

ESTIMATION, REGIONALISATION ET MOYENNE SPATIALE DE LA DISTRIBUTION FREQUENTIELLE DES PLUIES

T. LEBEL, M. SLIMANI
(ORSTOM) - (INAT TUNIS)

1. INTRODUCTION

L'étude fréquentielle des crues a toujours été et demeure un sujet d'étude privilégié pour les hydrologues. Cette étude devrait en principe être basée sur l'analyse de longues séries de débits mesurés en un point où l'écoulement n'ait pas été perturbé durant la période de mesure, assurant l'homogénéité des données. De telles conditions sont rares, et les séries de débits homogènes pouvant se prêter à l'inférence statistique font souvent défaut.

Plusieurs méthodes largement diffusées pallient à la carence des mesures hydrométriques par l'utilisation de l'information pluviométrique. On peut citer comme exemples le NERC flood studies report (1975) en Grande Bretagne ou, en France, les méthodes SOCOSE et CRUPEDIX du Ministère de l'Agriculture, de même que la méthode du Gradex proposée par Guillot et Duband (1967). Les études pluviométriques présentent un double avantage par rapport aux études hydrométriques :

- + une station pluviométrique bien surveillée fournit des mesures plus stables dans le temps qu'une station limnimétrique.
- + les pluies sont mieux organisées dans l'espace, du fait particulièrement que si les débits résultent des pluies, c'est à travers des processus physiques dont les paramètres eux sont très variables à toutes les échelles.

Il est donc raisonnable de penser que les études régionales de pluie apportent plus que les études fréquentielles de débit, aussi bien en terme d'extrapolation fréquentielle que d'interpolation spatiale. Ceci est d'ailleurs d'autant plus vrai que l'on cherche à prédire des débits de période de retour élevée. En recourant au biais des études pluviométriques, on se heurte à un obstacle supplémentaire qui est le passage ultérieur de la pluie de fréquence F_0 au débit de même fréquence. Cet aspect ne sera pas traité ici car il déborde la thématique de ces deuxièmes journées hydrologiques de l'ORSTOM.

2. EVENEMENTS PLUVIEUX ET PLUIES DE PROBABILITE P_0

L'analyse spatiale des paramètres caractérisant la distribution fréquentielle de la pluie peut se décomposer en trois étapes :

- + l'étude des modèles probabilistes permettant de représenter au mieux les distributions ponctuelles observées. La cohérence nécessaire pour la régionalisation impose le choix d'une classe de modèles unique, seuls les paramètres variant d'une station à l'autre. L'examen simultané des distributions expérimentales de chaque station sera à la base de ce choix.
- + régionalisation, en particulier à travers la cartographie. Il faudra au préalable s'interroger sur le bien fondé de cette cartographie. En d'autres termes la variable présente-t-elle une organisation suffisante dans l'espace et quelle technique d'interpolation respecte-t-elle le plus fidèlement cette organisation ?
- + le calcul des valeurs moyennes qui sont celles qui intéressent véritablement l'hydrologue.

Il y a donc une certaine analogie entre l'analyse spatiale de l'événement pluvieux telle qu'elle a été décrite dans les contributions de Ch. Obled et P.M. Lehucher et l'analyse spatiale des paramètres fréquentiels, mais il y a également des différences notables :

- + les valeurs servant de base à la cartographie sont des valeurs estimées et non pas mesurées, ce qui a pour première conséquence que l'incertitude au point d'observation est plus grande.
- + l'analyse fréquentielle requiert de travailler sur des échantillons d'une trentaine de valeurs au moins. Pour pouvoir mettre en regard les modèles calés aux différentes stations, les périodes d'observations doivent de surcroît être identiques. Cet impératif de disposer de séries longues et concomitantes réduit le nombre de stations disponibles.
- + on ne dispose que d'une seule réalisation du processus aléatoire, puisqu'il n'existe qu'une seule pluie centennale (ou millénaire) par station. Quand on s'intéresse aux événements, on dispose au contraire de plusieurs réalisations qui une fois normées (par leur variance par exemple) peuvent être considérées comme étant des réalisations du même processus aléatoire, ce qui permet a priori une inférence plus robuste de la fonction de structure spatiale du phénomène.
- + si on travaille à un seuil de probabilité P_0 donnée, la valeur qui intéresse l'hydrologue est la pluie moyenne sur un domaine S ayant cette probabilité P_0 d'être dépassée (ou non dépassée). La résolution classique d'un système de type BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) pour les valeurs moyennes permet, elle, de calculer la moyenne des pluies ponctuelles de probabilité P_0 sur ce domaine S . Cette valeur est différente de la pluie moyenne recherchée du fait que la pluie sur un domaine pour un événement particulier n'est jamais uniformément répartie. Une valeur exceptionnellement forte en un point d'un bassin ne correspond pas nécessairement à des valeurs aussi exceptionnelles en d'autres points. Ce fait est traduit par la notion d'abattement : la pluie moyenne de probabilité 1% par exemple sera en général inférieure à l'intégrale des pluies ponctuelles de même probabilité. La résolution du système d'interpolation ne permet donc pas de calculer des pluies moyennes affectées d'une probabilité donnée.

Le fait de disposer de réseaux de mesure a priori moins denses et de travailler en réalisation unique pourrait faire penser que les paramètres caractérisant la distribution fréquentielle des pluies se prêtent plus difficilement à une étude régionale que les hauteurs d'eau tombées au cours d'un événement donné, surtout à petits pas de temps ($< 24h$) où les séries longues pluviographiques sont assez rares. En réalité, ces inconvénients sont compensés par une variation dans l'espace plus graduelle des paramètres fréquentiels. C'est d'ailleurs aux faibles pas de temps (par exemple une heure) que l'écart entre les distances de corrélation (portées) des phénomènes (paramètres fréquentiels/événements) est la plus importante. Il est donc difficile de préjuger de la possibilité d'utiliser les méthodes d'interpolation optimale pour cartographier des pluies décennales, centennales ou autres, la moindre densité des réseaux de mesure étant à mettre en balance avec une meilleure organisation dans l'espace.

Ces différents aspects de l'analyse régionale des paramètres fréquentiels pluviométriques peuvent être illustrés par une étude particulière du type de celle menée dans les Cévennes par l'équipe d'hydrométéorologie de l'Institut de Mécanique de Grenoble.

ETUDE DE CAS SUR LA REGION CEVENOLE

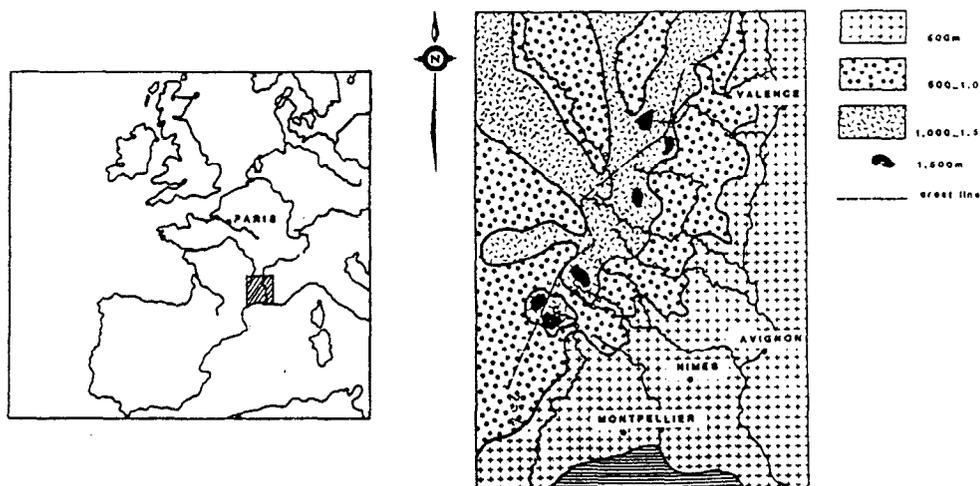


Fig 1 : Zone d'étude

3. LA ZONE D'ETUDE

Comme on peut le constater sur la figure 1, cette zone d'étude dépasse largement la région cévenole proprement dite. Elle inclut le haut vivarais au Nord et les garrigues languedociennes au Sud. A l'Ouest elle mord largement sur les hauts-plateaux du Massif Central et à l'Est elle est limitée par le Rhône, formant ainsi un quadrilatère de 34.000 km² environ. C'est une région où le relief joue un rôle prédominant, tant par ses contrastes (hauts-plateaux à plus de 1000 m au Nord-Ouest, sous régime Atlantique et garrigues du Sud-Est, d'altitude inférieure à 200m, proches de la Méditerranée) que par son caractère abrupt dans la partie centrale : le dénivellé atteint en certains points 1200 m sur une distance ne dépassant pas 20 km.

- Les crues violentes de ses cours d'eau (Vidourte, Gardons, Ceze) sont depuis fort longtemps célèbres, ce qui nous permet de disposer aujourd'hui de données pluviométriques assez nombreuses et anciennes. On a pu ainsi rassembler les données de 47 postes pluviographiques ayant fonctionné de façon concomitante durant au moins les 15 années antérieures à 1982 (figure 2). Certaines stations sont plus anciennes, telle celle de Montpellier Bel Air dont les enregistrements remontent à 1922. Que ce soit du point de vue de la protection contre les crues ou de celui du développement touristique, les aménagements hydrauliques concernent avant tout les bassins amonts dont la superficie ne dépasse guère 500 - 600 km². Les temps de concentration sont donc assez faibles, toujours inférieurs à la journée et dépassant rarement 12 heures, du fait également de la forte pente moyenne. De nombreux aménagements successifs et les détarages provoqués par les crues violentes font qu'aucune longue série de débits n'est disponible, justifiant particulièrement le recours aux études pluviométriques. Afin de couvrir le plus grand nombre possible de cas de figure, six pas de temps ont été choisis : 1, 2, 4, 6, 12 et 24 heures. La nécessité d'utiliser uniquement de l'information pluviographique a bien entendu réduit de beaucoup le nombre de postes disponibles. L'étude s'est limitée aux pluies d'automne responsables des crues les plus brutales et les plus dévastatrices, assurant par là une homogénéité aux échantillons traités (les fortes pluies d'automne ont toutes pour origine des dépressions méditerranéennes).

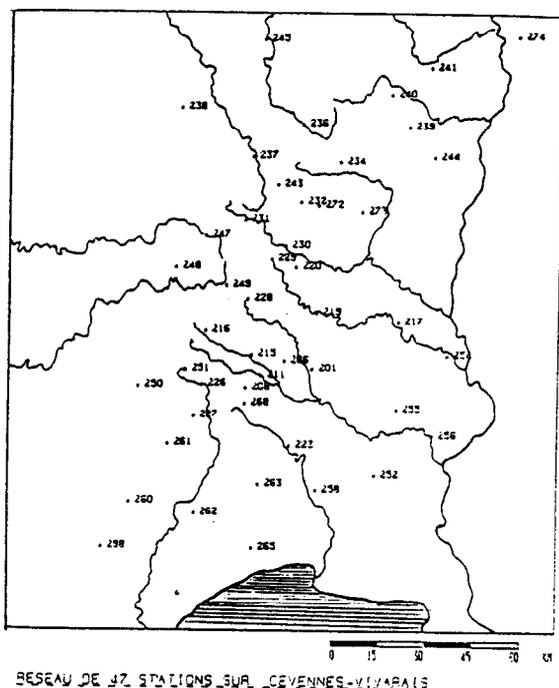


Fig. 2 : Le réseau pluviographique (1968-1982)

4. DISTRIBUTION DES VALEURS EXTREMES DE PLUIE PONCTUELLE

Pour chaque station, la distribution des maxima mensuels d'automne (septembre, octobre, novembre) aux 6 pas de temps a été étudiée sur la totalité de la période disponible. En règle générale il est apparu que la loi de Gumbel s'ajustait bien à ces échantillons. Néanmoins, des courbures dans la partie inférieure du nuage de points ont parfois été observées. Des études plus fines menées sur des stations longues ont alors montré que ces courbures disparaissaient lorsque l'on pouvait travailler sur des échantillons de maxima annuels (figure 3), ce qui est conforme à ce que la théorie laisse attendre (Slimani and Lebel, 1986). Là où le petit nombre d'années disponibles (15-25 ans) ne permet pas de se contenter d'une valeur par an, ce problème de courbure a été contourné en ajustant par moindres carrés une loi de Gumbel sur la partie supérieure de l'échantillon. Typiquement, cela permet pour une station de 20 ans (60 maxima mensuels) de conserver 40 à 50 points pour l'ajustement.

On a également observé la présence de valeurs "anormalement" fortes ("outliers") dans la partie supérieure de certaines distributions expérimentales. Ceci concerne surtout les stations situées à l'Ouest de la ligne de crête et les faibles pas de temps. On peut tenter d'expliquer cela par l'occurrence relativement faible des retours d'épisode cévenol provoquant des pluies intenses dans des zones où elles ne sont d'habitude pas observées, comme cela a été le cas lors de l'épisode de septembre 1980. Dans le cas où la présence simultanée d'outliers et d'une courbure dans la partie basse de l'échantillon ne permettait pas un simple ajustement par moindre carré, on a ajusté un modèle sur l'ensemble des pluies successives. Ce modèle, préconisé par Duband (1967a), est une somme de deux exponentiels :

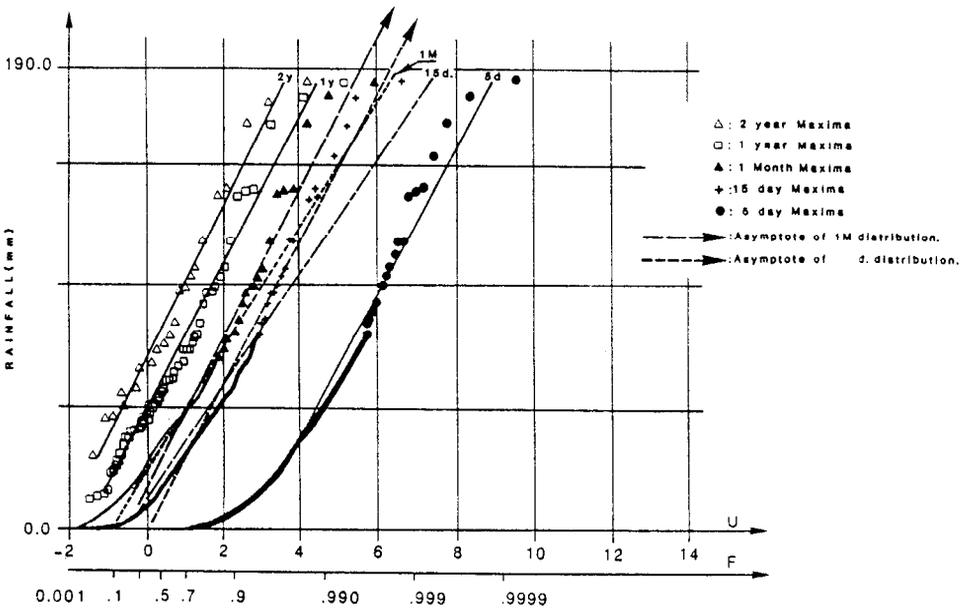


Fig. 3 : Distribution des valeurs extrêmes de pluie journalière à Montpellier Bel-Air. Les maximas sont calculés sur des périodes de 5 jours, 15 jours, 1 mois, 1 an et 2 ans respectivement, en allant de la droite vers la gauche.

$$F(z) = 1 - \beta e^{-z/a} - \gamma e^{-z/c} \quad (1)$$

avec $a > c > 0$,

qui pour des valeurs fortes de Z se réduit à

$$F(z) \approx 1 - \beta e^{-z/a}$$

c'est à dire qu'il possède une asymptote de pente a en papier de Gumbel, égale à la pente de la loi de Gumbel qui pourrait être calée sur des maxima. C'est cette pente que l'on appelle gradex (gradient de l'exponentielle).

Quelques résultats apparaissent plus spécialement importants à retenir à la suite de cette étude des distributions ponctuelles :

- 1/ Le modèle de Gumbel est généralement valide dans la zone pour les 6 pas de temps considérés et pour la saison d'automne.
- 2/ En cas de mauvaise adéquation du modèle à un échantillon donné, une étude plus fine (échantillon de maxima annuels, ou au contraire échantillon de toutes les pluies), permet d'ajuster soit une loi de Gumbel, soit un modèle asymptotiquement convergent vers une loi de Gumbel.
- 3/ Pour ce qui est de la loi de Gumbel, l'ajustement par la méthode du maximum de vraisemblance, parce qu'il donne trop de poids aux valeurs faibles, fournit des estimations généralement moins bonnes que la méthode des moments (figure 4). Ceci a été confirmé aussi bien par des simulations stochastiques que par le découpage des séries exceptionnellement longues (telle Montpellier Bel air) en sous-séries (SLIMANI, 1985).
- 4/ Seule l'étude à l'échelle régionale a permis de résoudre avec une certaine confiance les problèmes posés par quelques stations particulières.

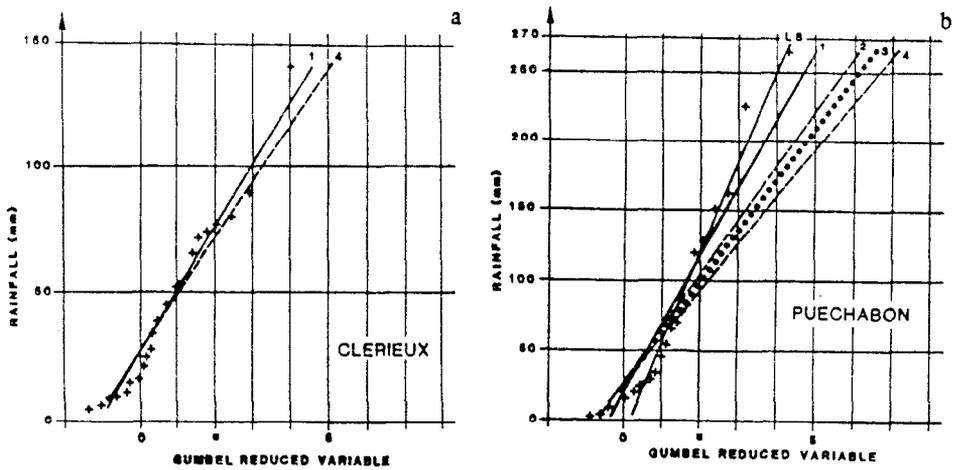


Figure 4 : Ajustement d'une loi de Gumbel à la distribution expérimentale des maxima mensuels.

- a) pluies en 12 heures à Clérieux (N° 274 sur la figure 2)
- b) pluies en 2 heures à Puechabon (N° 262 sur la figure 2).
- LS : ajustement par moindres carrés sur la partie supérieure de la distribution.
- 1 : ajustement par la méthode des moments
- 4,2,3 vraisemblance, en utilisant la formulation classique (SLIMANI and LEBEL, 1985) et les corrections proposées par REVFEIM (1983) et FIORENTINO (1984) respectivement.

La procédure suivie pour ajuster un modèle probabiliste en chaque station a donc été la suivante:

- 1/ tracé de la distribution expérimentale des maxima mensuels sur un papier de Gumbel en utilisant la formule $(i-0,5)/n$ pour calculer la fréquence empirique de la i ème station. Calcul de la moyenne \bar{z} et de la variance s_z^2 de l'échantillon.
- 2/ ajustement de la loi de Gumbel par la méthode des moments et du maximum de vraisemblance. Si la qualité de l'ajustement est bonne :
 - 2a) estimation des paramètres α (gradex) et z_0 (mode) par la méthode des moments :

$$\hat{\alpha} = 0,78 S_z$$

$$z_0 = \bar{z} - 0,577 \alpha \quad (2)$$

sinon

- 2b) étude plus fine (maxima annuels; distribution complète).

- 3/ calcul du gradex(a), de la pluie décennale (P10) et de la pluie centennale (P100) sur la période commune 1967-1982 pour chacune des 47 stations.
- 4/ calcul de l'écart type d'estimation ponctuelle :

$$\sigma_a = 1,05 \text{ à } \sqrt{\frac{1}{N}} = 0,82 \text{ s } \sqrt{\frac{1}{N}}$$

$$\sigma_{P10} = 3,82 \text{ à } \sqrt{\frac{1}{N}} = 2,98 \text{ s } \sqrt{\frac{1}{N}}$$

$$\sigma_{P100} = 6,15 \text{ à } \sqrt{\frac{1}{N}} = 4,80 \text{ s } \sqrt{\frac{1}{N}}$$

où N est la taille de l'échantillon (ici 45 environ, ce qui implique un écart-type relatif de l'ordre de 15% sur l'estimation de a).

- 5/ calcul de la relation de Montana à chaque poste, ce qui permettra d'interpoler les paramètres étudiés pour des pas de temps intermédiaires.

Exemple :

$$P_{100}(\Delta t_2) / P_{100}(\Delta t_1) = (\Delta t_2 / \Delta t_1)^n$$

La loi de Montana est donc caractérisée par l'exposant n.

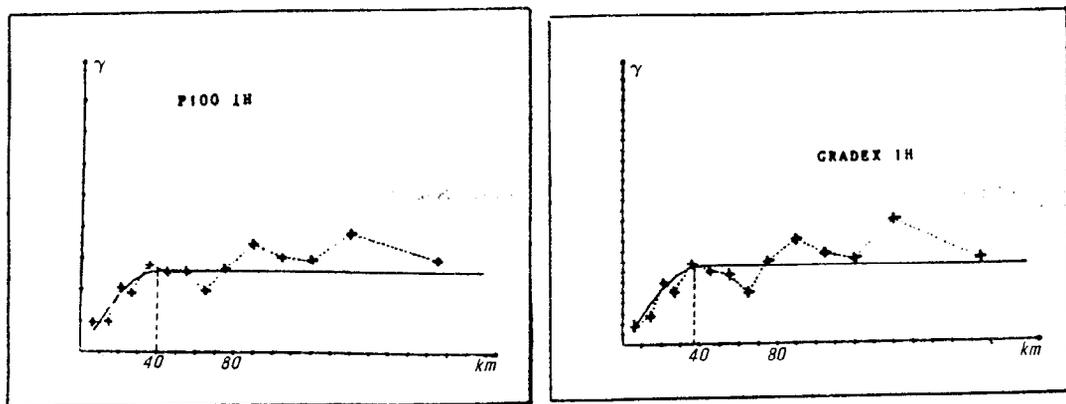


Fig. 5 : Calage d'un modèle sphérique (portée 40 km) sur les variogrammes expérimentaux de la pluie centennale et du gradex horaires.

5. REGIONALISATION

Le tracé de cartes qui est l'objectif ultime de la régionalisation a été effectuée selon trois approches différentes dont on a cherché à comparer les résultats pour les 18 variables concernées (3 paramètres fréquentiels à 6 pas de temps).

- cartographie directe à partir des valeurs ponctuelles à la suite d'une interpolation par krigeage aux noeuds d'une grille régulière.
- étude des relations entre paramètres fréquentiels et relief. Cartographie des résidus de la régression multiple.
- combinaison des deux démarches ci-dessus en intégrant le relief dans le processus et interpolation directe par le cokrigeage.

5.1. Cartographie directe

La première étape de toute cartographie directe est l'étude de la structure spatiale du phénomène qui doit permettre de dire si le phénomène étudié est cartographiable ou non. Deux exemples de variogrammes expérimentaux pour les pluies horaires sont donnés sur la figure 5. On constate que dans les deux cas il y a un palier manifeste et qu'un modèle de type sphérique s'ajuste assez bien. Le même type de résultat obtenu pour les autres pas de temps amène à conclure que l'organisation spatiale est assez bonne, sans dérive manifeste et qu'une cartographie directe est donc envisageable.

Comme on peut le voir dans le tableau 1, la distance de décorrélation (portée) croit régulièrement, depuis 45 km pour la P10 en une heure, à 80 km pour le P10 en 24 heures, et de 40 km pour la pluie centennale horaire à 60 km pour la pluie centennale journalière.

Tableau 1 : Portée en km des variogrammes de la pluie décennale et de la pluie centennale

Pas de temps (heures)	1	2	5	6	12	24
P 10	45	48	50	55	72	80
P100	40	45	46	50	56	60
Pluie-événement	25	30	35	40	50	65

Il apparaît clairement que les paramètres fréquentiels sont plus fortement corrélés dans l'espace que les événements, surtout aux faibles pas de temps. Par ailleurs, et bien que des données supplémentaires soient nécessaires pour aboutir à une conclusion sûre, l'abaissement de la portée lorsque la durée de retour augmente, peut s'expliquer physiquement par le fait que les pluies les plus fortes sont plus concentrées spatialement.

Si les cartes obtenues par krigeage peuvent être considérées comme fiables dans les zones où la densité du réseau est suffisamment grande, on peut par contre s'interroger sur leur valeur dans les endroits faiblement échantillonnés (par exemple la zone comprise entre les basses vallées du Gardon et de la Cèze ou sur la basse Ardèche). Lorsqu'on cherche à interpoler en un point qui n'est pas corrélé avec une station de mesure, le krigeage en dérive constante estime la valeur au point comme étant la moyenne locale du champ. Dans le cas qui nous intéresse, cela peut conduire à de graves sous-estimations des risques encourus. Pour cette raison, un krigeage avec dérive linéaire, qui a tendance à "exagérer" les bosses, pourrait être préféré pour les zones de montagne où souvent les stations sont établies dans les vallées. Un cas particulier de krigeage avec dérive linéaire est celui de l'interpolation spline de type plaque mince (Dubrule, 1981). Sur la figure 6 on peut comparer les cartes obtenues à l'aide d'un krigeage avec dérive constante (variogramme sphérique) d'une part et à l'aide des fonctions spline d'autre part. On constate qu'effectivement le dôme central des isohyètes supérieures à 18 mm est plus étendu sur la carte spline.

Quelles que soient les raisons qui puissent nous pousser à choisir une technique d'interpolation plutôt qu'une autre (confiance dans les outils statistiques, ou préférence pour la surestimation plutôt que la sous-estimation), le crédit que l'on peut accorder au résultat obtenu est évidemment faible dès lors que l'on travaille sur une zone pratiquement dépourvue de mesures.

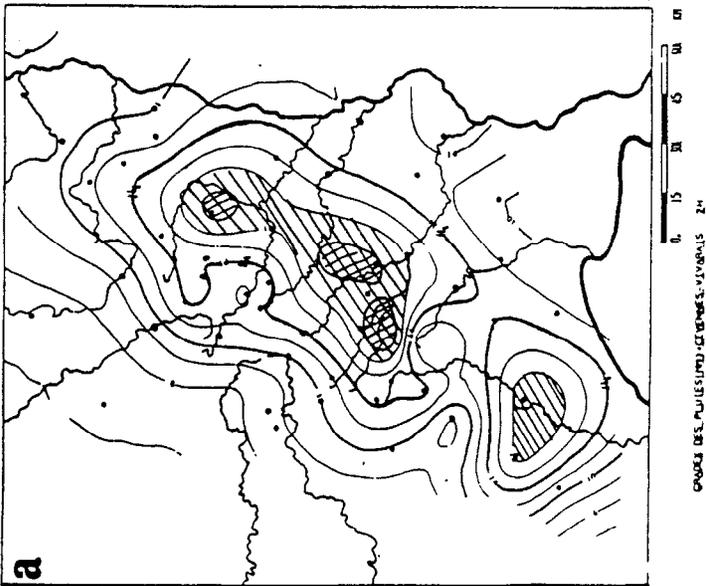
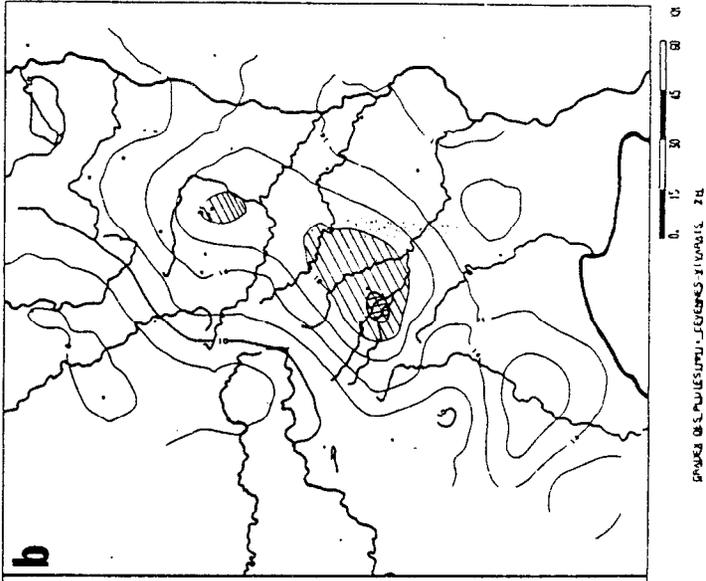
Ceci amène tout naturellement à essayer d'introduire une donnée exogène susceptible de rattacher l'interpolation à une information plus locale. C'est ce qui a été tenté en étudiant les relations entre la topographie et les variables pluviométriques, suivant en cela l'exemple de Laborde (1984).

5.2. Liens avec le relief

Lorsqu'on examine la figure 6, le relief schématisé sur la figure 1 semble jouer un rôle important dans l'organisation générale des isovaleurs. On a donc calculé pour chacune des 47 stations, une centaine de paramètres morphométriques susceptibles de caractériser l'altitude, l'encastement et l'exposition de chaque site, puis on a étudié par corrélation multiple les liens entre ces paramètres et chacune des 18 variables pluviométriques. Il est apparu que parmi la centaine de paramètres proposés, quatre ont un pouvoir explicatif significatif. Les quatre paramètres sélectionnés diffèrent les uns des autres selon la variable pluviométrique (c'est à dire selon le pas de temps et le paramètre fréquentiel considérés), mais la distance et l'exposition par rapport à la ligne de crête d'une part et à la mer d'autre part ressortent presque toujours (Slimani, 1985).

Figure 6 : Cartographie du gradex des pluies en 2 heures

- a : Spline (krigeage avec dérive linéaire)
- b : Krigeage (variogramme sphérique, dérive constante)



/// Zones > 18 mm
 XXX Zones > 20 mm

Pour une variable pluviométrique Z quelconque (gradex, pluie décennale ou pluie centennale à un des 6 pas de temps considérés) on a donc calculé une équation de régression du type :

$$Z = \sum_{j=1}^J a_j Y_j + \varepsilon$$

où Y_j est une variable topographique explicative et a_j le coefficient de régression. j est généralement égal à 4.

On peut également écrire :

$$Z_R = \sum_{j=1}^J a_j Y_j \quad (3)$$

et $Z = Z_R + \varepsilon$,

relation valable en tout point où les variables topographiques sont disponibles, c'est à dire dans ce cas aux noeuds d'une grille régulière de 500 * 500 m, résultat d'une digitalisation manuelle du relief.

On est alors à même de tracer deux cartes :

- 1) la carte des Z_R
- 2) la carte des ε

L'estimation en un point (Y_0) peut donc se faire de deux façons :

tab. 15 $Z(x_0) = Z_R(x_0) + \varepsilon$

qui est le résultat d'une interpolation dans le champ des Z_R et dans le champ des ε ; ou :

tab. 15 $Z(x_0) = Z(x_0) + \varepsilon \quad (4)$

et dans ce cas, Z_R a été recalculé au point x_0 à partir de la carte topographique.

Dans notre cas, il s'est avéré difficile de procéder ainsi car le champ des ε était en général mal structuré dans l'espace, rendant l'interpolation peu sûre.

Par ailleurs, la variance expliquée de Z par Z_R (R^2) varie de 51 % (1 h) à 68% (24 h), valeurs trop faibles pour se contenter d'une approximation $\tilde{Z}(x_0) = Z_R(x_0)$.

En conclusion, la carte des Z_R , générée par le relief seul, se caractérise par une très bonne résolution mais ne pouvait être utilisée telle quelle du fait du fort pourcentage de variance inexpliquée.

5.3. Cokrigage

Alors que l'équation de régression (4) ne prend en compte que des variables externes calculées du point x_0 , l'interpolation par krigeage du paragraphe 2.1, est assimilable à une autoregression sur les valeurs de la même variable Z observée en d'autres points ($X_i, i = 1, n$). Le cokrigage vise à fusionner ces deux approches complémentaires en ayant recours à un modèle spatial de type ARMA.

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) + \sum_{j=1}^J \alpha'_j y_j + c(x_0)$$

En théorie on pourrait construire ce modèle en utilisant toutes les variables topographiques y_j , mais on aboutirait alors à un système surdéterminé puisqu'on dispose de 47 stations et de 100 variables y_j .

En réalité, l'étude de corrélation multiple du paragraphe 5.2. a montré que les variables y_j étaient fortement liées entre elles et qu'un petit nombre seulement avait un pouvoir explicatif significatif. Afin de ne pas surparamétriser le modèle, il a donc été décidé d'introduire une unique variable exogène $Z_R(x_0)$ supposée représenter à elle seule la part la plus intéressante du relief. On aboutit donc à :

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) + \alpha_0 Z_R(x_0) \quad (5)$$

Le modèle peut être raffiné en prenant de surcroît en compte les valeurs de Z_R aux noeuds de grille entourant x_0 , afin de provoquer un certain lissage de l'effet relief.

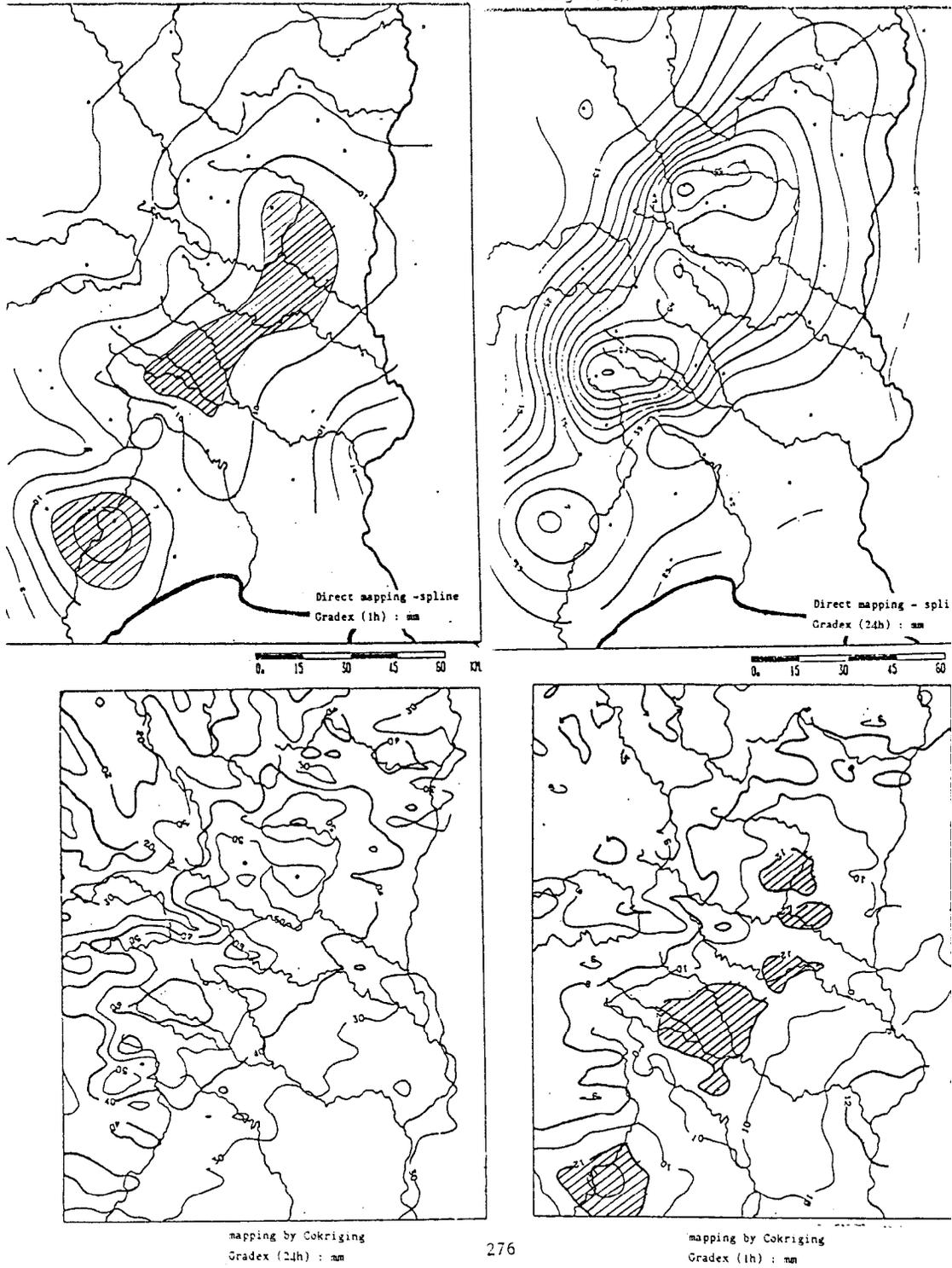
De façon similaire au krigeage, le cokrigage permet de tracer la carte des variances théoriques d'erreur d'estimation $\sigma^2(x_0)$ et ces variances peuvent être utilisées pour construire des intervalles de confiance pour la carte des $Z(x_0)$.

Le point délicat de la mise en oeuvre d'une interpolation par le krigeage est l'inférence des fonctions de structure croisées entre la variable expliquée et les variables exogènes.

Sur la figure 7, on a tracé deux cartes provenant de la cartographie directe et deux cartes obtenues par cokrigage. On peut constater que :

- + l'introduction du relief ne change pas de manière significative l'allure générale des cartes, dans les secteurs bien instrumentés.
- + les cartes obtenues par cokrigage ont un aspect beaucoup moins lisse que celles résultant d'une cartographie directe. Cela est surprenant puisqu'en général l'introduction des termes de moyenne mobile provoque un certain lissage. Ce comportement paradoxal est lié au fait que la variable exogène Z_R est connue avec une bien meilleure résolution que la variable Z . Les irrégularités de détail induites par un relief aux variations locales assez brutales doivent donc être considérées avec prudence.
- + Malgré cela, dans les zones faiblement échantillonnées et sur les bords, l'utilisation du relief remédie en partie aux carences du réseau de mesure et permet de réduire les effets de bordure observés sur les cartes de la figure 6. On peut néanmoins s'interroger sur la validité du modèle (5), basée sur la relation (3), pour la partie Nord-Ouest du secteur étudié. En effet la régression (3) a été obtenue à partir d'un réseau de mesures concentré au Sud-Est de la ligne de crête, et son extrapolation en dehors de ce domaine demande à être justifiée.

Figure 7 : Comparaison des cartes obtenues par cartographie directe (en haut) et cokrigeage (en bas), (Gradex journalier à droite et horaire à gauche).



Quelle que soit la représentation choisie, une constatation globale s'impose : la position des noyaux de fortes isovaleurs diffère selon le pas de temps considéré. Les noyaux sont situés sur la partie inférieure des bassins amonts pour la pluie horaire et remontent graduellement le relief jusqu'à se centrer sensiblement sur la ligne de crête pour les pluies journalières. L'étude fréquentielle confirme donc les observations faites à l'échelle de l'événement par Tourasse (1981), à savoir qu'il pleut plus souvent et plus longtemps mais moins intensément sur la ligne de crête qu'au pied des reliefs. En d'autres termes, les zones de pluie fréquente diffèrent des zones de pluie intense, ce qui se traduit notamment par le fait que la zone des plus fortes pluies horaires n'est pas la même que celle des plus fortes pluies journalières.

6. DISTRIBUTION DES PLUIES MOYENNES

On s'est uniquement préoccupé jusqu'ici de la régionalisation des distributions statistiques de pluie ponctuelle. En fait, la variable dont il est le plus intéressant de connaître la distribution est la pluie moyenne sur un domaine de superficie S , Z_S :

$$Z_s = \frac{1}{S} \int_S Z(M) dM \quad (6)$$

où M est un point quelconque du domaine.

A priori, il existe deux possibilités pour modéliser la fonction de répartition de Z_S :

- 1) ajuster le modèle sur une série d'observations de Z_S (démarche comparable à ce qui se fait normalement pour la pluie ponctuelle).
- 2) dériver le modèle à partir du modèle de pluies ponctuelles et d'une fonction d'abatement spatial.

Dans la pratique, aucune de ces deux approches n'est envisageable telle quelle puisque :

- 1) on ne sait pas mesurer Z_S . La seule série d'observations disponible est celle de $Z_S = \sum \lambda_i Z_i$, calculée à partir des mesures ponctuelles.
- 2) on ne sait pas calculer la distribution de l'intégrale (6) à partir de la seule connaissance de celle de $Z(M)$, même si on connaît la fonction de corrélation spatiale (voir tentatives de Duband (1967b), pour un nombre fini de variables identiquement distribuées).

On doit donc dans tous les cas avoir recours à des hypothèses simplificatrices et à des approximations plus ou moins sophistiquées selon que l'on considère que la pluie est homogène dans l'espace ou non.

6.1. Pluie homogène :

Si la pluie est homogène sur un domaine S , toutes les variables aléatoires ($Z(M)$, $M \in S$) sont alors identiquement distribuées, c'est à dire notamment que la moyenne μ_Z , la variance (σ_Z^2) et la loi de probabilité sont les mêmes en tout point du domaine.

Sous l'hypothèse que l'on connaît le type de modèle pour la distribution de la pluie moyenne (ce type pouvant être le même que celui de la pluie ponctuelle), la détermination du modèle se limite à l'estimation de ses paramètres $\{\theta\}$.

Sous l'hypothèse simplificatrice supplémentaire que le modèle est un modèle à deux paramètres (θ_1, θ_2) et que les estimateurs $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ obtenus par la méthode des moments sont non biaisés, l'inférence de la distribution des pluies moyennes se limite alors à l'estimation de la moyenne μ_Z

et de l'écart type σ_z de cette distribution. Une telle estimation ne nécessite que la connaissance de μ_z , σ_z^2 et de la fonction de corrélation spatiale $[K(MM')]$ puisque l'on a :

$$\mu_S = \frac{1}{S} \int_S \mu_z$$

$$\sigma_S^2 = \frac{1}{S^2} \int_S \int_S K(\overline{MM'}) dM dM'$$

Cette intégrale (qui est quadruple puisque chacune des deux extrémités du vecteur MM' décrit la surface S) se transforme en :

$$\sigma_S^2 = \sigma_z^2 - \frac{1}{S^2} \int \int \gamma(\overline{MM'}) dM dM' \quad (7)$$

lorsque la fonction de corrélation spatiale est un variogramme borné par la variance σ_z^2 (voir par exemple sur le calcul de σ_z^2 , Journel and Huijbregts (1978)).

Cette double intégrale peut être calculée analytiquement pour des formes de domaine particulières (rectangle (Serra, 1976), cercle), et approximer numériquement dans le cas général à partir d'une discrétisation suffisamment fine de la surface S .

Bien qu'il soit possible pour certaines lois particulières et à partir de la formulation (7) de mettre sous forme analytique le coefficient d'abattement défini par Brunet-Moret et Roche (1963), de tels calculs ne peuvent s'appliquer au cas qui nous intéresse puisque les figures 6 et 7 montrent qu'à l'évidence l'hypothèse d'homogénéité n'est pas réaliste à l'échelle d'un Bassin Versant de 100 à 500 km². Ainsi sur le Gardon d'Alès (318 km²) la pluie centennale horaire varie de 53 à 70 mm et le gradex de 8,5 à 12,5 mm.

6.2. Pluie non identiquement distribuée

Si on est capable d'identifier la dérive du phénomène et le variogramme des résidus, l'approche décrite au paragraphe 6.1. est encore envisageable.

On sait néanmoins que cette double identification est à la fois délicate et peu robuste (Delhomme, 1976) et on est donc amené à travailler non plus sur la variable Z mais sur son estimée :

$$Z_S = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_i \quad (8)$$

Pour que \hat{Z}_S soit une estimation sans biais, il faut que $\sum \lambda_i = 1$. Les coefficients de pondération λ_i étant par exemple calculés par krigeage.

La qualité de l'estimateur \hat{Z}_S peut être a priori et théoriquement mesurée par la variance de l'erreur d'estimation, directement calculable dans le cas du krigeage.

Si cette variance est faible (par exemple inférieure à 10 % de la variance σ_z^2), on peut admettre que la distribution de \hat{Z}_S constitue une approximation suffisante de la distribution de Z_S .

Sous les hypothèses déjà faites au paragraphe 6.1. (loi de distribution de type connu à deux paramètres estimés par la méthode des moments), la connaissance de la distribution de \bar{Z}_S se ramène à celle de la moyenne $\mu(\bar{Z}_S)$ et de la variance $\sigma^2(\bar{Z}_S)$, qui peuvent être évaluées à l'aide des expressions ci-dessous :

et
$$\mu(\bar{Z}_S) = \sum \lambda_i \mu_i \quad \text{où } \mu_i \text{ est la moyenne à la station } i$$

$$\sigma^2(\bar{Z}_S) = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \text{ cov}(Z_i, Z_j) \quad (9)$$

$$\text{avec } \text{cov}(Z_i, Z_j) = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

σ_i étant l'écart-type à la station i et ρ_{ij} le coefficient de corrélation entre les stations i et j .

L'inférence d'un corrélogramme ou d'un variogramme unitaire (Cf. Lebel and Bastin, 1985) peut fournir l'expression analytique de ρ_{ij} , et l'expression (9) devient alors :

$$\sigma^2(\bar{Z}_S) = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (10)$$

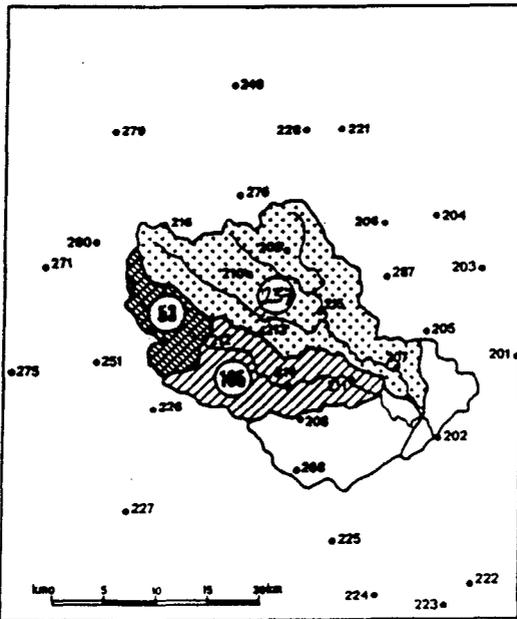


Fig. 8 : Le Gardon d'Anduze (545 km²) ; bassin principal et sous bassins.
 (53 km² : Gardon de St André ; 165 km² : Gardon de St Jean (Gardon de St André inclus).
 237 km² : Gardon de Mialet.

6.3. Application au Gardon d'Anduze

Le Gardon d'Anduze est un bassin de 545 km² dont l'altitude varie entre 130 et 1300 m, pour lequel on disposait en 1981 des données pluviographiques suivantes sur un carré de 70 x 70 km centré sur le bassin (figure 8) :

- 34 stations fonctionnant depuis 1975 au moins, dont 12 appartenant au bassin
- 18 stations fonctionnant depuis 1975 au moins, dont 5 appartenant au bassin (voir tableau 2)
- 13 stations fonctionnant depuis 1963

Parmi les 18 stations "mi-longues", 7 ont un poids prépondérant dans l'estimation de la pluie par krigeage sur le bassin. Le tableau 2 montre la forte variabilité des paramètres de la loi de Gumbel pour ces stations.

L'estimation du gradex (paramètre d'échelle) de la pluie moyenne sur ce bassin et sur des sous-bassins doit donc prendre en compte cette variabilité. Dans un premier temps on peut admettre comme borne supérieure de l'estimation, la moyenne pondérée des gradex ponctuels.

$$g_S^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i g_i \quad (11)$$

où les λ_i sont les coefficients de l'estimateur de krigeage (\hat{Z}_S), n étant le nombre de stations longues du voisinage. Ce calcul revient à considérer qu'il existe une interdépendance totale entre les stations ($\rho_{ij} = 1$ dans la formule 10 pour $i \neq j$), ce qui maximise $\sigma^2(\hat{Z}_S)$.

Il est à noter que le calcul de g_S par l'expression 11 est sensiblement équivalente à une intégration numérique de la surface krigée sur le bassin. L'écart éventuel entre les deux calculs peut provenir soit de l'adoption d'une fonction de structure différente pour le calcul de Z_S de celle considérée pour l'interpolation du champ des gradex, soit des arrondis numériques. Les fonctions de structure de l'événement pluvieux d'une part et des gradex d'autre part étant très proches (voir tableau 1), et les intégrations numériques étant calculées sur des grilles suffisamment fines, on peut constater dans le tableau 2 que les différences entre les deux calculs sont effectivement faibles (valeurs marquées respectivement par * et **).

Tableau 2 : Distribution de la pluie moyenne horaire calculée à partir des distributions ponctuelles. Le gardon de St Jean est inclus dans le Gardon d'Anduze

	Altitude (mm)	gradex (mm)	P 10 (mm)	P 100 (mm)
St Jean du Gard (1)	200	13,5	55	87
St Etienne V.F. (2)	290	12,1	51	80
Soudorgues (1)	502	12,6	53	83
Cognac (2)	595	8,8	38	59
Barre des Cévennes (2)	916	8,6	38	58
Valleraugue (3)	360	9,9	45	68
Aigoual (3)	1567	9,7	45	68
Gardon à Anduze (545 km ²)		* 12,6	52	82
		** 12,0	52	81
Gardon à St Jean (165 km ²)		* 11,8	49	77
		** 11,5	48	76

(1) Stations du Gardon de St Jean (donc du Gardon d'Anduze)

(2) Stations du Gardon d'Anduze n'appartenant pas au Gardon de St Jean

(3) stations n'appartenant pas au Gardon d'Anduze mais ayant un poids (λ_i) fort dans le calcul de Z_S par krigeage.

$$* g_s = \sum \lambda_i g_i$$

** Intégration numérique de la surface krigée.

On peut maintenant chercher un estimateur plus réaliste de g_s en développant l'expression (10).

La loi de Gumbel s'ajustant bien aux maxima mensuels ponctuels, on suppose qu'il en est de même pour les maxima mensuels des pluies moyennes et on cherche à estimer le gradex g en se basant sur l'estimateur des moments : $g_s = 0,48 \sigma_s$

avec $\sigma_s = \sigma(Z_S)$, $\sigma(Z_S)$ étant calculé à l'aide de la relation (10), et en utilisant le variogramme unitaire ($\gamma_{ij} = 1 - \rho_{ij}$), on obtient :

$$g_S = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j (1 - \gamma_{ij}) g_i g_j)^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

et

$$Z_{OS} = \mu_S - 0,577 g_s$$

avec

$$\mu_S = \sum \lambda_i Z_i \mu_i$$

Le calcul de \hat{g}_s ne nécessite donc que la connaissance des gradex ponctuels et des variogrammes aux différents pas de temps. En utilisant les gradex ponctuels calculés pour les 13 stations longues du domaine d'étude et des variogrammes identifiés par ailleurs, on a pu estimer g_s avec la relation (12). On obtient alors des valeurs g_s sensiblement inférieures à celles obtenues par l'expression 11, comme cela apparaît dans le tableau 3. Dans la mesure du possible, ces résultats demandent à être validés, ce qui est envisageable dans cette région grâce à l'importance du réseau pluviographique.

6.4. Validation

La validation des calculs de g_s ne peut se faire par comparaison avec des valeurs observées ou connues par la théorie, et ce pour les raisons exposées en début de section 6. On doit donc chercher à définir une valeur g_s de référence qui tienne lieu de "vérité terrain".

Dans ce but une série test de pluies moyennes Z_s a été constituée dont on a étudié la distribution expérimentale permettant de vérifier :

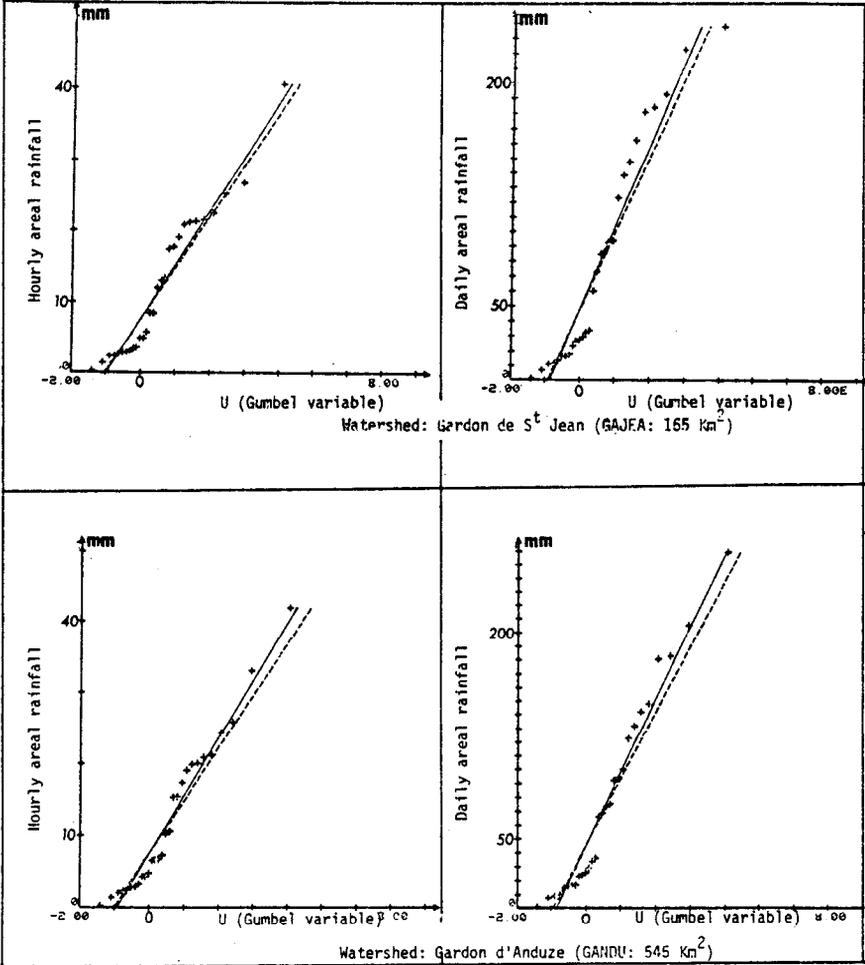
- 1) si la loi de Gumbel s'ajuste effectivement à cette distribution ;
- 2) si les paramètres de cette loi sont proches de ceux calculés au paragraphe 6.3. par l'expression 12.

Pour ce faire, on s'est basé sur les données de la période 1971-1980 enregistrées aux 18 stations mi-longues. Les données des années 1968-1970 ont dû être abandonnées à cause de lacunes rendant impossible le calcul de pluies moyennes homogènes avec celles établies pour les années 1971-1980.

La validation a porté sur quatre bassins : le bassin principal de 545 km² et trois sous-bassins. On a ainsi pu vérifier que :

1. Les pluies moyennes s'ajustent bien à une loi de Gumbel (figure 9) ; pour tous les bassins et pas de temps considérés, validant ainsi l'hypothèse qui est à la base des calculs des paragraphes 6.2. et 6.3.
2. Les estimations fournies par l'expression (12) sont proches des estimations obtenues par calage direct de la loi de Gumbel sur la série des pluies moyennes (valeurs (1) du tableau 3).
3. Le calcul de g_s par la moyenne pondérée des gradex (valeurs (2) dans le tableau 4) conduit à des surestimations importantes, et par comparaison avec les valeurs (1), n'est plus proche de g_s^* que pour le plus petit bassin du pas de temps de 24 h.

Fig. 9 : Ajustement de la loi de Gumbel aux maxima mensuels des pluies moyennes spatiales estimées par krigeage (1971-1980)



— : méthode des moments
 - - - : méthode du maximum de vraisemblance

Tableau 3 : Comparaison des valeurs de g_s et P100 obtenues à l'aide de trois méthodes

		GRADEX SPATIAL			PLUIE DECENNALE		
		test	$\hat{g}_s(1)$	$\hat{g}_s^*(2)$	test	1	2
G. Anduze (545 km ²)	1 H	8,1	8,1	12,6	54	59	82
	24 H	53,3	53,7	61,5	349	350	390
G. Mialet (237 km ²)	1 H	9,0	9,1	12,4	61	64	81
	24 H	58,3	67,6	65,6	377	371	413
G. St Jean (165 km ²)	1 H	7,7	8,5	11,8	52	60	77
	24 H	56,2	56,0	66,3	369	367	420
G. St André (53 km ²)	1 H	7,9	7,5	9,8	54	53	65
	24 H	61,7	56,9	65,0	394	364	409

(1) : g_s calculé par l'expression 12 (portée du variogramme : 25 km pour 1 h ; 50 km pour 24 h)

(2) : g_s calculé comme la moyenne pondérée des gradex ponctuels.

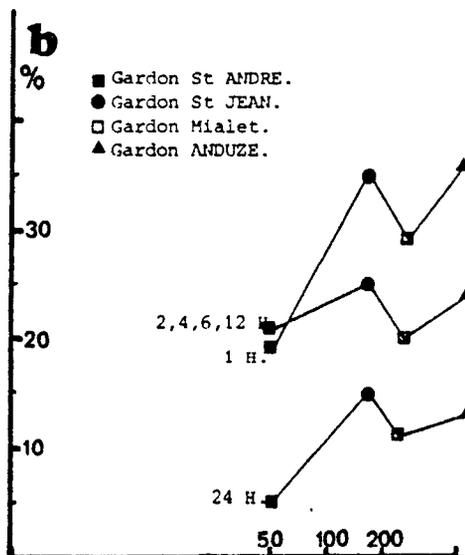
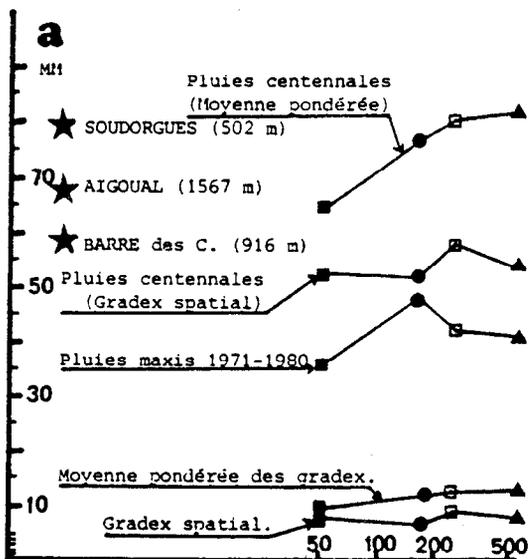
6.5. Abattement

La notion d'abattement telle qu'elle est définie par Brunet-Moret et Roche (1963) perd sa signification sur des domaines où les paramètres fréquentiels ponctuels ne sont pas constants. On peut néanmoins comparer les valeurs spatiales calculées avec l'expression (12) à certaines valeurs ponctuelles comme cela est fait sur la figure 10a.

On peut également redéfinir l'abattement dans un contexte de non homogénéité comme étant un rapport de la valeur spatiale calculée avec le variogramme sur la moyenne des valeurs ponctuelles. La figure 10b montre que ce rapport (en réalité son complément à 1 sur cette figure) n'est pas une fonction monotone de la superficie du bassin considéré. Dans les zones à fort relief, l'altitude et l'exposition du bassin compte autant que sa superficie lorsque celle-ci reste comprise entre 50 et 500 km² environ. On peut retenir les ordres de grandeur qui sont de 10 à 15 % pour les pluies journalières et de 30% environ pour les pluies horaires.

6.6. Apport de la géostatistique dans l'étude de l'abattement

Dans le protocole décrit au paragraphe 6.4. pour valider les calculs du paragraphe 6.3., on peut remarquer que 18 stations ont été utilisées pour calculer les séries test de pluie moyenne, alors que 13 stations ont servi pour l'estimation de g_s d'après l'expression (12). Ceci illustre un des avantages principaux de la méthode proposée qui est d'utiliser au mieux l'information couramment disponible. En effet l'intensification des mesures hydrométéorologiques est en France un phénomène relativement récent et les réseaux denses de mesures pluviographiques ont une durée d'existence encore faible, exception faite de quelques régions privilégiées comme les Cévennes. L'utilisation du variogramme pour évaluer les intercorrélations entre stations et aboutir ainsi à un calcul plus réaliste des paramètres de la distribution fréquentielle des pluies moyennes, permet de combiner une information temporelle ponctuellement assez riche mais rare dans l'espace (les quelques stations pluviographiques longues d'une région) avec une



a: Relations entre la surface et les valeurs spatiales du gradex et de la pluie centennale horaire. Les valeurs obtenues en faisant la moyenne pondérée des distributions ponctuelles, sont continuellement croissantes, tandis que, en tenant compte de l'autocorrélation spatiale (gradex spatial), on observe un nivellement.

★ Pluies centennales en trois stations du bassin.

b: Abattement α_s en fonction de la surface. Les valeurs sont pratiquement identiques pour les pas de temps compris entre 2 et 12 heures (une seule courbe). Au delà de 100 km², la relation abattement-surface ne croît plus de manière significative.

$$\alpha_s = \left(1 - \frac{g_s}{g_p}\right) \quad \begin{array}{l} g_s: \text{gradex spatial} \\ g_p: \text{moyenne pondérée des gradex.} \end{array}$$

Figure 10 : Valeurs spatiales et ponctuelles (d'après Lebel, 1984)

information spatiale plus fournie mais qui s'étend sur une faible durée. Ainsi sur la zone du Gardon d'Anduze le variogramme des événements pluvieux à divers pas de temps a-t-il été inféré à partir d'un réseau de 34 stations, nettement plus dense que celui de 18 stations utilisé pour les séries test ou que celui des 13 stations longues.

Les excellent résultats du tableau 3 ne doivent pas masquer toutes les approximations d'ordre méthodologique qui sont à la base de ces calculs, approximations qui méritent d'être discutées.

- 1) On étudie la distribution de Z_s , mais on ne sait pas sous quelles conditions on peut affirmer que la distribution de Z_s converge vers celle de Z_s .
- 2) On utilise un variogramme qui a été calé sur des séries d'événements pluvieux, dont la définition est différente de celle des pluies maximales mensuelles dont on estime le gradex.
- 3) On est incapable de fournir une fourchette d'erreur théorique prenant en compte à la fois les erreurs induites par l'inférence du modèle de variogramme et celles découlant de l'ajustement des lois de Gumbel ponctuelles.

Le bilan provisoire de cette approche doit être évalué d'un triple point de vue : l'acquis, les prolongements souhaitables et les précautions d'utilisation :

- + elle a été validée de manière satisfaisante, pour plusieurs tailles de bassin et plusieurs pas de temps, dans une zone où la variabilité des paramètres de la distribution fréquentielle est importante.
- + elle manque d'un soutien théorique plus rigoureux, ou de validations expérimentales plus systématiques, qui permettraient son extension à d'autres ensembles régionaux.
- + la dimension caractéristique des bassins auxquels elle est applicable ne saurait dépasser une à deux fois la valeur de la portée, car au-delà l'hétérogénéité devient telle que la loi de Gumbel pourrait ne plus être valide.

7. CONCLUSION

Les recherches menées sur chacun des trois volets de l'étude régionale présentée ici ne se situent pas à un égal degré d'avancement.

Ainsi peut-on considérer que la question de l'ajustement des distributions ponctuelles a été réglée de manière satisfaisante à l'aide des outils classiques de l'inférence statistique. Peu de prolongements sont à attendre de ce côté, excepté pour des pas de temps inférieurs à l'heure.

La cartographie des paramètres ponctuels a montré tout l'intérêt de l'interpolation optimale de type "krigeage", aussi bien pour comparer entre elles les variabilités spatiales des paramètres selon les pas de temps et les périodes de retour considérés, que pour tracer des cartes dont on peut localement apprécier le degré de fiabilité, grâce par exemple au calcul des écarts-types d'erreur d'estimation. On a pu également montrer l'apport que l'on pourrait attendre de la prise en compte du relief dans le tracé de ces cartes, apport qu'une technique comme le cokrigeage permet d'optimiser. L'étape ultime devrait ici être la validation des cartes par comparaison des valeurs reconstituées par interpolation avec d'éventuelles valeurs observées. Une telle validation n'est à l'heure actuelle envisageable que pour le pas de temps journalier car toutes les séries pluviographiques longues ont été utilisées pour le tracé des cartes alors que de nombreuses stations pluviométriques restent à exploiter. Une étude plus fine de la variabilité à petite échelle (distances inférieures à 10 km) serait également intéressante.

Pour ce qui est, enfin, de la distribution des durées moyennes spatiales, il semble que la géostatistique permette le calcul des deux premiers moments de la distribution dans le cas où la

pluie n'est pas homogène sur le bassin considéré. Cette approche pourrait a fortiori permettre de déboucher sur le calcul de coefficients d'abattement dans le cas où la pluie est supposée homogène, c'est-à-dire sur de faibles surfaces pour lesquelles la variabilité spatiale de la distribution fréquentielle peut être en première approximation négligée. Par les questions théoriques qu'elle soulève, aussi bien que du fait des difficultés de validation des résultats obtenus, cette approche mériterait d'être testée plus amplement et sur d'autres régions.

En dépit des différences qui existent dans la conception de chacune des parties de l'étude, il faut souligner qu'elles ont été développées parallèlement et que l'ensemble forme un tout, permettant aussi bien de répondre à des questions d'ordre théorique qu'aux préoccupations pratiques des ingénieurs. La géostatistique n'est ici qu'un outil parmi d'autres, qui dans l'état actuel permet de valoriser au mieux spatialement les connaissances ponctuelles obtenues grâce à l'inférence statistique classique.

BIBLIOGRAPHIE

- Brunet-Moret, Y. et M. Roche, 1986. Etude théorique et méthodologique de l'abattement des pluies. Cah. ORSTOM, sér. hydrol., Vol. III, n°4.
- Delhomme, J.P., 1976. Application de la Théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau. Thèse de Docteur Ingénieur. Ecole des Mines, Paris.
- Duband, D., 1967a. Distribution of the sum of daily precipitations. in: International Hydrology Symposium, vol. 1 pp. 516-526. Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- Duband, D., 1967b. Compléments sur l'estimation du gradex d'une station et de la pluie moyenne sur un bassin. Note interne EDF/DTG (09-67 DD:JJ).
- Dubrulle, O., 1981. "krigeage et splines en cartographie automatique". Thèse de Docteur Ingénieur. Ecole des Mines, Paris.
- Fiorentino, M. and S. Gabriele. 1984. A Correction for the Bias of Maximum-Likelihood Estimators of Gumbel Parameters. Journal of Hydrology. Vol. 73, pp.39-49.
- Guillot, P. and D. Duband. 1967. The Gradex to Compute Extreme Flood Probability from the Observation of Rainfall. in: International Hydrology Symposium, vol. 1 pp. 506-515 Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- Journal, A., and Huijbregts, Ch., 1978. Mining geostatistics. Academic Press. New York.
- Laborde, J. P., 1984. Analyse des données et cartographie automatique en hydrologie. Eléments d'hydrologie lorraine. Thèse d'Etat. INPL. Nancy.
- Label, T., 1984. Moyenne Spatiale de la Pluie sur un Bassin Versant: Estimation Optimale, Generation stochastique et Gradex des Valeurs Extremes. Thèse de Docteur Ingénieur. Institut National Polytechnique de Grenoble, France.
- Label, T., and G. Bastin. 1985. Variogram Identification by the Mean-square Interpolation Error Method with Application to Hydrology Fields. Journal of Hydrology. Vol. 77, 31-56. Natural Environment Research Council. 1975. Floods studies report. Vol. 5. NERC. London UK.
- Natural Environment Research Council. 1975. Flood Studies Report Vol. 5. NERC. London U.K.
- Obled, Ch., 1986. Introduction au Krigeage à l'usage des hydrologues. 2èmes Journées Hydrologiques, ORSTOM Montpellier.

- Revfeim, K.J.A., 1983. On the Analysis of Extreme Rainfalls. *Journal of Hydrology*, Vol. 62 pp. 107-117.
- Serra, J., 1967. Echantillonnage et estimation locale des phénomènes de transition mincés. Thèse de Docteur Ingénieur, Institut de Recherche de la Sidérurgie.
- Slimani, M. 1985. Etude des pluies de fréquence rare à faible pas de temps sur la région Cévennes-Vivarais. Thèse de D. I., USMG-INPG, Grenoble.
- Slimani, M., and T. Lebel. 1986. Comparison of three methods of estimating rainfall frequency parameters according to the duration of accumulation. *International symposium on flood frequency and risk analyses*. En cours d'édition par D. Reidel publishing company.
- Tourasse, P., 1981. Analyses spatiales et temporelles de précipitations et utilisation opérationnelle dans un système de prévision des crues. Thèse de Docteur Ingénieur. USMG-INPG, Grenoble.