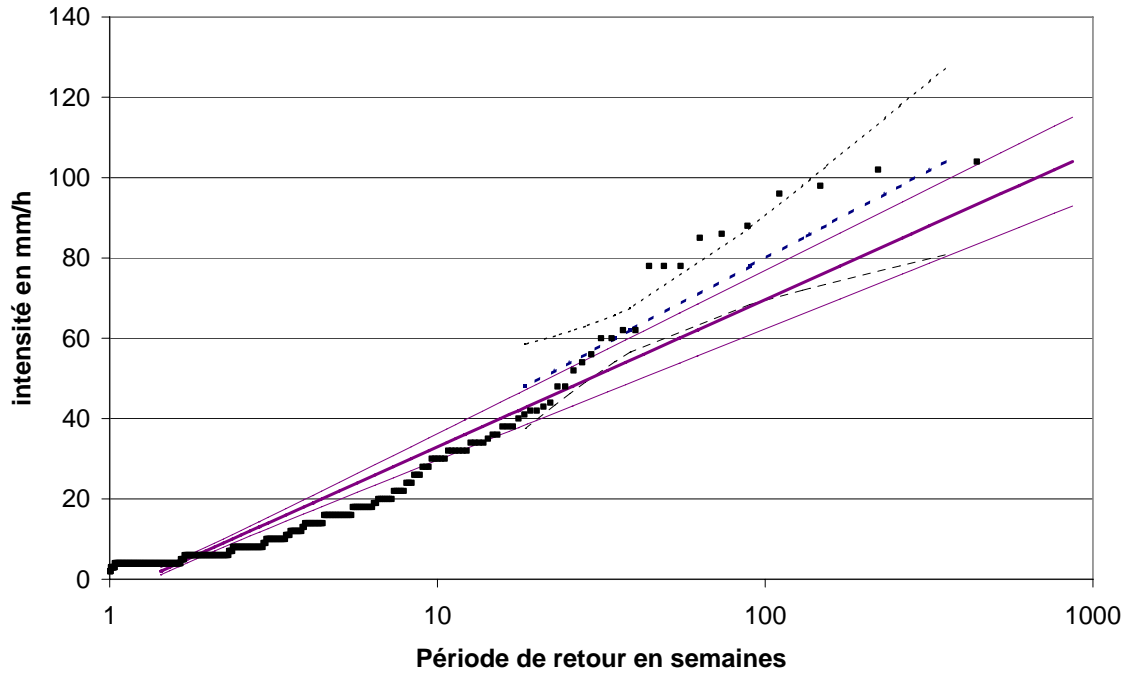


Figure 7 : distribution des intensités moyennes maximales sur 6 minutes du poste 32. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).

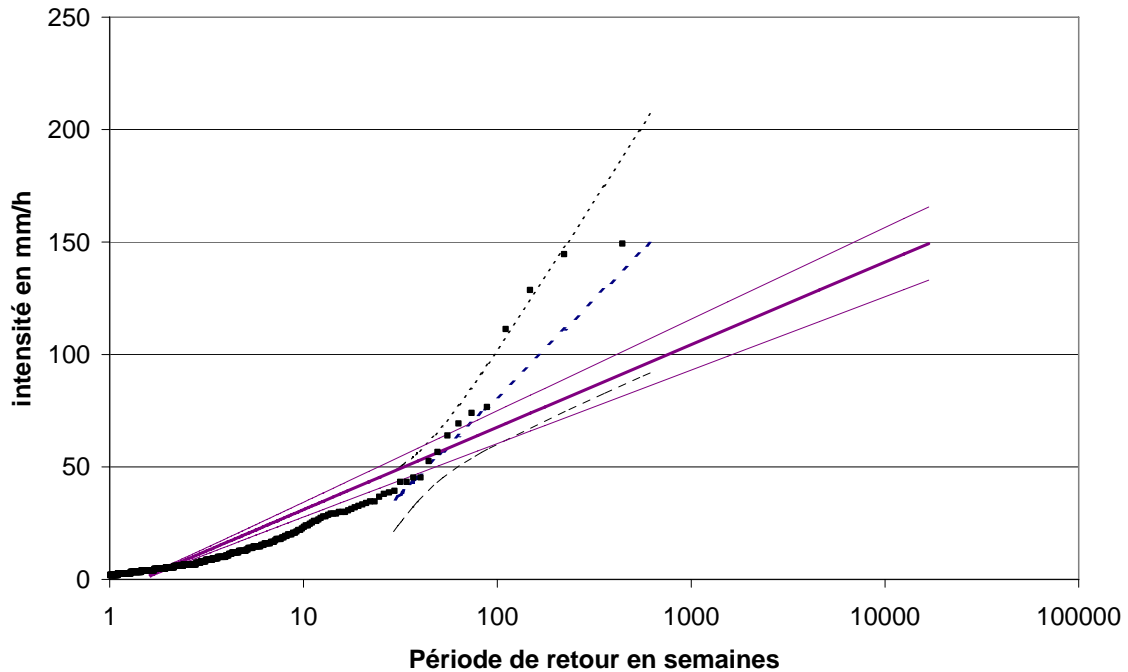


Figure 8 : distribution des intensités moyennes maximales sur 6 minutes du triplet 6. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).

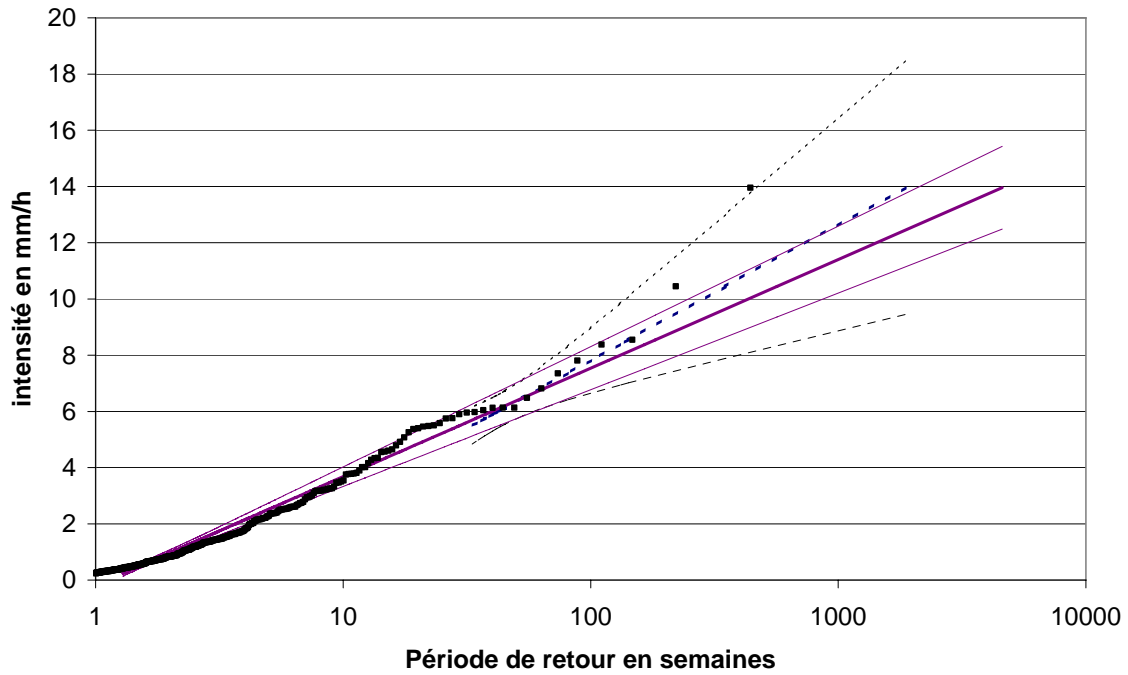


Figure 9 : distribution des intensités moyennes maximales sur 6 heures du triplet 2. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).

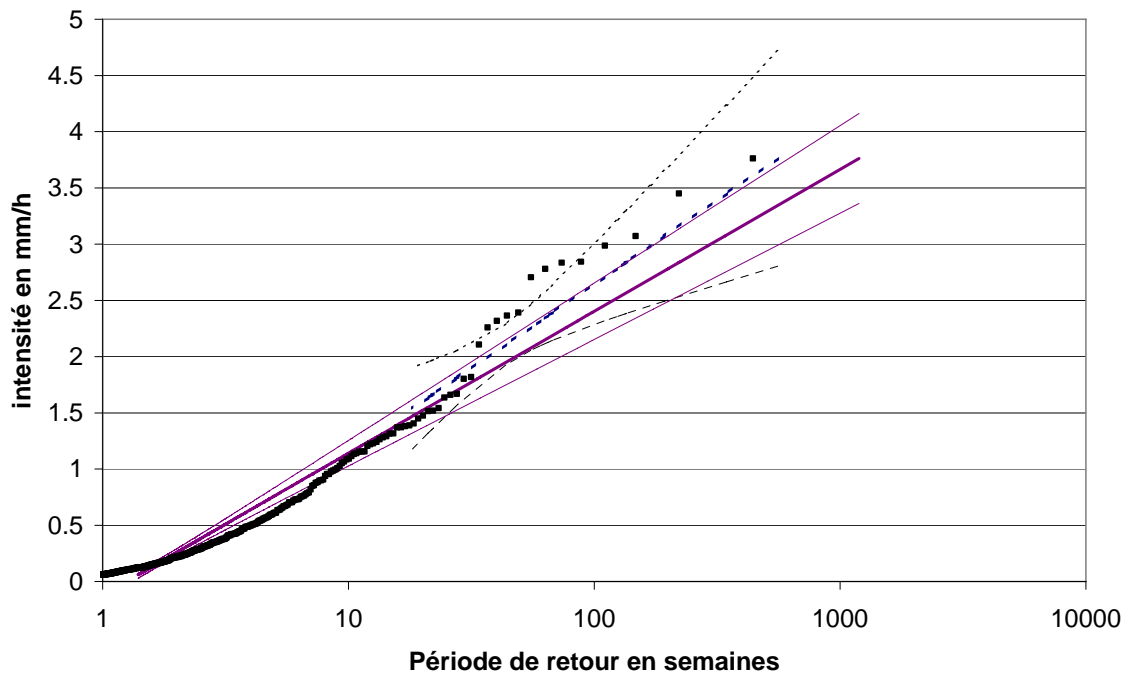


Figure 10 : distribution des intensités moyennes maximales sur 24 heures du triplet 3. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).

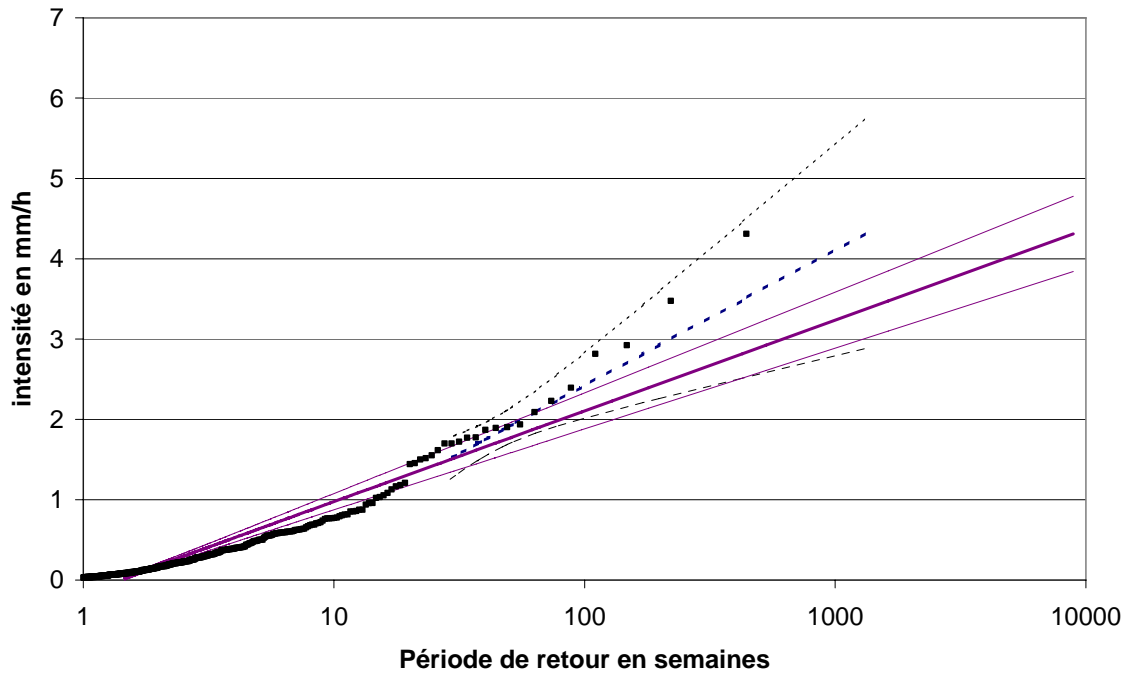


Figure 11 : distribution des intensités moyennes maximales sur 24 heures du triplet 10. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).

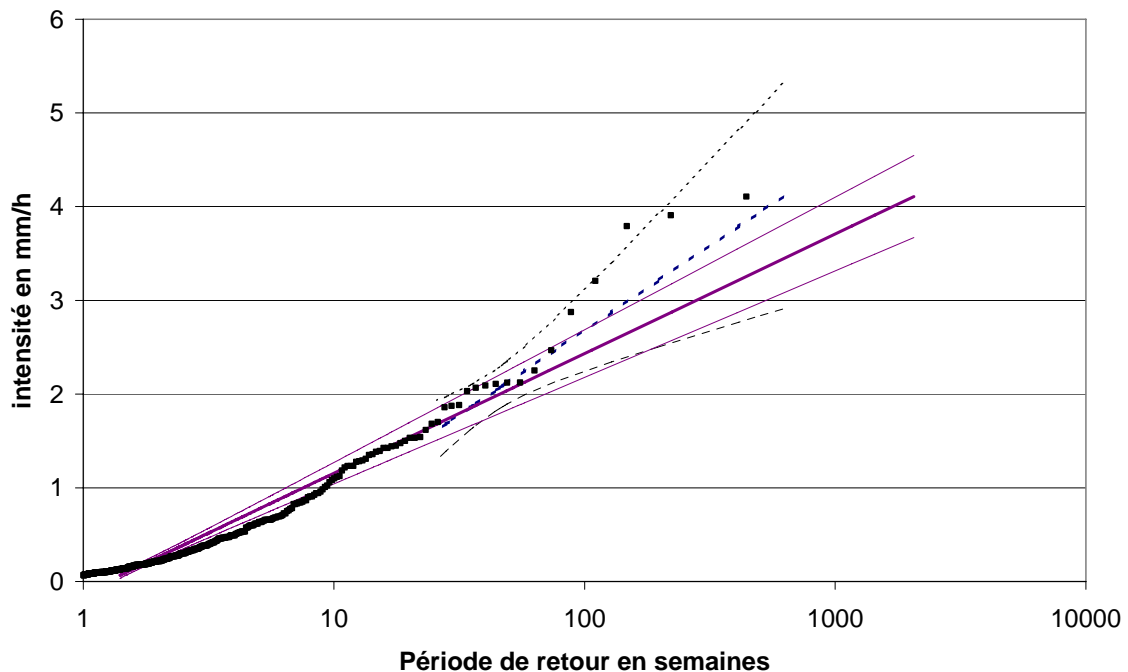


Figure 12 : distribution des intensités moyennes maximales sur 24 heures du poste 33. Distribution empirique (points), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 6 mois et intervalle de confiance à 90% (pointillés), distribution exponentielle ajustée sur les valeurs de période de retour supérieure à 1 mois et intervalle de confiance à 90% (traits pleins).

Si l'hypothèse d'une distribution exponentielle n'est pas valide, il est fort probable que le coefficient d'abattement dépende de la période de retour, ce qui complique d'autant son expression. Nous calculerons donc, s'il s'avère que les coefficients de variation des distributions d'intensité sont indépendants de la surface, le coefficient d'abattement comme le rapport des moyennes des distributions d'intensités ponctuelles et moyennes sur des surfaces pour un seuil correspondant à une période de retour de 6 mois. Le choix de ce seuil élevé présente un inconvénient majeur : la valeur du coefficient d'abattement calculée risque d'être très sensible à la fluctuation d'échantillonnage.

### 3.3.2 Les coefficients de variation des distributions d'intensité

Compte tenu des effectifs limités des séries considérées, la moyenne, la variance et donc le coefficient de variation sont très sensibles aux effets de la fluctuation d'échantillonnage. Quelques essais numériques montrent que la distribution des coefficients de variation estimés à partir de valeurs aléatoires issues d'une loi exponentielle dépend essentiellement du coefficient de variation de la loi dans laquelle les valeurs sont tirées et bien entendu du nombre de valeurs tirées. Une distribution type obtenue dans le cas d'une loi exponentielle de coefficient de variation de 0.38 et de 17 valeurs tirées est illustrée dans la figure suivante.

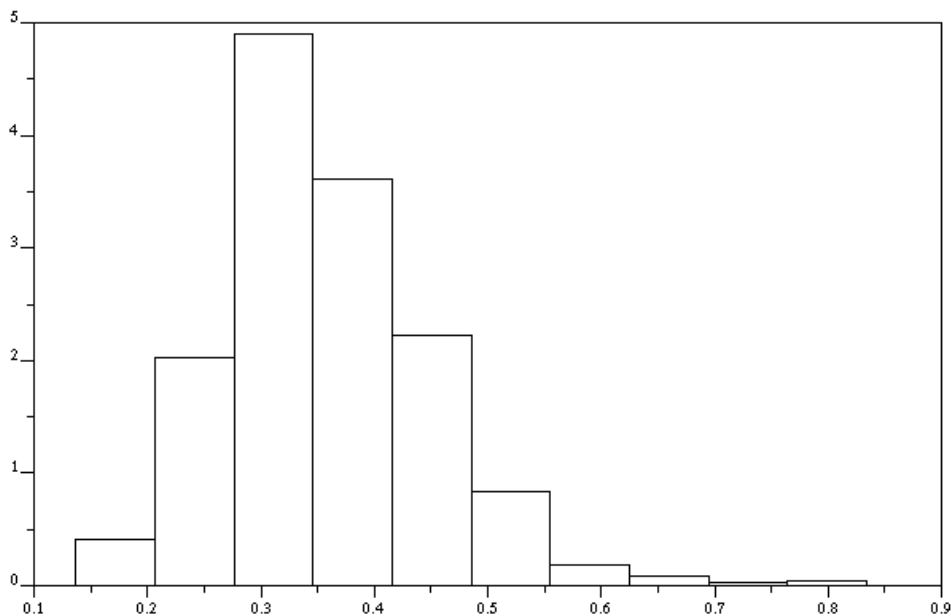


Figure 13 : distribution des coefficients de variation de distributions exponentielles : 1000 tirages de 17 valeurs, coefficient de variation réel 0.38.

Les coefficients de variation des intensités moyennes maximales obtenus pour différents pas de temps aux différents postes du réseau (cf. tableau suivant) correspondent assez bien à la distribution théorique de la figure précédente. Si l'on suppose les postes homogènes, l'écart type des distributions de coefficients de variation pour chaque pas de temps apparaît cependant comme légèrement supérieur à l'écart type théorique : de l'ordre de 0.1 pour une

*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

loi exponentielle de coefficient de variation de 0.38, contre 0.14 à 0.2 dans le cas des valeurs calculées.

Ce peut être du au caractère non exponentiel des distributions d'intensités moyennes maximales. On remarque que quelques valeurs élevées (postes 406 et 220), très improbables si l'on se fie au graphique précédent, contribuent à accroître la valeur de l'écart type. Ce peut-être aussi du, et nous y reviendrons, à la difficulté d'estimer les durées effectives d'enregistrement sur chacun des postes. En effet, les valeurs d'intensité qui nous intéressent correspondent essentiellement à des orages d'été ou d'automne. Une panne en été ou à l'automne ne devrait donc pas avoir le même poids qu'une panne hivernale : six mois de pannes en été ne devraient en toute rigueur pas correspondre à six mois de panne, mais à une année perdue. Il est cependant délicat d'attribuer des poids différents aux périodes de l'année, sauf si l'on travaille par saisons, choix qui n'a pas été fait pour l'étude des données de la région parisienne.

N°deposte\Δt(mn)	6	12	24	30	60	120	6 h	24 h
ALLAUCH(40)	0.26	0.27	0.28	0.29	0.26	0.25	0.28	0.30
AYGALADES(36)	0.34	0.38	0.3	0.29	0.29	0.27	0.65	0.49
CHATEAU GOMBERT(33)	0.29	0.33	0.36	0.34	0.29	0.25	0.31	0.32
HAMBOURG(505)	0.32	0.34	0.32	0.3	0.28	0.27	0.29	0.26
HOPITAL NORD(34)	0.39	0.45	0.41	0.4	0.46	0.42	0.34	0.26
LA ROSE(32)	0.25	0.25	0.26	0.29	0.35	0.35	0.26	0.30
LONGCHAMP(42)	0.33	0.33	0.27	0.31	0.33	0.3	0.33	0.31
LUMINY(406)	0.64	0.77	0.88	0.82	0.67	0.56	0.38	0.38
MAREGRAPHE(602)	0.32	0.33	0.31	0.32	0.3	0.27	0.34	0.30
MAZARGUE(405)	0.52	0.46	0.49	0.53	0.46	0.42	0.56	0.49
NEREIDES(220)	0.82	0.93	1.01	1.08	1.32	1.36		
PUGETTE(55)	0.29	0.34	0.36	0.35	0.39	0.3		
PUITS1(54)	0.39	0.38	0.44	0.44	0.43	0.39		
SAINT BARNABE(30)	0.2	0.23	0.25	0.26	0.24	0.2		
SAINT CYR(41)	0.28	0.3	0.33	0.3	0.29	0.23		
SAINT HENRY(400)	0.46	0.57	0.66	0.68	0.85	0.79		
TIMONE(31)	0.27	0.3	0.34	0.34	0.34	0.26		
TOURETE(43)	0.39	0.38	0.31	0.29	0.24	0.25		
VALENTINE(38)	0.36	0.45	0.46	0.44	0.4	0.35		
VAUBAN(35)	0.39	0.34	0.3	0.3	0.36	0.32		
VERNET(37)	0.35	0.37	0.38	0.4	0.4	0.32		
<b>MOYENNE</b>	<b>0,37</b>	<b>0,40</b>	<b>0,42</b>	<b>0,42</b>	<b>0,43</b>	<b>0,39</b>	<b>0,38</b>	<b>0,34</b>
<b>Ecart type</b>	<b>0.14</b>	<b>0.17</b>	<b>0.2</b>	<b>0.2</b>	<b>0.25</b>	<b>0.26</b>	<b>0.13</b>	<b>0.09</b>

*Tableau 5 : coefficient de variation des distributions d'intensités aux différents postes pluviométriques, seuil de 6 mois.*

Pas de temps	Groupe 1	Groupe 2	Groupe 3	Groupe 4	Groupe 5	Groupe 6
6	0.44	0.41	0.47	0.46	0.48	0.34
12	0.46	0.43	0.5	0.46	0.52	0.35
24	0.42	0.45	0.46	0.36	0.4	0.32
30	0.42	0.5	0.44	0.34	0.37	0.3
60	0.39	0.67	0.45	0.26	0.32	0.26
120	0.33	0.66	0.41	0.24	0.29	0.2
6 h	0.38	0.54	0.43	0.28	0.35	0.27
24 h	0.3	0.36	0.28	0.28	0.29	0.28

*Tableau 6 : coefficient de variation pour les différents groupes de triplets de postes.*

Sans parler de tests statistiques, compte tenu des effectifs très réduits des séries de lames d'eau (deux séries au plus par groupe), on constate que les coefficients de variation des séries de lames d'eau sur des surfaces correspondent assez bien à ceux des séries d'intensités ponctuelles, quel que soit le pas de temps considéré.

### *3.3.3 Conclusions*

Un seul coefficient d'abattement probabiliste peut être calculé par pas de temps dans le cas où les séries d'intensités moyennes maximales sont exponentielles et où le coefficient de variation des distributions est indépendant de la surface correspondant à ces intensités moyennes. Le coefficient d'abattement correspond alors au rapport des moyennes des distributions d'intensités.

Bien que plusieurs indices convergents indiquent que les distributions d'intensités moyennes maximales de la région méditerranéenne ne sont pas exponentielles, cette hypothèse ne peut pas être rejetée lorsque que l'on considère les distributions d'intensités supérieures à un seuil correspondant à une période de retour de l'ordre de 6 mois. En revanche, les distributions n'apparaissent plus comme exponentielles lorsque le seuil choisi correspond à une période de retour d'une semaine. Les calculs seront donc menés dans ce qui suit en considérant un seuil de six mois.

Les coefficients de variation des distributions d'intensités obtenues avec un seuil de 6 mois apparaissent indépendants du pas de temps, du poste et de la surface considérée, autant qu'il nous est possible d'en juger. Nous considérerons donc dans ce qui suit que le coefficient d'abattement probabiliste (rapport de quantiles d'intensités ou de lames d'eau moyennes maximales représentatives de différentes surfaces) est indépendant de la période de retour. Il est égal au rapport des moyennes des distributions de lames d'eau moyennes maximales.

#### 4 ESTIMATION DES COEFFICIENTS D'ABATTEMENT PROBABILISTE A PARTIR DES DONNEES DE LA VILLE DE MARSEILLE

Pour chaque pas de temps  $\Delta t$  et pour chaque groupe ( un groupe correspond à une surface S), le rapport entre la moyenne de la lame d'eau et la moyenne de la série ponctuelle détermine le coefficient d'abattement probabiliste.

$\alpha$		La surface en Km <sup>2</sup>					
		9	16,5	32	69,5	74,5	101
Pas	6	0,80	0,77	0,74	0,63	0,62	0,55
	12	0,83	0,8	0,78	0,69	0,67	0,59
De	24	0,85	0,83	0,81	0,77	0,74	0,67
	30	0,86	0,84	0,82	0,79	0,76	0,69
Temps	60	0,87	0,86	0,83	0,84	0,80	0,73
	120	0,87	0,86	0,86	0,83	0,82	0,75
	6 h	0,93	0,83	0,91	0,88	0,89	0,77
	24 h	0,93	0,83	0,91 (0,93)	0,83	0,89 (0,93)	0,78 (0,84)

Tableau 7 : coefficient d'abattement probabiliste en fonction de la surface et de pas de temps pour un seuil de six mois.

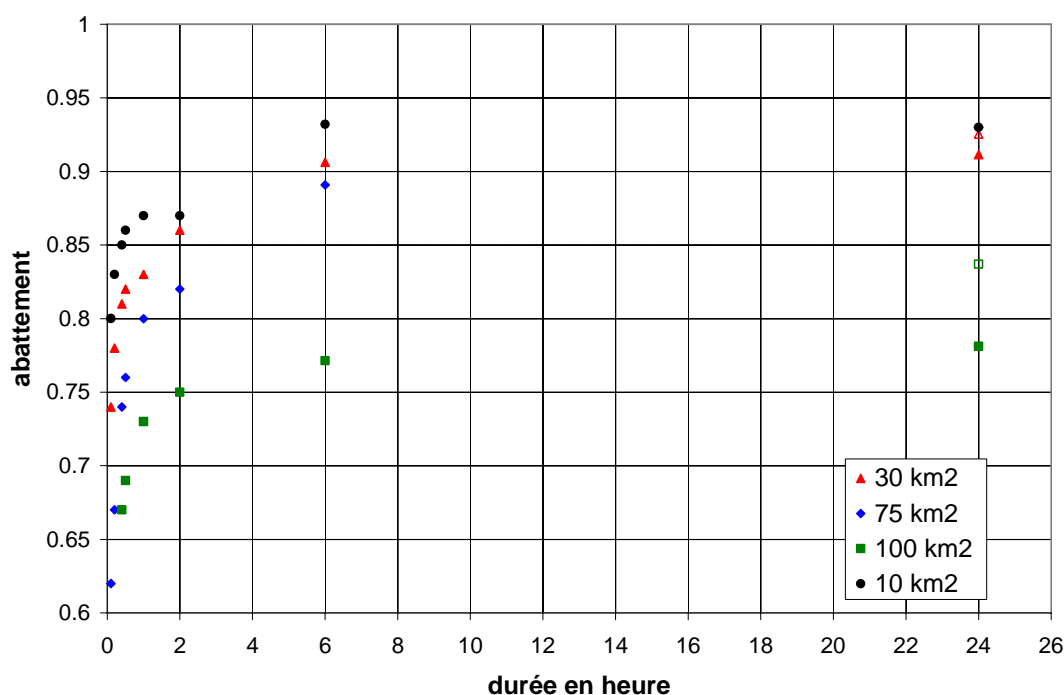


Figure 14 : évolution du coefficient d'abattement probabiliste en fonction de la surface et du pas de temps, données de Marseille, seuil de 6 mois.

## Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne

$\alpha$		La surface en Km <sup>2</sup>					
		8	15	30	50	75	100
Pas de Temps	10 min	0,87	0,79	0,71	0,71	0,66	0,65
	4 h	0,98	0,98	0,95	0,94	0,93	0,91

Tableau 8 : coefficient d'abattement probabiliste en fonction de la surface et de pas de temps pour un seuil de six mois, Ile-de-France (Roux, 1996).

Les coefficients d'abattement calculés pour la région méditerranéenne apparaissent, pour la plupart, comme plus faibles que ceux qui avaient été estimés pour la région parisienne. Cependant, ce n'est plus le cas si on compare les distributions de lames d'eau rapportées à une surface non plus aux distributions d'intensités ponctuelles mais à une distribution de lames d'eau pour une surface de référence (cf. tableaux suivants).

$\alpha$		La surface en Km <sup>2</sup>		
		32	74,5	101
Pas	6	0,93	0,78	0,69
	12	0,94	0,81	0,71
De	24	0,95	0,87	0,79
	30	0,95	0,88	0,80
Temps	60	0,95	0,92	0,84
	120	0,99	0,94	0,86
	6 h	0,97	0,96	0,83
	24 h	0,98	1,00	0,84

Tableau 9 : coefficient d'abattement probabiliste par rapport à la lame d'eau moyenne sur 9 km<sup>2</sup> en fonction de la surface et de pas de temps pour un seuil de six mois.

$\alpha$		La surface en Km <sup>2</sup>		
		30	75	100
Pas de Temps	10 min	0,82	0,76	0,75
	4 h	0,97	0,95	0,93

Tableau 10 : coefficient d'abattement probabiliste par rapport à la lame d'eau moyenne sur 10 km<sup>2</sup> en fonction de la surface et de pas de temps pour un seuil de six mois, Ile-de-France (Roux, 1996).

Les différences observées lorsque les lames d'eau sont rapportées aux intensités ponctuelles peuvent être expliquées par la définition des événements pluvieux, et par les incertitudes concernant les durées effectives des séries observées et donc l'évaluation du seuil de période de retour 6 mois, ainsi que par la fluctuation d'échantillonnage très marquée compte tenu du nombre limité de triplets qui ont pu être constitués. A titre d'exemple le coefficient d'abattement des lames d'eau moyennes sur six heures pour 16,5 km<sup>2</sup> se situe entre 1 et 0,68. De même pour 70 km<sup>2</sup>, le coefficient d'abattement toujours pour 6 heures se situe entre 1 et 0,83 selon le triplet. Certaines valeurs calculées sont supérieures à 1.

Par ailleurs, deux événements pluvieux sont considérés comme indépendants s'ils sont séparés par plus de 2 heures de temps sec. Une telle définition peut poser problème si on s'intéresse aux intensités moyennes maximales sur 6 heures ou 24 heures. En particulier, des cumuls de pluie peuvent être répartis sur plusieurs événements. Les coefficients d'abattement ont donc été recalculés en considérant une durée de temps sec de 20 heures entre deux événements : valeurs entre parenthèses dans le tableau 7. Cela ne modifie pas les valeurs des coefficients d'abattement pour les pas de temps inférieurs à 6 heures. En revanche, les



nouvelles valeurs de coefficients d'abattement calculés dans le cas du pas de temps de 24 heures ont tendance à être supérieures aux valeurs antérieures et à se rapprocher des valeurs calculées dans le cas de l'Ile de France.

Enfin, l'incertitude sur les durées effectives d'enregistrement se traduit par une incertitude sur le nombre de valeurs à prendre en compte dans le calcul des moyennes et donc sur les estimations de coefficients d'abattement.

#### *4.1.1 Conclusion*

**Les résultats exposés ne mettent pas en évidence de différence significative entre les valeurs de coefficients d'abattement calculées à partir de données pluviographiques de la région Ile de France et de la ville de Marseille.** L'ajustement de relations entre le coefficient d'abattement  $\alpha$ , la surface  $S$  et le pas de temps  $\Delta t$  le confirme.

Pour les surfaces inférieures à 30 km<sup>2</sup> le meilleur ajustement entre le coefficients d'abattement le pas de temps et la surface a pour expression ( $S$  en km<sup>2</sup> et  $t$  en heures) :

$$\alpha = S^{-0.056} + 0.016 \ln(\Delta t) \quad (r^2=0.96)$$

La relation calée dans le cas de l'Ile de France est très proche :

$$\alpha = S^{-0.056} + 0.013 \ln(\Delta t) \quad (r^2=0.94)$$

De même l'expression calée en région Ile de France pour les surfaces supérieures à 30 km<sup>2</sup> s'ajuste bien aux coefficients d'abattement calculés à Marseille :

$$\alpha = S^{-0.064} + 0.014 \ln(\Delta t) \quad (r^2=0.93)$$

Il nous semble cependant important de souligner en conclusion la difficulté de comparer des valeurs de coefficients d'abattement issues d'études différentes. Les hypothèses simplificatrices valables sur certains sites ne le seront plus dans d'autres cas. Les distributions d'intensités obtenues avec un seuil d'une semaine dans le cas des données de la ville de Marseille apparaissent comme nettement non exponentielles. Le rapport des moyennes de ces distributions ne peut donc plus être identifié à un coefficient d'abattement. Or le seuil d'une semaine était le seuil de référence choisi pour la plupart des calculs en région Ile de France (Roux, 1996).

L'hypothèse même de distribution exponentielle des intensités au delà d'un seuil de six mois semble douteuse en région méditerranéenne.

De plus, les valeurs de coefficients calculées, en particulier dans le cas des triplets sont extrêmement sensibles aux fluctuations d'échantillonnage étant donné le nombre limité d'observations dans chaque série étudiée (17 en moyenne) et de répétitions (deux triplets au plus pour chaque classe de surface). Les valeurs étant incertaines, il est d'autant plus difficile de mettre en évidence des différences entre les coefficients calculés en région parisienne et en région méditerranéenne.

## **5 ANALYSE DES IMAGES RADAR DE QUELQUES EVENEMENTS CONVECTIFS A TITRE DE COMPARAISON**

Les RADAR météorologiques, qui permettent actuellement de couvrir une bonne partie du territoire national, fournissent après transformation une estimation des intensités de pluie sur des pixels de 1 km<sup>2</sup>. Il permettent donc de visualiser de manière qualitative, mais plus détaillée que par l'intermédiaire des réseaux de mesure pluviographiques trop peu denses, la répartition spatiale des pluies.

L'objet de cette partie est de vérifier que les valeurs de coefficients d'abattement probabilistes calculées plus haut sont cohérentes avec celles qui peuvent être estimées à partir des images RADAR pour quelques événements majeurs (deux ou trois) ayant touché la ville de Marseille. Bien entendu, et nous avons insisté sur ce point plus haut, les coefficients d'abattement probabilistes et les coefficients d'abattement calculés pour un événement ne sont pas comparables. Il serait cependant rassurant de retrouver des valeurs de coefficients d'abattement du même ordre de grandeur pour ces événements probablement relativement homogènes en période de retour sur une gamme large de pas de temps et de surfaces.

### **5.1 Méthodologie**

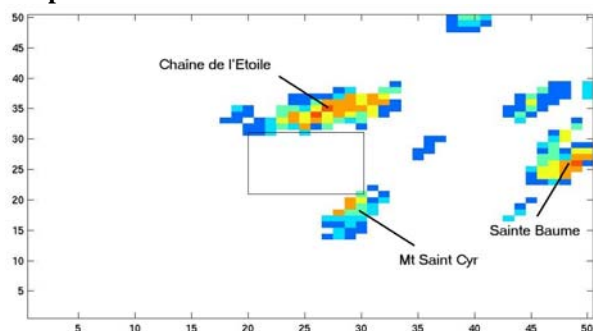
#### *5.1.1 Choix des données*

Après consultation des services de la ville de Marseille, trois événements convectifs parmi les événements majeurs de ces dernières années ont été sélectionnés pour calculer les coefficients d'abattement à partir des images RADAR : il s'agit des événements pluvieux du 26 août 1996, du 7 septembre 1998 et du 20 et 21 octobre 1999.

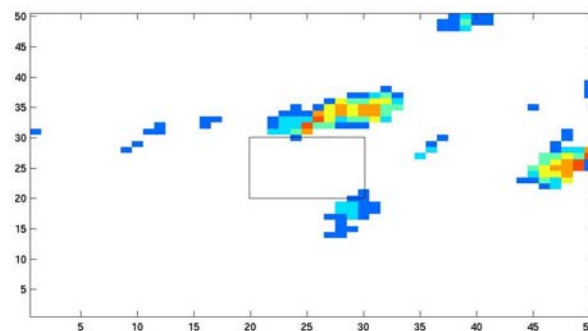
Il s'est avéré après rapatriement des images du RADAR de Nîmes que ce dernier événement n'était pas exploitable pour cette étude dans la mesure où plus d'un pas de temps sur deux est manquant pendant la période la plus intense des pluies. Les résultats présentés porteront donc sur les deux premiers orages.

La mesure RADAR est perturbée par les reliefs : échos de sols, masques partiels (Andrieu & Creutin, 1992). Il semble que les reliefs situés au nord et au sud de la ville de Marseille (la chaîne de l'Etoile et la chaîne de Saint Cyr) provoquent d'importants échos de sols (cf. figure 15).

**7 septembre 1998 19h00**



**26 août 1996 10h00**



*Figure 15 : mise en évidence des échos de sols et sélection de la zone analysée (rectangle)*

Le secteur sélectionné pour l'analyse se limitera à un carré de 10 km x 10 km, soit 100 pixels RADAR, qui couvre une grande partie de la ville de Marseille. Ce secteur n'est pas concerné par les échos de sol. Par ailleurs, l'influence du relief sur la pluviométrie est limitée. Les coordonnées Lambert II du centre de ce carré, qui apparaît comme un rectangle sur les figures du fait du choix des axes, sont les suivantes : longitude : 850, latitude : 1800.

### 5.1.2 Méthode d'exploitation

Les mesures de réflectivité du radar de Nîmes contenues dans les fichiers bruts, dits fichiers BUFR fournis par Météo France sont interprétées par la formule de Marshall Palmer ( $R = 200.I^{1.6}$ ) qui relie la réflectivité  $R$  et l'intensité pluvieuse  $I^3$ . L'expérience montre qu'un coefficient multiplicateur, dit coefficient de calibration de l'image RADAR, doit être appliqué aux intensités ainsi calculées pour retrouver des cumuls de pluie pour chaque pixel RADAR équivalent aux cumuls mesurés par les pluviomètres au sols.

Nous cherchons à évaluer des coefficients d'abattement, qui correspondent à des rapports d'intensité. Le calage de l'image RADAR n'est donc pas nécessaire.

Le secteur étudié a été découpé en sous-secteurs de formes carrées et de tailles croissantes : 100 sous-secteurs de  $1\text{km}^2$  correspondant aux pixels RADAR, 25 sous-secteurs de  $4\text{ km}^2$  regroupant 4 pixels RADAR, 9 sous-secteurs de  $9\text{ km}^2$  regroupant 9 pixels RADAR, 4 sous-secteurs de  $25\text{ km}^2$  regroupant 25 pixels RADAR, et l'ensemble du secteur regroupant 100 pixels.

Le coefficient d'abattement calculé est le rapport entre la lame d'eau moyenne maximale de l'événement sur la durée choisie pour un sous secteur, et la moyenne des intensités moyennes maximales sur la même durée des pixels qui composent le secteur. Selon cette définition, si les intensités moyennes maximales sont mesurées aux mêmes instants sur tous les pixels du secteur, le coefficient d'abattement vaut 1. Dans le cas contraire, le coefficient d'abattement est inférieur à 1<sup>4</sup>.

Comment comparer les valeurs calculées aux coefficients d'abattement probabilistes estimés plus haut ?

Décomposons le coefficient d'abattement probabiliste de la manière suivante :

$$\alpha(T, S) = \alpha_1(T, S) \alpha_2(T, S)$$

T période de retour

S surface considérée

$\forall_1$  Rapport des quantiles de période de retour T de la distribution des intensités moyennes maximales sur la surface S et de la distribution des moyennes des intensités moyennes maximales ponctuelles correspondant à la surface S<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> Pour être plus exact, les fichiers BUFR contiennent, non pas la réflectivité R, mais  $10 \log_{10}(R)$ .

<sup>4</sup> Signalons que le coefficient d'abattement ainsi calculé sur une période de 24 heures, soit toute la période d'observation, vaut nécessairement 1.

<sup>5</sup> Le calcul de coefficient d'abattement proposé à partir des images RADAR correspond à des réalisations aléatoires de ce rapport. Aléatoire car les périodes de retour des deux variables calculées ne sont pas nécessairement égales.

$\forall_2$  Rapport des quantiles de période de retour T de la distribution des moyennes des intensités moyennes maximales ponctuelles correspondant à la surface S et des quantiles des distributions d'intensités moyennes maximales ponctuelles.

Le rapport  $\forall_2$  a été étudié lors de travaux antérieurs (Laborde, 1986 ; Lebel & Laborde 1988). Nous renvoyons les lecteurs intéressés à ces deux références pour plus de détails. Il peut être montré analytiquement sous certaines hypothèses que le rapport  $\forall_2$  dépend de la période de retour et de la surface, qu'il est inférieur à 1, et qu'il est une fonction croissante de la surface.

On peut donc s'attendre à ce que les rapports calculés à partir des images RADAR, réalisations de la variable  $\forall_1$ , soient en moyenne plus élevés que le coefficient d'abattement probabiliste estimé dans le chapitre précédent, mais que les deux valeurs se rapprochent lorsque la surface considérée augmente.

Par ailleurs, le « coefficient d'abattement » calculé à partir des images RADAR rend essentiellement compte de la présence de cellules pluvieuses localisées se déplaçant au sein de la zone considérée. Il ne sera significativement différent de 1 que dans le cas de secteur de surface supérieure à celle des cellules de pluie intense et qui ne sont pas traversés par les cellules pendant la durée considérée : c'est-à-dire pour les grandes surfaces et les petits pas de temps.

## **5.2 Estimation de coefficients d'abattement**

Les résultats obtenus sont résumés dans les figures qui suivent. Ils sont en accord avec ce que nous pouvions anticiper. L'analyse des images RADAR (figures 22 et 23) indique que la principale cellule orageuse qui a touché la ville de Marseille le 7 septembre 1998 était nettement plus étendue que celle du 26 août 1996. Ceci explique les valeurs d'abattement sensiblement plus faibles calculées dans ce second cas, du moins pour les petits pas de temps. Dans les deux cas, la cellule orageuse parcourt le secteur de 100 km<sup>2</sup> en l'espace d'une trentaine de minutes. Les valeurs de coefficient d'abattement  $\forall_1$  calculées à partir des images RADAR ne sont donc faibles que pour des intensités moyennes maximales sur des durées inférieures à 30 minutes.

Enfin, on peut noter la relative proximité entre les valeurs du coefficient d'abattement probabiliste et du coefficient d'abattement  $\forall_1$  dans le cas des petits pas de temps. On ne peut pas réellement tirer de conclusions générales à partir de deux événements pluvieux, mais ces résultats laissent penser que le déplacement des cellules orageuses est le facteur contributif dominant au coefficient d'abattement probabiliste pour de petits pas de temps : les intensités moyennes maximales ponctuelles mesurées au cours d'un événement pluvieux sont assez homogènes en période de retour, mais elles ne correspondent pas aux mêmes pas de temps. En revanche les intensités moyennes maximales ponctuelles sur des durées plus longues sont probablement nettement moins homogènes en période de retour. L'hétérogénéité spatiale des pluies à l'échelle de l'événement pluvieux contribue majoritairement au coefficient d'abattement probabiliste pour les pas de temps plus longs.

*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

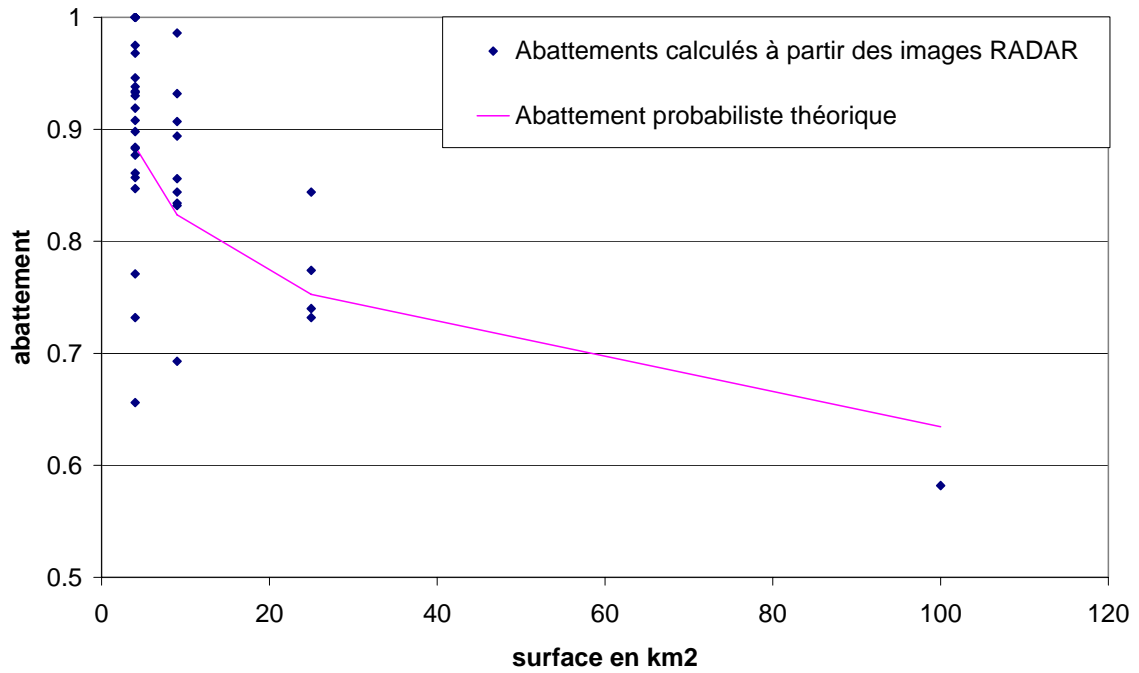


Figure 16 : coefficients d'abattement des intensités moyennes maximales sur 5 minutes, épisode du 28/06/96

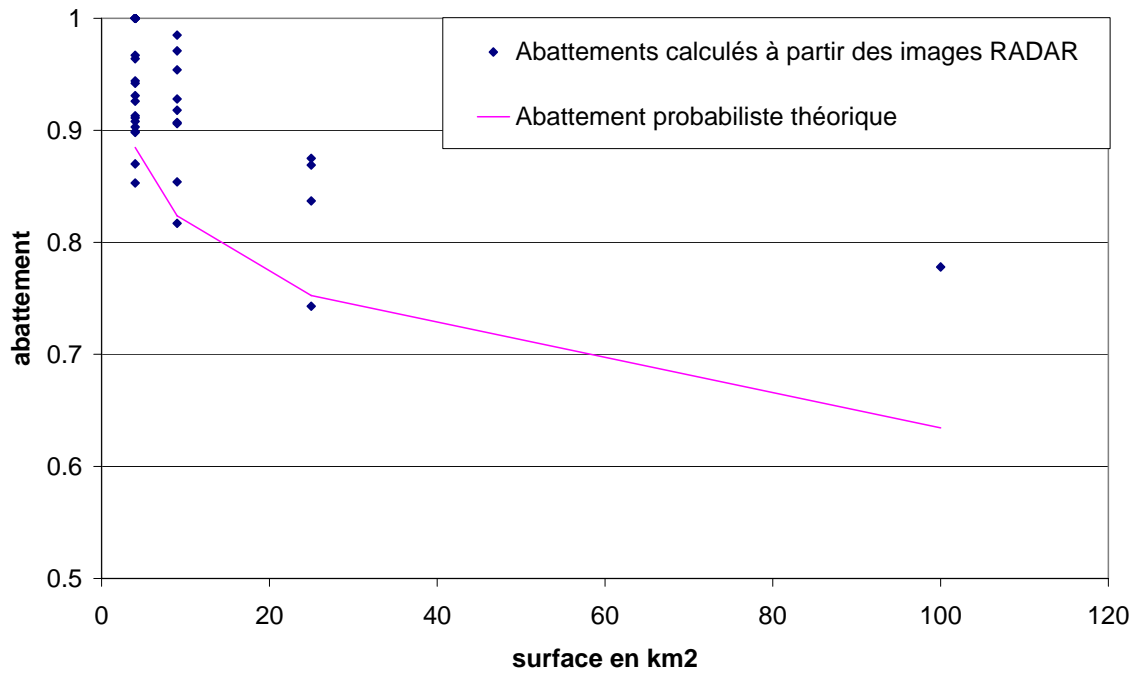


Figure 17 : coefficients d'abattement des intensités moyennes maximales sur 5 minutes, épisode du 07/09/98

*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

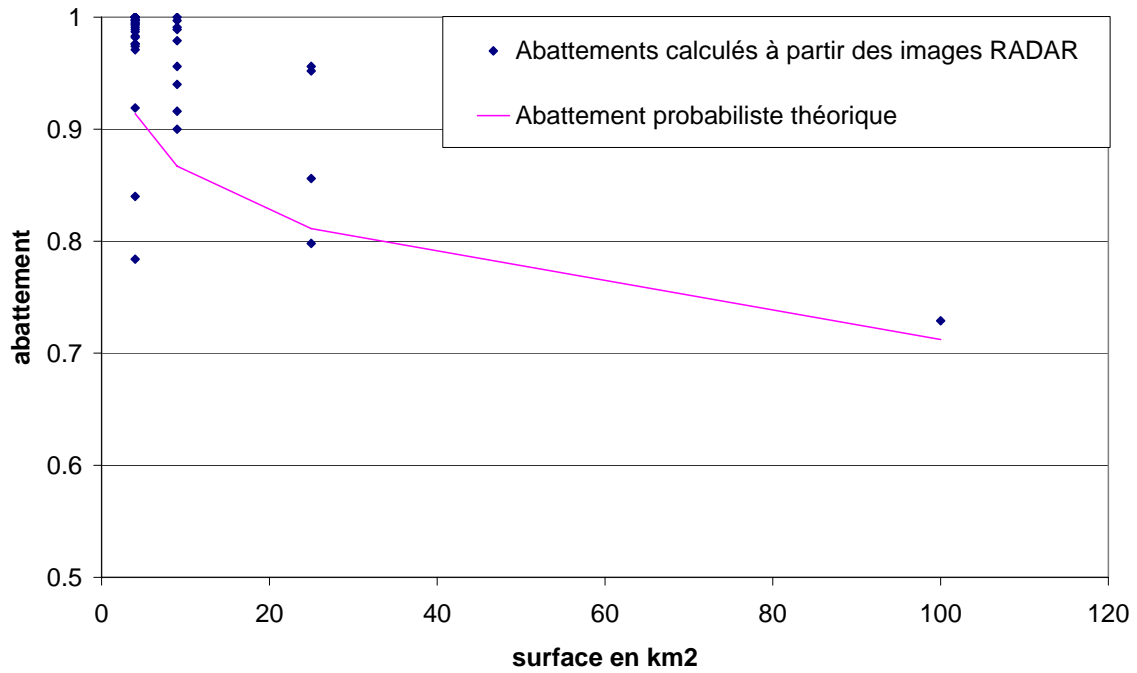


Figure 18 : coefficients d'abattement des intensités moyennes maximales sur 30 minutes, épisode du 28/06/96

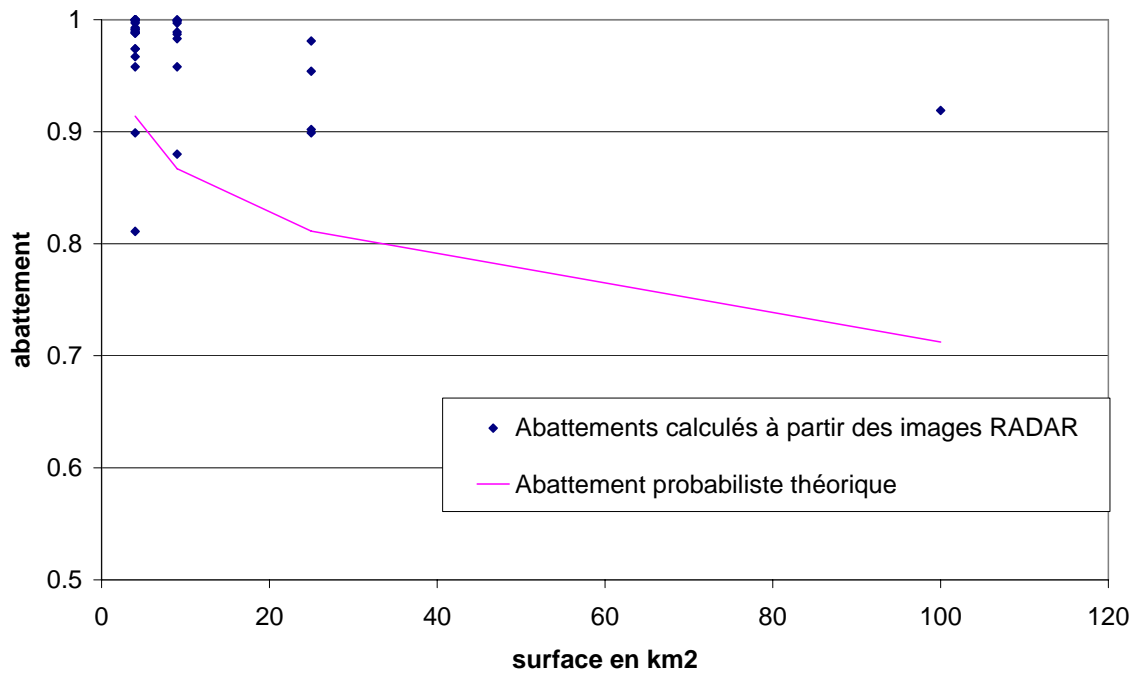


Figure 19 : coefficients d'abattement des intensités moyennes maximales sur 30 minutes, épisode du 07/09/98

*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

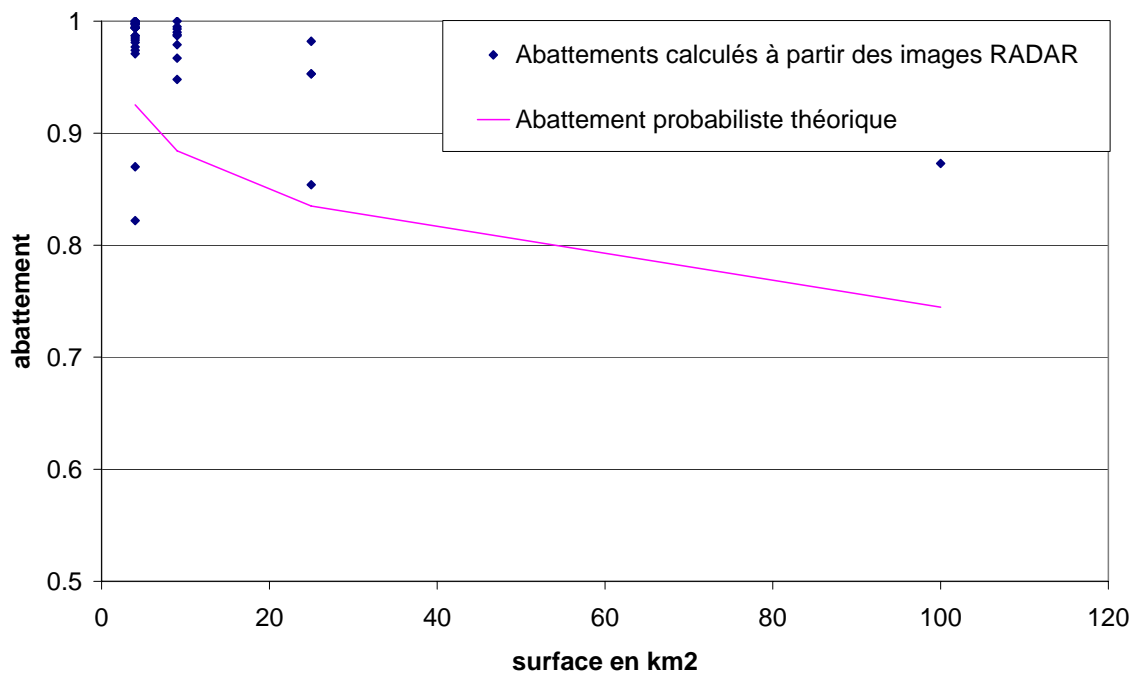


Figure 20 : coefficients d'abattement des intensités moyennes maximales sur 1 heure, épisode du 28/06/96

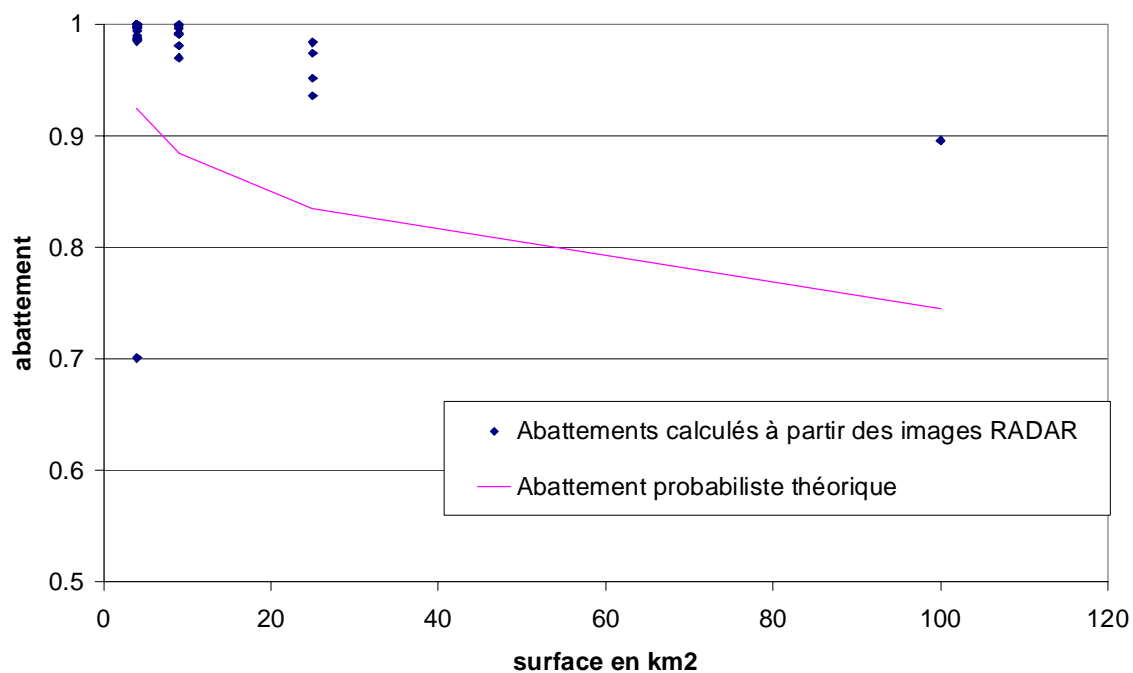
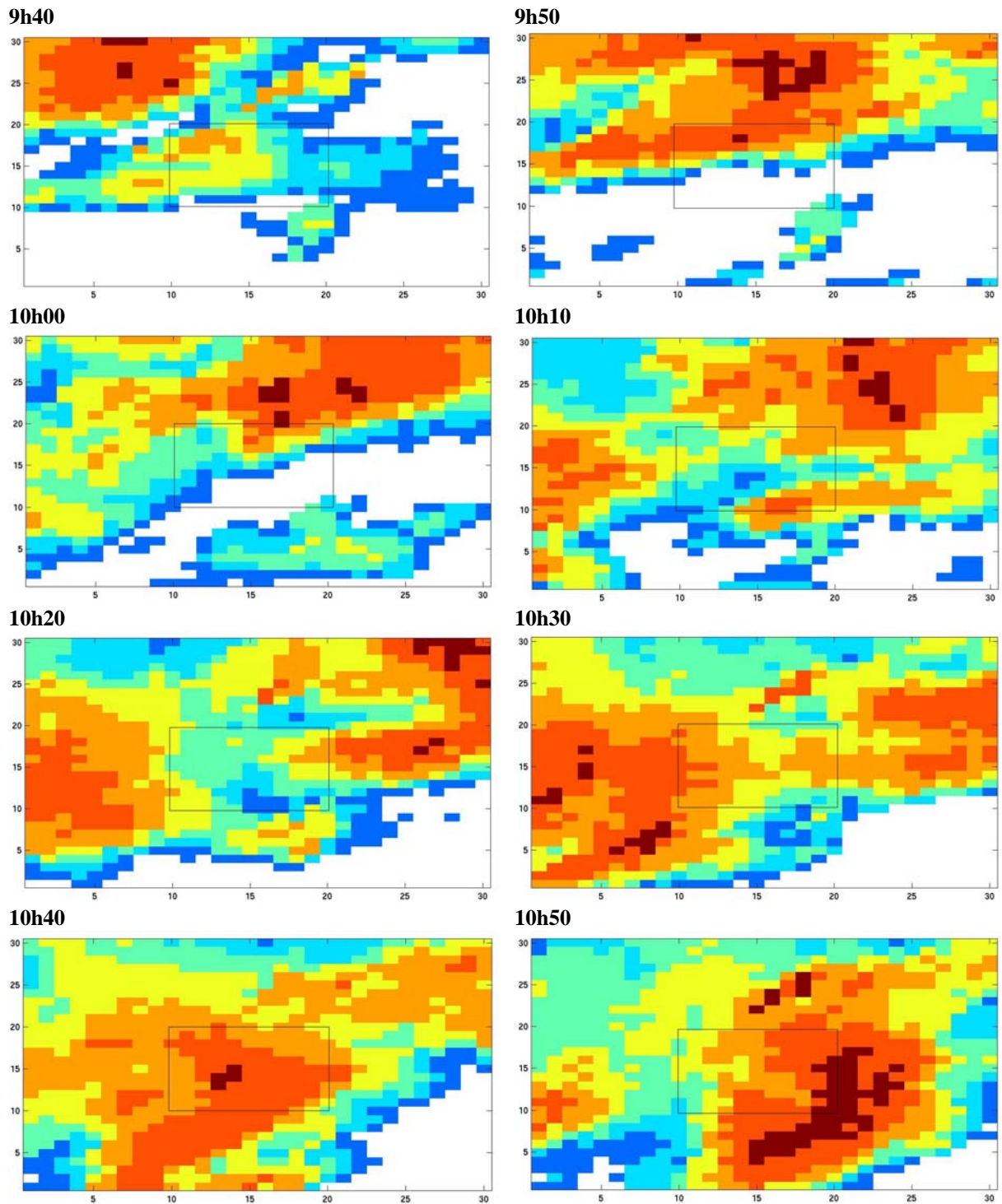


Figure 21 : coefficients d'abattement des intensités moyennes maximales sur 1 heure, épisode du 07/09/98

*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

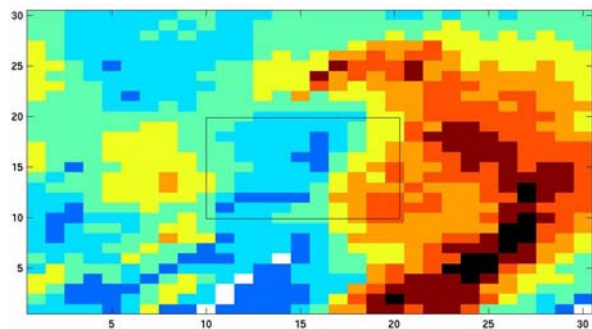
Figure 22 : Evénement du 7 septembre 1998





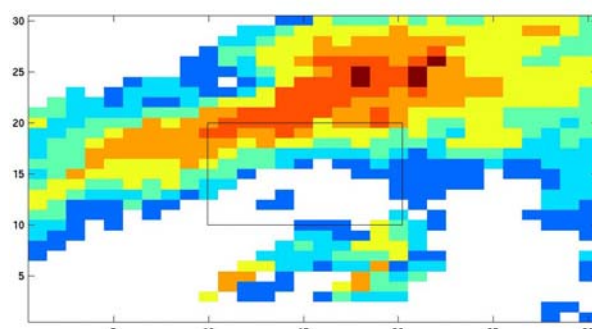
*Coefficients d'abattement spatial des pluies en région méditerranéenne*

**11h00**

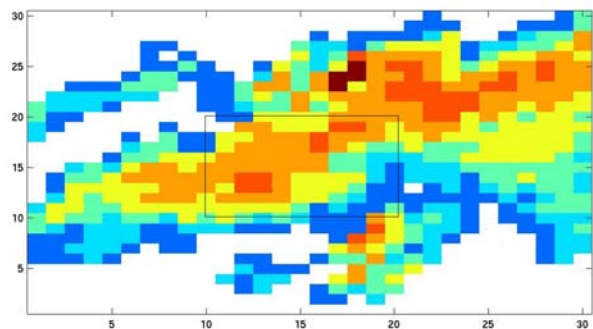


*Figure 23 : Evénement du 26 août 1996*

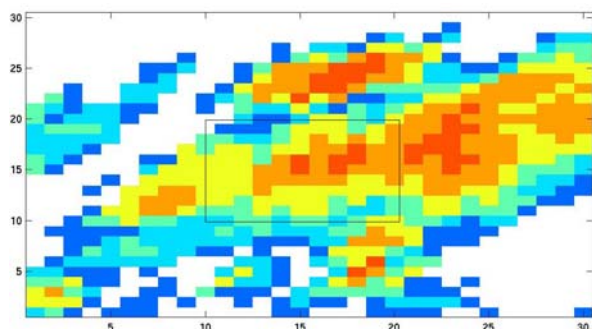
**18h00**



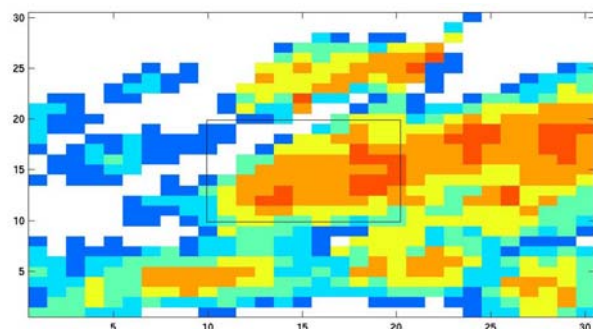
**18h20**



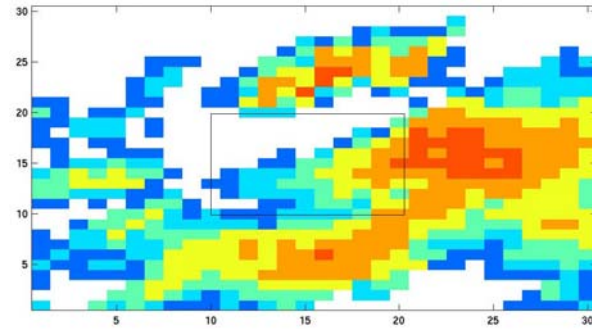
**18h30**



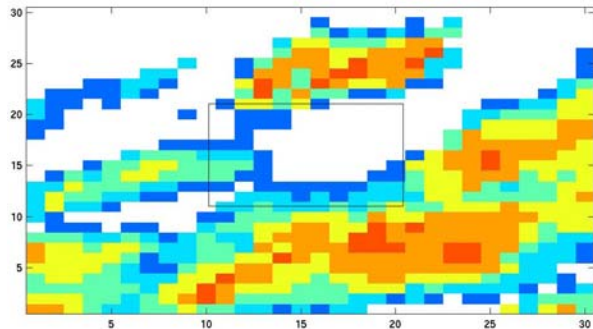
**18h40**



**18h50**



**19h00**



## 6 CONCLUSION

L'estimation de coefficients d'abattement probabilistes des pluies à partir des données pluviographique de la ville de Marseille confirme les résultats obtenus pour la région parisienne. Il apparaît que le coefficient d'abattement dépend peu de la période de retour. Le type de formule générique simple reliant le pas de temps sur lequel est calculée l'intensité, la surface du considéré et le coefficient d'abattement, établie pour la région parisienne, s'ajuste aussi bien aux données méditerranéennes.

Compte tenu des incertitudes liées à la quantité modeste de données disponibles, il n'a pas été possible de mettre en évidence des différences significatives entre les valeurs des coefficients d'abattement probabilistes calculées en région parisienne et à Marseille.

Pour mémoire, le coefficient d'abattement probabiliste utilisé dans la formule de Caquot reprise dans l'instruction technique interministérielle de 1977 relative aux réseaux d'assainissement des agglomérations a pour expression (Aguilar et al, 1996) :

$$\alpha = A^{-\varepsilon}$$

A surface du bassin versant considéré en hectares  
 , généralement égal à 0.05  
 ∇ coefficient d'abattement

Surface en hectares	100	150	300	600	1000
∇	0.79	0.75	0.72	0.72	0.71

*Tableau 11 : valeurs des coefficients d'abattement dans la formule de Caquot*

L'utilisation de cette formule conduit à des valeurs de coefficients d'abattement dépendant implicitement du pas de temps sur lequel sont calculées les intensités moyennes maximales des pluies puisqu'ils sont appliqués aux intensités moyennes maximales de pluie sur le temps de concentration du bassin versant considéré. Le temps de concentration d'un bassin urbain de quelques dizaines de kilomètres carrés se situe entre 1 et plusieurs heures ; il est de l'ordre de la dizaine d'heures pour un bassin de 100 kilomètres carrés.

On constate en comparant les tableaux 7 et 11 que les valeurs de coefficients d'abattement calculées à partir des données mesurées sont sensiblement plus élevées que les valeurs implicitement utilisées au travers de la formule de Caquot dans la circulaire 77. Les ordres de grandeur sont cependant comparables.

Ajoutons pour conclure que le recours aux images radar conforte les estimations de coefficients d'abattement et permet de comprendre les facteurs déterminant l'abattement spatial des pluies. Pour les petits pas de temps – typiquement quelques dizaines de minutes - la valeur du coefficient d'abattement probabiliste semble être essentiellement déterminée par le déplacement des cellules orageuses intenses.

## **REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES**

AGUILAR S., DEUTSCH J-C., ROUX C. & TASSIN B., 1996 : *Cours de gestion des eaux, IUP de génie civil, Université de Marne-la-Vallée*, CERREVE, Ecole nationale des ponts et chaussées.

ALPERT P. & SHAFIR H., 1991 : *Role of detailed wind topography interaction in orographic rainfall*. Q. J. R. Meteor. Soc., vol 117, pp 421-426.

ANDRIEU H. & CREUTIN J-D., 1992 : *Le RADAR météorologique, un outil pour l'hydrologie*, Bulletin de liaison du Laboratoire des Ponts et Chaussées, 180, 43-58.

CHOUGUI K, 1999 : *Adaptation d'un modèle stochastique de génération de pluie au contexte méditerranéen*, Rapport de DEA , Ecole nationale des ponts et chaussées, CERREVE.

LABORDE J-P., 1986 : *Pour une approche géostatistique des coefficients d'abattement des précipitations*, La Houille Blanche, 3, 221-228.

LEBEL T., LABORDE J-P., 1988 : *A geostatistical approach for areal rainfall statistics assessment*, Stochastic Hydrology and Hydraulics, 2, 245-261.

MINISTERE DE L'INTERIEUR, MINISTERE DE L'EQUIPEMENT, MINISTERE DE L'AGRICULTURE, MINISTERE DE LA SANTE, MINISTERE DE LA QUALITE DE LA VIE, 1977, *Instruction technique relative à l'assainissement des agglomérations*.

MISSOUM S, 1996 : *Analyse statistique des précipitations à une échelle fine d'espace, exemple de la ville de Marseille*. Rapport de DEA, Université de Provence Aix Marseille I.

ROUX C, 1996 : *Analyse des précipitations en hydrologie urbaine exemple Seine Saint Denis*, Thèse de l'Ecole nationale des ponts et chaussées, 291 p.

THAUVIN V, 1999 : *Aide à la validation automatique des mesures pluviographiques. Rapport n° 1 : inventaire et analyse des méthodes existantes*. Ecole nationale des ponts et chaussées, CERREVE.

