

Article

« Influence de l'évolution dans l'espace et le temps d'un réseau de pluviomètres sur l'observation des surfaces de pluie en fonction de leur aire »

L. Neppel, M. Desbordes et J. M. Masson

Revue des sciences de l'eau / Journal of Water Science, vol. 11, n° 1, 1998, p. 43-60.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/705296ar>

DOI: 10.7202/705296ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

Influence de l'évolution dans l'espace et le temps d'un réseau de pluviomètres sur l'observation des surfaces de pluie en fonction de leur aire

Influence of the evolution of a daily rain gauge network on the observation of the rainy surfaces according to their area

L. NEPPEL, M. DESBORDES et J.M. MASSON¹

Reçu le 11 avril 1997, accepté le 22 octobre 1997*.

SUMMARY

The most usual rainfall risk assessment, based on a stochastic approach, or an accurate quantiles estimation, requires long series of observations. Most of the time when long periods of observation are considered, the available information consists of data from daily rain gauge networks which are evolving in space and time during these periods. As the rainy surfaces which generate the highest intensities are localised in space, the intergauge distances may be too large to "observe" all the rainfall events occurring over a given network. Thus it could bias the stochastic results based on values sampled from such a network, especially when extreme rainfall events are considered. The aim of this paper is to estimate the capacity of a daily rain gauge network to intercept rainy surfaces according to their area and the network density. The results have been used to estimate the bias introduced in rainfall risk assessment using the regional frequencies of isohyets areas observed in the studied region.

The network studied is the Languedoc-Roussillon daily rain gauge network, in a French region along the Mediterranean sea. The network has been developed by Météo-France since 1870. The number of gauges put into service has varied during the 1870-1993 period of observation: from 3 gauges in 1870, the maximum reached was 353 gauges in 1969 and 1972, which represented a spatial mean density of 12.6 gauges/1000 km². Since 1972 the number of gauges has decreased; in 1993 the gauge density was the same as in 1963, with 10.6 gauges/1000 km². Nevertheless the clustered gauges have been reduced, as have the maximum intergauge distances, and the network has become more homogeneous over the region.

Using simulation, the percentage of rainy surfaces which have affected the region, and which have been observed by the rain gauge network, has been estimated, as a function of the rainy surfaces area and the rain gauge density.

1. ISTEEM, Laboratoire Géofluide Bassin Eau, Équipe Hydrologie, UMR 5569, Université de Montpellier II, CC056, 34095 Montpellier, France.

* Les commentaires seront reçus jusqu'au 6 novembre 1998.

It could be interpreted as the empirical expression of the probability to observe a given rainy surface with a given network configuration. Two periods have been considered, 1870-1957 and 1958-1993.

Two simulation methods have been used: in the first the rainy surfaces have been considered to be static and in the second their motion has been taken into account. It has appeared that considering the motion of rainy surfaces yields the same results as the static method but with a different rainy surface geometry. The small differences between the percentage of rainy surfaces observed by the network in both cases can be explained by the simulation method.

It has been shown that the average probability over the period from 1870 to 1957 of observing a given rainy surface is 2 to 4 times less than the average probability over the 1958-1993 observation period, during which the gauge density has increased and the network has become more homogeneous over the region: over the 1870-1957 period the rain gauge network intercepted 50% at least of the rainy surfaces equal to or larger than 700 km² but in the 1958-1993 period 50% at least of the rainy surfaces were observed if their area exceeded 80 km². If the rainfall event which affected the Nimes hydrological system on 2-3 October 1988 is considered, these results have shown that the average probability over the 1870-1957 observation period to observe such an event is 2 times less than over the 1958-1993 observation period.

In a recent study, a rainfall risk assessment has been made over the Languedoc-Roussillon region, using the frequencies of the isohyets areas defined for different rain thresholds, for 24-hour and 48-hour durations. These isohyets areas have been estimated on the basis of a sample of 93 rainfall events selected over the Languedoc-Roussillon region from 1958 to 1993 (NEPPEL *et al.*, 1998). A method to estimate the bias introduced by the network in the estimation of the isohyets area return periods has been carried out, using this empirical probability estimated with the static simulation method. It has been shown that the bias only affects the more frequent isohyets area quantiles, corresponding to return period of 1 year for 48-hour duration and 1 to 3 years for 24-hour duration. Moreover, for this sample and this network, it has been shown that the bias would be negligible compared to the quantiles 5% confidence limits, whatever the return period and the time step. It must be noted that with this sample the 5% confidence limits of the quantiles sometimes reach 100% of the quantiles. The results are related to the sample and the network configuration, and they should not be extended to other areas or other samples: a larger sample over the same region could lead to narrower confidence limits, in which case the bias might no longer be negligible. In particular, the use of historical data needs to consider the longest observation period. Usually the rain gauge density decreases over such observation periods, which leads to a lower empirical probability of observing rainy surfaces according to their area. Thus the bias influence may increase, especially compared with the quantiles 5% confidence limits which are reduced when the sample is enlarged. Nevertheless the method described here is general and may be transposed to other geographical zones, provided that the isohyets area frequencies and the empirical probability of observing a rainy surface according to its area, corresponding to the network under consideration, are known.

The current tendency in France is to reduce the number of daily rain gauges, managed by volunteers, and to replace them by automatic rain gauges. However in such a case the density would decrease and reach that observed in 1900. When rainfall risk assessment is considered, this study has shown the drawbacks of such a policy.

Key-words : *rainfall hazard, rain gauges network, rainy surfaces, return period.*

RÉSUMÉ

La caractérisation précise de l'aléa climatique nécessite l'exploitation de mesures reposant sur la période d'observation la plus longue possible. Souvent cette information est constituée de mesures au sol à partir de postes pluviométriques. L'évolution dans l'espace et dans le temps des réseaux de pluviomètres introduit un biais dans toute étude stochastique spatiale ou ponctuelle reposant sur des séries de valeurs échantillonnées à partir d'un tel réseau. On se propose dans cet article de quantifier la potentialité d'un réseau de pluviomètres à intercepter des surfaces de pluie, en fonction de leur aire et des caractéristiques de ce réseau à une date donnée. On procède par simulation à partir d'un réseau de pluviomètres étudié sur une période de 123 ans. On définit la notion de pourcentage d'observation, utilisée ensuite pour débiaiser des quantiles de surfaces de pluie définies par un seuil de pluviométrie intégrée sur 24 h et 48 h.

Mots clés : *biais, période de retour, réseau de pluviomètres, surfaces pluvieuses.*

1 – INTRODUCTION

Dans l'estimation du risque pluvial, la caractérisation de l'aléa climatique repose le plus souvent sur des approches stochastiques, ponctuelles ou spatiales. L'estimation des fréquences d'observation d'un cumul intégré sur un pas de temps δt fixé requiert des séries d'observations les plus longues possibles. PEY (1989), DESBORDES et MASSON (1992), DUBAND (1994) ont montré l'intérêt que représente la prise en compte de l'information historique, en particulier dans le gain de précision des quantiles estimés (HOSKING *et al.*, 1986). Concernant les précipitations, quand on s'intéresse à une longue période d'observation, l'unique information est souvent constituée de mesures pluviométriques (cumuls sur 24 h). Pour un bassin donné, le réseau de pluviomètres évolue au cours des années, tant au niveau du nombre de postes que de l'uniformité spatiale de la densité de postes. La variabilité spatiale de la densité et l'instationnarité temporelle du réseau influent sur l'observation même des précipitations, en particulier sur la connaissance des précipitations intenses du fait de leur caractère localisé dans l'espace et le temps (CHANGNON et VOGEL, 1981). Le développement des mesures par radars et satellites a permis de visualiser ces structures pluvieuses de petites dimensions, soit à l'intérieur des bandes pluvieuses issues des précipitations cycloniques (HOBBS et LOCATELLI, 1978 ; HOBBS *et al.*, 1979), soit lorsqu'elles s'organisent sous la forme de foyers convectifs stationnaires pouvant se régénérer sur place par advection pendant plusieurs heures (MADDOX, 1980 ; RIVERAIN, 1997).

Plusieurs études ont quantifié les incertitudes induites par la densité des postes, sur l'estimation des lames d'eau (PATUREL *et al.*, 1986 ; MORRISSEY *et al.*, 1995) ou sur l'incertitude commise lors de l'estimation de la valeur maximale ponctuelle spatiale d'un champ de pluie, à partir des seules mesures au sol (FOUFOULA-GEORGIU, 1989). À l'échelle de l'hydrologie urbaine, certains ont proposé des estimations de la densité et des pas de temps optimaux pour garantir un niveau de précision fixé sur les simulations de débits de pointe à partir de modèles distribués Pluie-Débit (NIEMCZYNOWICZ, 1990 ; LEI et SCHILLING, 1993).

Par contre, il ne semble pas à notre connaissance, qu'une étude ait été menée concernant l'estimation du biais introduit sur le nombre de surfaces de pluie observées durant une longue période, biais dû à la variabilité dans l'espace et dans le temps du nombre de postes pluviométriques.

On se propose dans cet article de quantifier ce biais à partir d'une approche par simulation, basée sur le réseau de postes pluviométriques inclus dans la banque de données pluviométriques de Météo-France (BDMF), sur la région Languedoc-Roussillon, durant la période 1870-1993.

Dans la section suivante, on présentera l'évolution du réseau de pluviomètres de la région sur ces 123 ans. Le troisième paragraphe est consacré à la méthode de simulation utilisée, puis les résultats sont analysés. Enfin, on aborde l'influence de ce biais sur l'estimation des périodes de retour régionales des surfaces d'isohyètes définies à un seuil de pluviométrie τ , déterminées à partir d'un échantillon de 93 épisodes pluvieux journaliers sur la région Languedoc-Roussillon (NEPPEL *et al.*, 1998).

2 – ÉVOLUTION DU RÉSEAU DE PLUVIOMÈTRES DE LA BDMF, EN LANGUEDOC-ROUSSILLON SUR LA PÉRIODE 1870-1993

La région Languedoc-Roussillon d'environ 28 000 km², est située sur le pourtour méditerranéen, dans le Sud de la France. Elle est soumise à un régime pluviométrique qui présente de fortes irrégularités dans le temps et l'espace (DAVY, 1992).

La figure 1 présente un premier aperçu de l'évolution du réseau, à partir de 4 clichés en 1900, 1958, 1972 et 1993. Le nombre de postes en service inclus dans la BDMF passe de 3 à 298 postes entre 1870 et 1993. On observe 2 phases de croissance (*fig. 2*) : de 1870 à 1900 (de 3 postes sur la région à une densité de 4,2 postes/1 000 km²) et de 1945 à 1966 (de 5,3 à 12,3 postes/1 000 km²). Le maximum de postes en service est atteint en 1969 et 1972 avec 353 postes. À partir de 1973, le réseau perd 55 postes en 3 ans, et depuis 1976 on observe une phase de stagnation avec une tendance à la diminution du nombre de postes. En 1993, on atteint la même densité de postes sur la région qu'en 1963 (10,6 postes/1 000 km²).

Les 5 départements de la région ne subissent pas la même évolution. Le coefficient de variation de la distribution de la densité annuelle de postes par département permet de comparer cette évolution entre les 5 départements. Il fluctue de 2,19 à 0,61 pour respectivement l'Aude et les Pyrénées-Orientales (*tabl. 1*). Ceci traduit l'hétérogénéité spatiale de la couverture du réseau, même si un découpage administratif ne correspond à aucune réalité hydrologique.

Pour une année t , les distances interpostes sont estimées en déterminant la proportion $Q(R_k)$ du nombre total de postes en service l'année t ayant au moins un autre poste voisin dans un disque de rayon R_k variable centré sur chaque poste P_i . On définit la distance interposte, notée d , par le rayon R_k tel que $Q(R_k)$ vaut 100 %. L'ordonnée $Q(R_k)$, lorsque R_k tend vers 0, quantifie le phénomène de regroupement de postes en « grappes ».

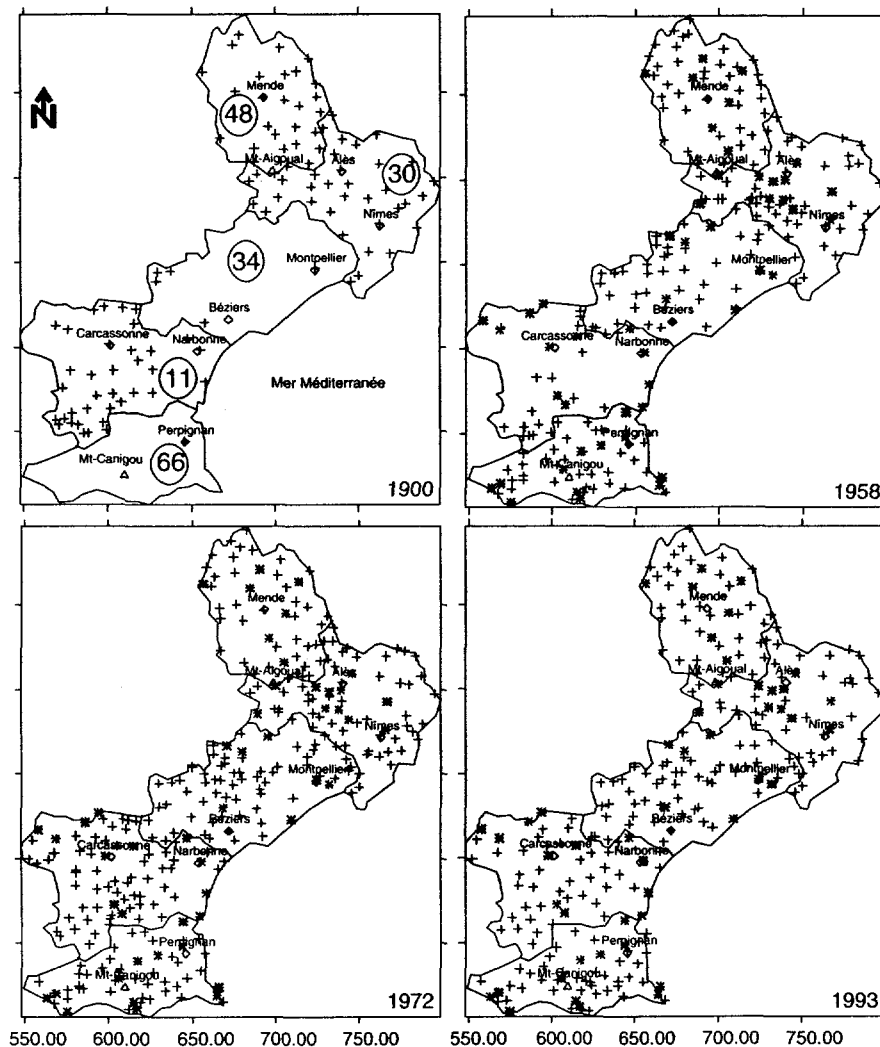


Figure 1 Localisation des postes pluviométriques de Météo-France sur la région LR, en 1900, 1958, 1972, 1993. *: postes ayant fonctionné en continu sur la période 1958-1993.

*Location over the Languedoc-Roussillon region of the daily rain gauges from Météo-France in the years 1900, 1958, 1972 and 1993. *: represents the gauges operating each year during 1958-1993.*

On observe qu'entre 1958 et 1993, d varie respectivement de 18 km à 13 km, contre 30 km avant 1900 (fig. 3). $Q(1\text{km})$ varie de 6 à 10 % entre 1958 et 1976, contre 1 à 3 % entre 1976 et 1993. Ceci traduit l'existence, entre 1958 et 1976, de nombreux postes très regroupés, pour lesquels d est inférieure à 1 km, au détriment de larges zones moins couvertes, où les distances interpostes dépassent 20 km. Après 1976, une réorganisation du réseau tend à uniformiser la couverture sur la région malgré la diminution du nombre de postes, avec une réduction des « grappes de postes ». Les distances interpostes sont de l'ordre de 13 km.

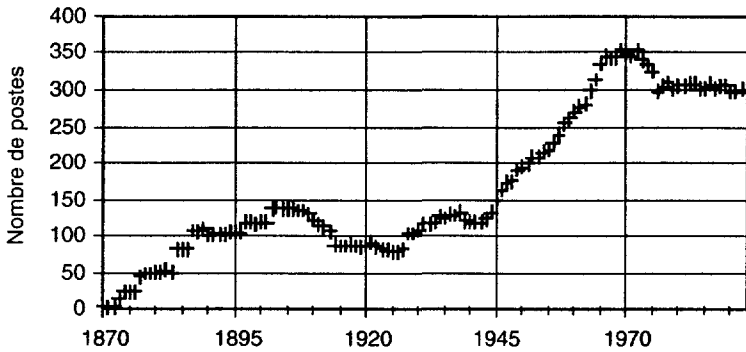


Figure 2 Nombre de postes pluviométriques en service sur la région Languedoc-Roussillon, en fonction de l'année considérée.

Number of daily rain gauges brought into service over the Languedoc-Roussillon region, each year between 1870 and 1993.

Tableau 1 Caractéristiques des distributions de la densité annuelle de postes par département (en postes/1 000 km²) sur la période Δt_1 . 11 : Aude – 30 : Gard – 34 : Hérault – 48 : Lozère – 66 : Pyrénées Orientales (voir fig. 1).

Table 1 *Distribution of the annual density of rain gauges for each subdivision of the region (in gauges / 1000 km²) over the period Δt_1 .*

	LR	11	30	34	48	66
Min	9,1	5,4	8,8	8,8	7,7	12,6
Max	12,6	13,2	14,5	14,0	10,0	15,2
Moyenne	11,2	11,1	11,1	11,5	9,1	13,6
Médiane	11,0	11,8	10,5	11,6	9,2	13,5
CV	0,91	2,19	1,65	1,29	0,68	0,61

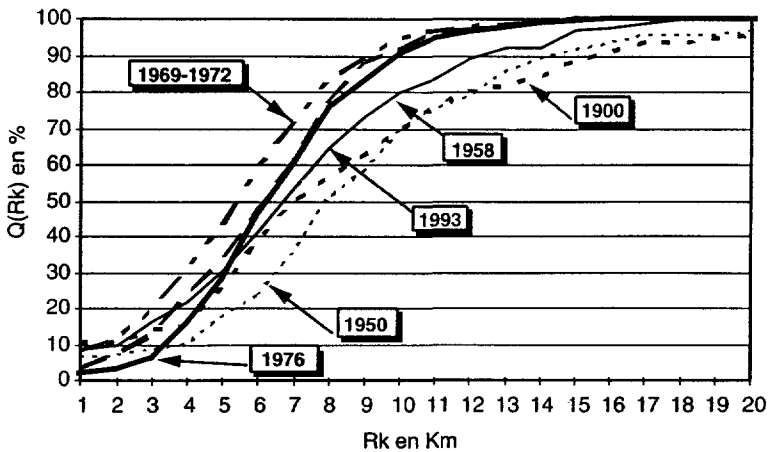


Figure 3 Pourcentage de postes, $Q(Rk)$, ayant au moins un voisin dans le voisinage $Rk(km)$, pour quelques années particulières.

Proportion of gauges, $Q(Rk)$, which have at least one other gauge in the neighbourhood $Rk(km)$, for some years.

3 – MÉTHODE DE SIMULATION

Elle repose sur les résultats concernant les situations météorologiques à l'origine des pluies et à l'organisation des surfaces pluvieuses.

Dans la suite la notation a(b)c signifie que l'on considère successivement chaque valeur de a à c avec un pas b.

3.1 Organisation et caractéristiques des surfaces pluvieuses

AUSTIN et HOUZE (1972) proposent une hiérarchisation des surfaces de pluie en fonction de leurs caractéristiques. Ils distinguent, de la plus étendue à la plus petite : la surface synoptique ($\geq 10^4$ km²), la grande méso-échelle (10^3 - 10^4 km²), la petite méso-échelle (10^2 - 10^3 km²) et les cellules convectives (quelques km²). Ces surfaces sont imbriquées les unes dans les autres et chacune possède sa propre dynamique, indépendamment de la surface qui la contient. HOUZE (1981) exploite cette classification pour expliquer l'organisation des principaux systèmes pluvieux observés sous différents climats.

En régions méditerranéennes et en Languedoc-Rousillon en particulier, les cellules convectives sont les principales responsables des pluies diluviennes, chacune pouvant générer des intensités dépassant 100 mm/h. Elles peuvent se développer de façon aléatoire au sein de situations frontales (TOURASSE, 1981 ; LLASAT et PUIGSERVER, 1992) ou s'organiser sous la forme d'orages multicellulaires ou supercellulaires (LLASAT et BARRANTES, 1994) dont le caractère stationnaire pendant plusieurs heures peut provoquer localement des cumuls de plusieurs centaines de mm (BARRET *et al.*, 1994) : ce sont les systèmes convectifs de méso-échelle (RIVERAIN, 1997).

Les surfaces estimées de ces cellules varient de 10 à 30 km² (GUPTA et WAYMIRE, 1979). NIEMCZYNOWICZ (1988) et BERNDTSON (1994) ont identifié, à partir de réseaux denses de pluviographes, des cellules de 2 à 10 km². Leur durée de vie varie de 10 à 30 minutes selon AUSTIN et HOUZE (1972), de 15 à 60 minutes selon FELGATE et READ (1975) et LLASAT et BARRANTES (1994). Pour déterminer la surface touchée par le passage de ces cellules, il est nécessaire de connaître leur vitesse de déplacement horizontale. HOBBS et LOCATELLI (1978) observent des vitesses horizontales de l'ordre de 13 à 26 m · s⁻¹. NIEMCZYNOWICZ (1987) détermine en moyenne des vitesses de l'ordre de 10 m · s⁻¹.

Lorsque l'on observe les champs de pluie à des pas de temps Δt élevés, à travers une fenêtre fixée qu'est le bassin versant, l'organisation de ces surfaces disparaît et laisse place à un chaos apparent. Les champs de pluie représentent alors l'intégration sur Δt de la dynamique de ces différentes surfaces de base.

3.2 Méthode de simulation

Pour tenir compte des diverses échelles temporelles d'observation, on propose deux cas de simulation. Dans chacun des cas, les surfaces de pluie sont supposées circulaires.

Dans la méthode dite statique (MS), on considère les surfaces pluvieuses stationnaires dans l'espace. Elles correspondent à la trace au sol de l'intégration sur des pas de temps d'au moins 24 h, de la dynamique des cellules pluvieuses. Le rayon des surfaces de pluies simulées varie de 1, 3, 5(5)30, 40, 50 et 60 km.

Dans la méthode dite dynamique (MD), on tient compte des caractéristiques des cellules de pluie énoncées : la durée de vie, D , et la vitesse de déplacement horizontale, V , sont tirées dans des lois uniformes respectivement entre 10 et 60 minutes et entre 1 et 30 $\text{m} \cdot \text{s}^{-1}$. Dans le sud de la France, les masses d'air à l'origine des précipitations proviennent majoritairement de flux de SW à SE (TOURASSE, 1981) : la direction de déplacement des cellules est tirée dans une loi uniforme entre les azimuts 45°N et 315°N . On suppose les cellules de dimension fixe tout au long de leur durée de vie, et leur rayon varie de 1(1)10 km. C'est une hypothèse simplificatrice, chaque cellule passant par 3 stades d'évolution au cours de sa durée de vie : croissance, maturité et décroissance (LLASAT et BARRANTES, 1994 ; RIVERAIN, 1997). Cependant cette évolution peut être négligée par rapport à la dynamique des cellules dans la direction principale de déplacement.

Les simulations reposent également sur l'hypothèse d'une distribution uniforme de l'occurrence des surfaces sur la région, quelque soit leur aire. Leur position est définie par les coordonnées du centre C , uniformément distribué sur la région Languedoc-Rousillon. Cette hypothèse de calcul est forte, mais la fonction de répartition de la position des surfaces de pluie sur la région Languedoc-Rousillon, suivant leur aire, n'est pas identifiée à cette heure.

Pour chaque cas (MS) et (MD), on effectue 10^4 simulations. Chaque simulation j consiste à tirer la position des coordonnées du centre de la surface, C_j (ainsi que la direction de déplacement, la vitesse et la durée de vie de la cellule pour MD). Pour tout C_j , on compte pour chaque rayon, le nombre de surfaces de pluie interceptées par le réseau en place durant l'année t , $N_{\text{obs}}(S, t)$ où t varie de 1870 à 1993. Les surfaces simulées délimitent la frontière entre la zone pluvieuse et non pluvieuse, l'évolution des cumuls à l'intérieur de la zone pluvieuse n'est pas prise en compte. Ainsi une surface pluvieuse est dite interceptée par le réseau l'année t si elle touche au moins un poste pluviométrique en service cette année.

On définit le pourcentage d'observation par :

$$K(S, t) = \frac{N_{\text{obs}}(S, t)}{N_{\text{sim}}(S, t)} \quad (1)$$

avec : $N_{\text{sim}}(S, t) = 10^4$.

S varie de 3,1 à 11 300 km^2 pour (MS) et de 4 à 2 500 km^2 pour (MD).

On considère la configuration du réseau chaque année t , de 1870 à 1993.

On notera $\bar{K}(S, \Delta t)$, la moyenne de $K(S, t)$ sur la période Δt , pour des surfaces de pluie d'aire S :

$$\bar{K}(S, \Delta t) = \frac{1}{\Delta t} \sum_t^{t+\Delta t} K(S, t) \quad (2)$$

Dans la suite, les indices s et d se réfèrent respectivement à (MS) et (MD).

4 – RÉSULTATS

4.1 Cas statique (MS)

On observe une diminution exponentielle de $K_s(S, t)$ lorsque S décroît, d'autant plus rapidement que t tend vers 1870 (fig. 4). Sur la période 1958-1993

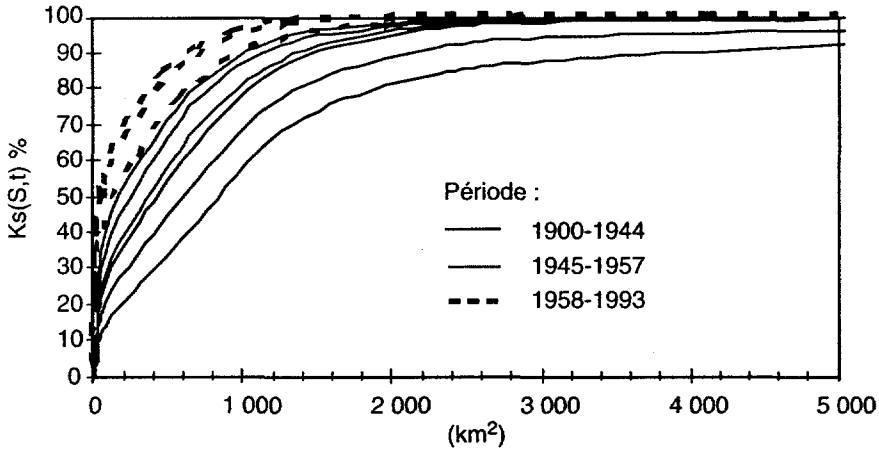


Figure 4 Minimum, maximum et moyenne, sur 3 périodes d'observation, du pourcentage de surfaces de pluie interceptées, $Ks(S,t)$, en fonction de l'aire S des surfaces pluvieuses.

Minimum, maximum and average, over 3 different observation periods, of the percentage of observation, $Ks(S,t)$, of rainy surfaces, according to their area S .

(période $\Delta t1$), le tableau 2 montre qu'on intercepte en moyenne au moins la moitié des surfaces de pluie si leur aire excède 80 km^2 et au moins 90 % des surfaces si leur étendue est supérieure à 900 km^2 . Sur la période 1870-1957 (période $\Delta t2$), ces valeurs sont ramenées respectivement à 700 km^2 et plus de 5000 km^2 (tabl. 2). Sur la période $\Delta t1$, les distances interpostes sont estimées entre 13 et 18 km : pour des surfaces de pluie correspondant à ces rayons, le réseau intercepte entre 88 % et 94 % des surfaces simulées.

Le coefficient de variation des distributions de $Ks(S)$ sur une période Δt constitue une mesure de l'effet de l'évolution du réseau, durant Δt , sur l'observation des surfaces de pluie d'aire S . On observe sur $\Delta t2$, que plus l'aire des surfaces de pluie diminue, plus le coefficient de variation augmente : ce qui semble cohérent, le réseau a moins d'influence sur l'interception des surfaces de pluie dont le rayon se rapproche ou dépasse les distances interpostes. Sur la période 1870-1993, le coefficient de corrélation entre le nombre de postes en service l'année t , $Np(t)$, et $Ks(S,t)$ diminue lorsque S augmente : pour des surfaces de 3 km^2 , 90 % de la variance de $K(S,t)$ est expliqué par $Np(t)$ contre 30 % pour 5000 km^2 .

Si l'on considère qu'avec 10^4 simulations les fluctuations d'échantillonnage sont négligeables, $Ks(S,t)$ peut être interprété comme la probabilité empirique que le réseau intercepte une surface de pluie d'étendue S durant l'année t considérée. Sur la période $\Delta t1$, à S fixée, on observe une dispersion peu marquée de $Ks(S,t)$ par rapport à la moyenne (tabl. 2) : on peut considérer que $\bar{Ks}(S,\Delta t1)$ est la probabilité empirique moyenne d'observer une surface de pluie de dimension S sur la période $\Delta t1$. Sur la base des résultats de la simulation, un modèle exponentiel de type sphérique (3) est ajusté sur $\bar{Ks}(S,\Delta t1)$ (fig. 5).

$$\bar{Ks}(S, \Delta t1) = (1 - e^{-S/b}) \quad (3)$$

où $\bar{Ks}(S,\Delta t1)$ est un estimateur de $\bar{Ks}(S,\Delta t1)$ et b est l'unique paramètre.

Tableau 2 Distributions du coefficient d'observation statique $K_s(S,t)$, sur 2 périodes 1870-1957 et 1958-1993, en fonction des surfaces considérées.

Table 2 Distribution of the static coefficient of observation $K_s(S,t)$ over two observation periods, 1870-1957 and 1958-1993, according to the rainy area considered.

Rayon		1 km	3 km	5 km	10 km	15 km	20 km	25 km	30 km	40 km	50 km	60 km
Période :	Surface (km ²)	3	28	79	314	707	1 256	1 963	2 826	5 024	7 850	11 304
Δt1 1958 à 1993	Min	1,9	17,2	40,3	60,5	81,2	93,3	96,9	98,6	99,5	100	100
	Max	3,1	23,9	52,9	75,4	90,5	98,0	99,5	100	100	100	100
	Moyenne	2,5	21,3	49,1	71,5	88,3	96,6	98,9	99,8	99,9	100	100
	Médiane	2,6	21,5	50,1	73,0	89,2	97,1	99,2	99,9	100	100	100
	Quartile 1	2,4	21,0	49,2	71,7	88,7	96,7	99,1	99,9	100	100	100
	Quartile 3	2,7	22,3	51,2	73,6	89,6	97,3	99,3	99,9	100	100	100
	CV	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Δt2 1870 à 1957	Min	0,0	0,3	0,7	1,3	2,7	6,1	9,9	13,6	17,9	26,3	34,6
	Max	2,0	16,6	39,7	60,2	80,8	94,2	98,2	99,5	100	100	100
	Moyenne	0,9	7,8	19,9	33,5	51,6	70,2	79,7	85,1	88,9	93,9	95,8
	Médiane	0,9	7,8	20,4	34,9	53,3	71,6	85,2	91,3	94,8	98,9	100
	Quartile 1	0,7	6,0	15,8	28,1	46,8	70,1	80,0	86,5	91,7	98,4	99,8
	Quartile 3	1,1	9,3	23,5	39,9	61,0	83,0	93,1	97,4	98,9	100	100
	CV	0,5	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1

On montre dans la suite que $\bar{K}_s(S, \Delta t_1)$ peut servir au débiaisage de résultats tirés d'études statistiques reposant sur la période d'observation Δt_1 . À titre d'exemple, considérons l'isohyète 200 mm lors de l'épisode du 02 et 03 octobre 1988 à Nîmes. DAVY (1989) estime son étendue à environ 350 km². D'après (3), la probabilité que le réseau intercepte une telle surface sur la période 1958-1993 est de 75 % ± 1 % si l'on tient compte de l'intervalle de confiance à 95 % sur la moyenne. Il est estimé à partir du tableau 2, en interpolant les intervalles de confiances estimés pour chaque surface simulée. Sur la période 1870-1957 (tbl. 2), cette probabilité est réduite de moitié : elle passe à 35 % ± 26 %.

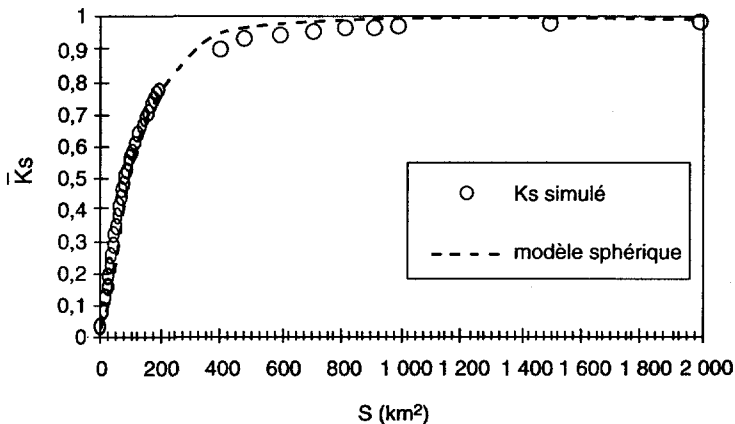


Figure 5 Ajustement de $\bar{K}_s(S, \Delta t_1)$ par un modèle exponentiel de paramètre $b = 122,8$.
Fitting of $\bar{K}_s(S, \Delta t_1)$ with an exponential function. Parameter $b = 122,8$.

Pour chaque rayon R_k , on étudie la distribution de $K_d(S_{sol}, t)$ obtenue par (1) sur la période Δt_1 . On détermine aussi avec (3), les quartiles de la distribution du coefficient d'observation statique, $\bar{K}_s(S_{sol}, \Delta t_1)$, correspondant à la distribution de S_{sol} (tabl. 3).

Pour des cellules pluvieuses de rayon R_k inférieur à 4 km, et tant que les traces au sol des cellules restent inférieures au 1^{er} quartile de la distribution de S_{sol} , le pourcentage d'observation dynamique est supérieur au pourcentage d'observation statique. Par contre lorsque R_k est supérieur ou égal à 4 km et/ou que S_{sol} dépasse 150 km², la tendance s'inverse et la différence est d'autant plus marquée que R_k est petit. Ce point peut s'expliquer par le protocole de simulation : dans les cas dynamique et statique, on impose respectivement au centre de la cellule pluvieuse et au centre de la surface circulaire d'appartenir à la région, à $t = 0$. Cependant pour de grandes valeurs de S_{sol} engendrées par des cellules de petits diamètres, la géométrie de S_{sol} est allongée dans la direction moyenne sud-nord (fig. 7). Compte tenu de la géométrie de la région, la probabilité qu'une cellule pluvieuse quitte la région durant sa durée de vie est alors importante. Il en résulte que la probabilité que seule une fraction de S_{sol} ne touche la région est plus grande qu'en considérant une surface statique (circulaire) de même aire (fig. 7). Le pourcentage d'observation dynamique est dans ce cas vraisemblablement sous-estimé.

5 – APPLICATION AU DÉBIASAGE DES PÉRIODES DE RETOUR DES SURFACES DE PLUIE OU LES CUMULS DÉPASSENT UN SEUIL FIXE

Dans le cadre de la caractérisation de l'aléa climatique en Languedoc-Roussillon, une approche spatiale a été menée. Elle a consisté à estimer les aires et les fréquences (quantiles surfaciques) de surfaces de pluie, définies par un cumul minimum de pluie τ sur le pas de temps δt , en chacun des points de la surface. Elles sont notées S_τ . Cette approche repose sur 93 épisodes pluvieux extraits de la BDMF au seuil de 190 mm/j, observé en au moins un poste pluviométrique de la région Languedoc-Roussillon, durant la période 1958-1993 (JACQ, 1995). Pour des seuils τ inférieurs à 190 mm, les fréquences des aires des surfaces de pluie sont donc conditionnelles à l'observation d'au moins un cumul ponctuel supérieur à 190 mm.

Les données pluviométriques de la BDMF sont mesurées sur une fenêtre temporelle fixe de 24 h. Cette contrainte a conduit à considérer 2 pas de temps : 24 h et 48 h. Les estimations de l'aire des surfaces de pluie et de leur période de retour sont présentées dans NEPPEL *et al.* (1998).

Compte tenu du biais introduit par le réseau dans l'échantillon sélectionné, on peut s'interroger sur l'effet de ce biais dans l'estimation des quantiles surfaciques.

5.1 Méthode

La définition de la période de retour d'une surface S_τ supérieure ou égale à A sur la période d'observation de D années est :

$$T(S_\tau, A) = \frac{D}{n_{A, \text{obs}}(\tau)} \quad (4)$$

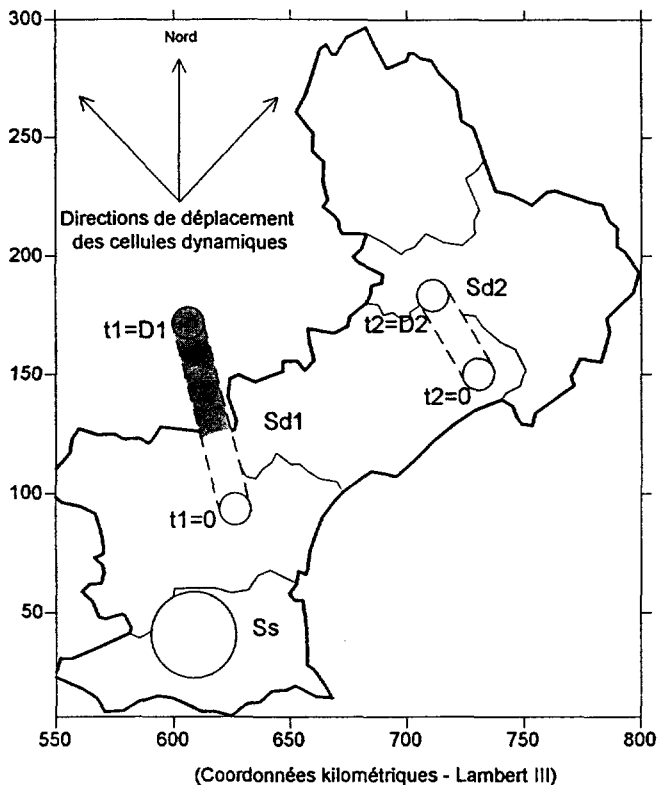


Figure 7 Illustration de la méthode de simulation avec la méthode dynamique. Sd1 : surface de pluie « dynamique » engendrée par le déplacement d’une cellule de durée de vie Di. Ss : surface de pluie « statique ». Ss et Sd1 ont même aire. La probabilité que Sd1 sorte de la région est plus forte que pour Ss, compte tenu de la géométrie de la région et de la surface de pluie.

Illustration of the dynamic simulation method. Sd1 : “dynamic” rainy surface generated by the motion of a rain cell during duration Di. Ss : “static” rainy surface. Ss and Sd1 have the same area. The probability that Sd1 goes out of the region is higher than for Ss, taking into account the geometry of the region and of the rainy surface.

où $n_A^{obs}(\tau)$ est le nombre de surfaces $S\tau$ supérieures à A observées à partir du réseau.

Or $n_A^{obs}(\tau)$ ne représente qu’une fraction du nombre « réel » de surfaces $S\tau$ supérieures à A, ayant effectivement affecté la région, noté $n_A^{réel}(\tau) : T(S\tau, A)$ est donc biaisée. On peut définir la période de retour débiaisée par :

$$T'(S\tau, A) = \frac{D}{n_A^{réel}(\tau)} \tag{5}$$

Soit $k(A, \tau)$, la fraction du nombre total de surfaces de pluie $S\tau$ supérieures à A affectant le Languedoc-Rousillon, effectivement observé par le réseau :

$$n_A^{obs}(\tau) = k(A, \tau) \cdot n_A^{réel}(\tau) \tag{6a}$$

L'équation (6a) est équivalente d'après (4) et (5) à :

$$T'(S\tau, A) = k(A, \tau) \cdot T(S\tau, A) \quad (6b)$$

On a montré que le pourcentage de surface de pluie interceptée par le réseau, K_s ou K_d , est une fonction de l'aire de cette surface. Ainsi dans (6a) ou (6b), l'expression de $k(A, \tau)$ doit prendre en compte la distribution des surfaces $S\tau$ supérieures à A . Comme on considère des pas de temps d'au moins 24 h, on utilise le pourcentage d'observation statique, $K_s(S)$. Il en résulte :

$$k(A, \tau) = \int_A^{\infty} K_s(S) \cdot f_{\tau}(s/s \geq A) \cdot ds \quad (7)$$

où $f_{\tau}(s/s \geq A)$ représente la densité de probabilité des surfaces $S\tau$, tronquée au seuil A .

Si l'on désigne par $F\tau$ la fonction de répartition des surfaces $S\tau$, (7) devient :

$$k(A, \tau) = \frac{1}{1 - F_{\tau}(A)_A} \int_A^{\infty} K_s(S) \cdot f_{\tau}(s) ds \quad (8)$$

Dans une précédente étude (NEPPEL *et al.*, 1998), on a montré que pour τ compris entre 50 et 300 mm, une loi gamma à 2 paramètres $\alpha(\tau)$ et $\beta(\tau)$ pouvait s'ajuster sur l'échantillon des surfaces $S\tau$. Pour cette loi, les deux paramètres s'expriment en fonction de la moyenne, m et de l'écart type σ de la population sous la forme :

$$\alpha(\tau) = (m/\sigma)^2 \text{ et } \beta(\tau) = \sigma^2/m \quad (8bis)$$

En remplaçant dans (8) $K_s(S)$ par l'expression (3) et $f_{\tau}(s)$ par son expression analytique on obtient :

$$k(A, \tau) = \frac{1}{1 - F_{\tau}(A)_A} \int_A^{\infty} \left(1 - e^{-\frac{S}{b}}\right) \cdot \frac{1}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)} s^{\alpha-1} e^{-\frac{S}{\beta}} ds \quad (9)$$

Le développement de (9) conduit à :

$$k(A, \tau) = \left(1 - \left[\frac{b}{b + \beta(\tau)}\right]^{\alpha(\tau)} \frac{1 - F_{\tau}'(A)}{1 - F_{\tau}(A)}\right) \quad (10)$$

où F_{τ} est la fonction de répartition d'une loi gamma de paramètres $(\alpha(\tau), \beta'(\tau))$ avec :

$$\beta'(\tau) = \frac{b \cdot \beta(\tau)}{b + \beta(\tau)} \quad (11)$$

$$\text{En posant : } c = \left[\frac{b}{b + \beta(\tau)}\right]^{\alpha(\tau)} \quad (12)$$

et en remplaçant dans (6b), on obtient l'expression de la période de retour débiaisée :

$$T'(St, A) = T(St, A) \cdot \left(1 - c \frac{1 - F_{\tau}'(A)}{1 - F_{\tau}(A)}\right) \quad (13)$$

5.2 Résultats

On détermine avec (13) les quantiles surfaciques débiaisés au pas de temps 24 h, pour un seuil τ de 150 mm, 200 mm et 250 mm, et au pas de temps de 48 h,

pour τ valant 250 mm et 300 mm. C'est essentiellement sur les périodes de retour de 1 an et 2 ans (pour $\delta t = 24h$) que l'influence du biais est la plus sensible sur les quantiles surfaciques (tabl. 4). L'écart relatif entre les quantiles surfaciques débiaisés et biaisés atteint alors au maximum 73 %. À partir des périodes de retour de 10 ans, les surfaces de pluie présentent une étendue telle que l'influence du biais reste inférieure à 5 %. Au pas de temps de 48 h, le biais introduit n'excède pas 30 % des quantiles débiaisés, pour les surfaces de pluie les plus fréquentes et le seuil de pluie τ de 300 mm. De plus, on note que quels que soient δt et τ , l'écart relatif entre les quantiles surfaciques biaisés et débiaisés reste toujours inférieur à l'intervalle de confiance de ces quantiles, au seuil de risque de 5 %. Cependant pour les seuils τ élevés, l'échantillon d'effectif réduit est à l'origine d'intervalles de confiance qui avoisinent fréquemment 100 % des quantiles estimés.

Tableau 4 Comparaison des quantiles surfaciques (km²) biaisés et débiaisés au pas de temps maximum de 24 h (B) et 48h (A). IC(95%) représente l'intervalle de confiance à 95% des quantiles biaisés, exprimé en % de ceux-ci. E est l'écart relatif entre les quantiles biaisés et débiaisés, exprimé en % des quantiles biaisés.

Comparison between biased (Sbiaisée) and unbiased (Sdébiaisée) isohyets area quantiles, for durations of 24 hours (B) and 48 hours (A). IC(95%) represent the 95% confidence limit, expressed as a %. E is the relative difference between biased and unbiased quantiles, expressed in % of the biased ones.

$\Delta t_{max} : 48 h$								
T (ans)	250 mm				300 mm			
	Sbiaisée	IC (95 %)	Sdébiaisée	E	Sbiaisée	IC (95 %)	Sdébiaisée	E
1	90	41	120	-25,8				
2	566	41	576	-1,7	90	> 100	127	-29,9
3	930	54	937	-1,0	230	> 100	249	-9,6
5	1 430	57	1 440	-0,7	450	60	466	-3,6
10	2 160	52	2 174	-0,5	800	64	820	-2,1
15	2 600	57	2 623	-0,5	1 030	65	1 042	-1,5
20	2 930	51	2 944	-0,4	1 200	67	1 205	-1,4
25	3 180	52	3 186	-0,2	1 320	64	1 329	-0,8
30	3 400	52	3 408	-0,4	1 430	66	1 439	-0,4
50	4 000	54	4 027	-0,1	1 740	63	1 756	-1,0
100	4 800	65	4 851	-0,2	2 170	62	2 189	-0,9

(A)

$\Delta t_{max} : 24 h$												
T (ans)	150 mm				300 mm				300 mm			
	Sbiaisée	IC (95 %)	Sdébiaisée	E	Sbiaisée	IC (95 %)	Sdébiaisée	E	Sbiaisée	IC (95 %)	Sdébiaisée	E
1	710	23	721	-1,5	40	> 100	75	-46,8				
2	1 428	33	1 438	-0,7	246	84	262	-6,0	10	> 100	36	-72,6
3	1 880	30	1 888	-0,4	440	60	447	-1,5	40	> 100	80	-50,1
5	2 460	37	2 479	-0,7	730	63	740	-1,4	150	> 100	178	-15,9
10	3 290	34	3 301	-0,3	1 200	67	1 207	-0,6	390	> 100	403	-3,2
15	3 780	30	3 793	-0,3	1 500	67	1 505	-0,3	560	> 100	575	-2,5
20	4 130	32	4 145	-0,4	1 720	66	1 725	-0,3	690	> 100	732	-5,8
25	4 400	33	4 370	0,7	1 890	63	1 919	-1,5	800	> 100	838	-4,5
30	4 630	33	4 646	-0,4	2 040	63	2 065	-1,2	900	> 100	928	-3,0
50	5 270	36	5 151	2,3	2 450	62	2 484	-1,4	1 170	> 100	1 194	-2,0
100	6 140	39	6 023	1,9	3 040	70	2 981	2,0	1 560	> 100	1 587	-1,7

(B)

6 – CONCLUSION

Par simulation, on a quantifié la potentialité du réseau de pluviomètres gérés par Météo-France sur la région Languedoc-Rousillon, à intercepter des surfaces de pluie de dimensions variables. Il apparaît que, sur la période 1870-1993, l'évolution du réseau influe sur la proportion des surfaces de pluie affectant le Languedoc-Rousillon, qui sont effectivement observées par le réseau. On définit un pourcentage d'observation sur les deux périodes de 1870 à 1957 et de 1958 à 1993, représentatif de l'aptitude du réseau à intercepter ces surfaces de pluie, en au moins un poste.

Sous les hypothèses de circularité, d'uniformité d'occurrence et de stationnarité de ces surfaces, on montre qu'en moyenne 50 % des surfaces de plus de 80 km² sont interceptées par le réseau entre 1958 et 1993. Cette aire est 10 fois plus importante sur la période 1870-1957, pour le même pourcentage d'observation moyen. La « totalité » des surfaces affectant le Languedoc-Rousillon est interceptée si l'aire des surfaces pluvieuses excède 2 000 km². On notera que la tendance actuelle est à la diminution du nombre de postes, et au remplacement progressif du réseau de pluviomètres, gérés par des bénévoles, par des stations automatiques. La densité actuelle de postes pluviométriques pourrait être réduite dans un rapport de 3 à 4, ce qui rapprocherait les pourcentages d'observations de leur valeur sur la période 1870-1957.

Si l'on considère la dynamique des cellules pluvieuses, le protocole de simulation ne permet pas de conclure définitivement quant aux écarts constatés entre les pourcentages d'observations des surfaces de pluie estimés avec la méthode statique et dynamique.

On a montré comment corriger de ce biais les quantiles surfaciques déterminés à partir d'un échantillon de surfaces de pluie de la région Languedoc-Rousillon sur la période 1958-1993. Il apparaît que le biais affecte surtout les surfaces de pluie les plus fréquentes jusqu'à des périodes de retour de 1 an au pas de temps 48 h et 3 ans au pas de temps 24 h. Seules les surfaces de pluie définies à des seuils pluviométriques supérieurs à 150 mm sont concernées. De plus cette étude montre que le biais introduit par le réseau reste toujours compris dans l'intervalle de confiance des quantiles, ce qui *a priori* n'était pas démontré. Le debiaisage des quantiles surfaciques apparaît ici inutile par rapport à l'incertitude d'estimation des quantiles. Mais pour cet échantillon, on note que l'intervalle de confiance des quantiles est très large et atteint jusqu'à 100 % des quantiles. Ce résultat est lié à l'échantillon analysé et au réseau considéré. En effet les intervalles de confiances sont liés à la taille de l'échantillon, un effectif plus important conduirait à une réduction de l'intervalle de confiance. De ce fait le biais introduit par le réseau ne serait plus nécessairement négligeable vis-à-vis de l'erreur d'estimation des quantiles. De même l'élargissement de la période d'observation à des années antérieures à 1958 peut aussi conduire à des conclusions différentes, pour la région étudiée, compte tenu de la diminution du pourcentage d'observation. Les conclusions relatives au poids négligeable du biais par rapport à l'erreur d'estimation des quantiles ne donc sont pas généralisables à d'autres échantillons réalisés sur une période d'observation ou une région différente. Toutefois la méthode présentée peut être transposée à d'autres zones géographiques, sous réserve que soit connue la distribution des aires de surfaces de pluie

et que l'on estime la potentialité du réseau à intercepter les surfaces de pluie en fonction de leur aire.

Une étude actuellement en cours vise à analyser les distributions de surfaces de pluie sur la région à partir d'épisode pluvieux sélectionnés à un seuil de 90 mm/j observé en au moins un poste de la région, sur la période d'observation 1900 à 1996. On a montré que le pourcentage d'observation des surfaces de pluie sur la période d'observation 1870-1957 diminue par rapport à 1958-1993. Cette diminution ainsi que l'enrichissement de l'échantillon risque de conduire à des conclusions différentes de celles dégagées ici. Mais pour l'heure, l'analyse de ce second échantillon est à ses débuts.

REMERCIEMENTS

Ce travail est réalisé dans le cadre du Programme National des Risques Naturels (PNRN, 1997) du CNRS, qui a financé cette étude. Les auteurs remercient Marc Montgaillard de la Société d'Ingénierie en Eau et Environnement pour sa coopération « informatique » et Valérie Jacq de la Direction Interrégionale Sud-Est de Météo-France pour son aide dans l'obtention des données.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AUSTIN, P.M., HOUZE, R.A. (1972). Analysis of the structure of precipitation patterns in New England. *Appl. Meteorol.* (11) : 926-935.
- BARRET, I., JACQ, V., RIVERAIN, J.C. (1994). Une situation à l'origine des pluies diluviennes en région méditerranéenne. L'épisode orageux du 22 et 23 septembre 1993 sur le Sud-Est de la France. *La météorologie*, 8^e série, (7) : 26-38.
- BERNDTSSON, R, JINNO, K., KAWAMURA, A., LARSON, M., NIEMCZYNOWICZ, J. (1994). Some Eulerian and Lagrangian statistical properties of rainfall at small space-time scales. *J. Hyd.*, (153) : 339-355.
- CHANGNON, S.A., VOGEL, J.L. (1981). Hydroclimatological characteristics of isolated severe rainstorms. *Water Resour. Res.*, (17)6 : 1694-1700.
- DAVY, L. (1989). Une catastrophe naturelle : l'averse Nîmoise du 03 octobre 1988 et ses conséquences hydrologiques. *Hyd. Cont.*, (4) 2 : 75-92.
- DESBORDES, M., MASSON, J.M. (1992). Précipitations extrêmes dans le sud de l'Europe. VIII^e journées hydrologiques de l'Orstom : 153-164.
- DUBAND, D. (1994). Pour une meilleure prise en compte de l'information hydrométéorologique historique, sur les crues importantes des bassins supérieurs de certaines rivières à risques. Congrès de SHF Nîmes, 23^e Journée de l'Hydraulique, tome 1 : 137-144.
- FELGATE, D.G., READ, D.D. (1975). Correlation analysis of the cellular structure of storms observed by raingauges. *J. Hyd.* (24) : 191-200.

- FOUFOULA-GEORGIU, E. (1989). On the accuracy of the maximum recorded depth in extreme rainstorms. Proceeding of the Baltimore Symposium, May 1989, IAHS, (181) : 41-49.
- GUPTA, V.K., WAYMIRE, E. (1979). A stochastic kinematic study of subsynoptic space-time rainfall. *Water Resour. Res.*, (15)3 : 637-644.
- HOBBS, P.V., LOCATELLI, J.D. (1978). Rainbands, precipitation cores and generating cells in a cyclonic storm. *J. Atmos. Sci.*, (35) : 230-241.
- HOBBS, P.V., MATJEKA, T.J., HERZEGH, P.H., LOCATELLI, J.D., HOUZE, R.A. (1979). The mesoscale and Microscale structure and organisation of clouds and precipitation in Midlatitude Cyclones. A case Study of a cold front. *J. Atmos. Sci.*, (37) : 568-596.
- HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R. (1986). The value of historical data in flood frequency analysis. *Water Resear. Res.*, (22)11 : 1606-1612.
- HOUZE, R.A. (1981). Structure of atmospheric precipitations systems : a global survey. *Radio Science*, (16)5 : 985-992.
- JACQ, V. (1995). Inventaire des situations à précipitations diluviennes en Languedoc-Roussillon/Paca/Corse. Service Central d'Exploitation de la Météorologie, Direction interrégionale Sud-Est, 190p.
- LEI, J., SCHILLING, W. (1993). Requirements of spatial raindata resolution in urban rainfall runoff simulation. 6th International Conference on Urban Storm Drainage, IARH-IAWQ, Niagara Falls, sept. 12-17 : 447-452.
- LLASAT, M.C., BARRANTES, J. (1994). Typologie des inondations dans le Nord-Est de l'Espagne. Congrès de SHF Nîmes, 23^e Journée de l'Hydraulique, tome 1 : 53-57.
- LLASAT, M.C., PUIGSERVER, M. (1992). Pluies extrêmes en Catalogne. *Hyd. Cont.*, (7)2 : 99-115.
- MADDOX, R.A. (1980). Mesoscale convective complexes. *Bull. Amer. Met. Soc.*, 69 : 1374-1378.
- MORRISSEY, L.M., MALIEKAL, J.A., GREENE, J.S., WANG, J. (1995). The uncertainty of simple spatial averages using rain gauge networks. *Water Resear. Res.*, 31(8) : 2011-2017.
- NEPPEL, L., DESBORDES, M., MASSON, J.M. (1998). Caractérisation de l'aléa climatique pluvieux en région méditerranéenne : analyse statistique des surfaces pluvieuses. *Rev. Sci. Eau*, à paraître.
- NIEMCZYNOWICZ, J. (1987). Storm tracking using raingauge data. *J. Hyd.*, (93) : 135-152.
- NIEMCZYNOWICZ, J. (1988). The rainfall mouvement - A valuable complement to short term rainfall data. *J. Hyd.*, (104) : 311-326.
- NIEMCZYNOWICZ, J. (1990). Necessary level of accuracy in rainfall input for runoff modelling. 5th international conference on urban storm drainage. 5th International Conference on Urban Storm Drainage, IARH-IAWQ, Osaka, july 23-27 : 593-601.
- PATUREL, E., DESBORDES, M., MASSON, J.M. (1986). Evaluation de l'influence de la densité des réseaux pluviométriques sur la détermination des lames précipitées. Laboratoire d'Hydrologie Mathématique, Université Montpellier II, note interne LHM 14-1986 : 44 p. + annexes.
- PEY, J. (1989). Nîmes le 03 octobre 1988. Ed. Notre Dame, 108p.
- RIVERAIN, J.C. (1997). Les épisodes orageux à précipitations extrêmes sur les régions méditerranéennes de la France. Service de Prévision Interrégionale, Direction Interrégionale Sud-Est de Météo-France, 92 p.
- TOURASSE, P. (1981). Analyses spatiales et temporelles de précipitations et utilisation opérationnelle dans un système de prévision de crues. Application aux régions Cévenoles. Thèse de doctorat, USMG-INPG, Grenoble, 189 p.