

L ESTIMATION DES LAMES D'EAU MOYENNES ET EXCEPTIONNELLES

J.D. CREUTIN, G. DELRIEU, T. LABEL

Institut de Mécanique de Grenoble
BP 68 - 38402 SAINT MARTIN D'HERES CEDEX

Résumé : Différentes méthodes statistiques d'estimation de la quantité de pluie tombant sur un bassin versant sont décrites et brièvement illustrées.

Le krigeage est proposé pour estimer les lames d'eau moyennes à partir d'un réseau de pluviomètres. Les capacités de cette technique d'interpolation à prendre en compte la structure spatiale de la pluie et à fournir un indicateur de l'erreur commise constituent ses avantages majeurs.

Une méthode originale d'identification de la loi de distribution des lames d'eau exceptionnelles (périodes de retour longues) est présentée ; elle permet d'appliquer la méthode classique du GRADEX lorsque les séries pluviométriques longues sont rares ou mal réparties dans la région étudiée.

Après un bref rappel des possibilités du radar météorologique en pluviométrie, une approche de l'étalonnage de telles mesures de télédétection à l'aide de mesures sol est évoquée dans le cadre de la géostatistique.

8A 246

O.R.S.T.O.M. Fonds Documentaire

N° : 39686

Cote : B

13 JUIN 1994

I. INTRODUCTION

L'aménagement de petits bassins versants pose souvent le problème de la maîtrise de l'eau dans des régions où la pluviométrie est très irrégulière tant d'un point de vue spatial que temporel (régions montagneuses du Sud de la France par exemple). Cette irrégularité, conjuguée à la faible superficie des bassins versants et à des réseaux pluviométriques généralement peu denses, rend délicate l'estimation des lames d'eau apportées sur ces bassins par la pluie ; or, une bonne connaissance des apports pluviométriques est nécessaire lors de l'aménagement hydraulique d'un bassin versant.

Le but de cette communication est de présenter dans une première partie, des techniques statistiques capables d'estimer, à l'aide d'un réseau pluviométrique, d'une part des lames d'eau moyennes qui peuvent être nécessaires lors de la gestion d'un ouvrage, d'autre part des lames d'eau de fréquence rare (risque de pluie extrême) qu'il peut être utile de connaître lors du dimensionnement d'un ouvrage en l'absence d'information limnimétrique suffisante.

Dans une deuxième partie est évoquée la possibilité de compléter les mesures réalisées à l'aide de pluviomètres par des mesures de télédétection produites par des radars météorologiques ; le développement récent de ce procédé de mesure permet d'espérer dans un avenir relativement proche son utilisation opérationnelle en hydrologie.

II. UTILISATION DES RESEAUX PLUVIOMETRIQUES

1. Estimation des lames d'eau moyennes

Afin d'estimer la lame d'eau moyenne apportée par la pluie sur un bassin versant la démarche la plus simple consiste à combiner linéairement les mesures ponctuelles réalisées par un réseau pluviométrique ; si l'on répertorie par x_i les différents points de mesures disponibles ($i=1, n$) et si l'on note z la hauteur de pluie, la lame d'eau moyenne z_B sur un bassin versant donné B égale à $\int_B z(x) dx$, peut être estimée (les valeurs estimées sont étoilées) de la manière suivante :

$$(2) \quad z_B^* = \sum_{i=1}^n \lambda^i z(x_i)$$

Se pose alors le problème du choix des facteurs de pondération λ^i qui peuvent être arbitrairement choisis égaux à $\frac{1}{n}$, cas de la moyenne arithmétique, ou bien répondre à des critères plus complexes ; de nombreuses méthodes ont été proposées aux hydrologues, la plus répandue est celle de Thiessen (automatisée par DISKIN, 1970) qui consiste à égaler λ^i à l'"aire d'influence" de la station x_i ; (ensemble des points du bassin plus proche de la station x_i que des autres stations) ; si il donne parfaitement satisfaction dans le cas de bassins contenant plusieurs points de mesure, ce système de pondération peut être facilement pris en défaut lorsque les points de mesure sont moins bien répartis ou peu nombreux.

Une solution plus raisonnable, mais plus complexe, à ce problème de choix de pondérateurs est offerte par la géostatistique ; initialement proposée par des météorologues (GANDIN, 1985), sous le nom d'analyse objective, cette approche de l'estimation spatiale a été développée dans le cadre des sciences de la terre (MATHERON, 1985 et DELHOMME, 1978) sous le nom de krigeage ; elle consiste à imposer à l'estimateur z_B^* des contraintes statistiques de non biais et d'optimalité.

Ces contraintes portent sur l'erreur d'estimation ($z_B^* - z_B$) où z_B représente la vraie valeur (inconnue) de la lame d'eau; le non biais assure que cette erreur est nulle en espérance :

$$(3) \quad E(z_B^* - z_B) = 0$$

L'optimalité garantie que l'espérance quadratique de cette erreur est minimale :

$$(4) \quad E(z_B^* - z_B)^2 \quad \text{minimale}$$

La satisfaction conjointe des critères (2) et (3) conduit après linéarisation de z_B^* suivant (2) et dérivations partielles successives de (4) par rapport aux poids λ^i au système de krigeage :

$$(5) \quad \begin{cases} \sum_{j=1}^m \lambda^j E(z(x_j) \cdot z(x_i)) + \mu E(z(x_i)) = E(z(x_i) \cdot z_B) & i=1 \text{ à } n \\ \sum_{i=1}^m \lambda^i E(z(x_i)) = E(z_B) \end{cases}$$

Ce système contient des termes qu'il est possible d'approcher expérimentalement (notamment les covariances $E(z(x_j) \cdot z(x_i))$ qui caractérisent la ressemblance des mesures faites aux stations x_i et x_j mais certains termes ne sont accessibles qu'après modélisation statistique du phénomène (c'est le cas de la covariance $E(z(x_i) \cdot z_B)$ qui caractérise les co-fluctuations entre les mesures d'une station et la valeur de la lame d'eau que l'on cherche à estimer).

Le modèle choisi suppose l'existence d'une liaison fonctionnelle entre la ressemblance statistique des mesures faites en deux points, et la distance qui sépare ces points ; cette relation, appelée fonction de structure, exige, pour être identifiée, que le phénomène étudié possède de bonnes propriétés statistiques dites de stationnarité (constance dans l'espace des paramètres statistiques définissant la variable étudiée).

La fonction de structure la plus couramment utilisée est le variogramme :

$$(6) \quad \gamma(h) = \frac{1}{2} E(z(x) - z(x+h))^2$$

qui possède l'avantage de recourir à des hypothèses de stationnarité assez faibles (stationnarité dite intrinsèque des deux premiers moments des différences $z(x) - z(x+h)$) ; cette fonction peut être identifiée à partir d'un seul champ de pluie dont on veut caractériser individuellement la structure (l'espérance E est alors comprise de manière spatiale) ou bien à partir d'un ensemble de champs dont on veut caractériser globalement la structure (E est compris en terme climatologique ce qui permet d'utiliser le même modèle pour un type de pluie donné) ; dans un contexte opérationnel cette modélisation climatologique s'avère plus souple. Comme le montre la figure 1 (tirée de LEBEL 1984) les valeurs expérimentales du variogramme obtenues pour différentes distances h sont ajustées à l'aide d'un modèle de fonction de structure (courbe continue) ; les variogrammes proposés sont caractéristiques d'un phénomène continu (pas de discontinuité à l'origine) pour lequel le degré de ressemblance entre mesures ponctuelles s'annule à une distance (ou portée) d'environ 30 km, assez caractéristique du pas de temps choisi (ici 2h).

Le choix du variogramme comme fonction de structure et l'hypothèse de moyenne constante dans l'espace ($E(z(x)) = E(z_B) = m$ en tout x) permettent de poser le système de krigeage (4) comme suit :

$$(7) \quad \begin{cases} \sum_{j=1}^m \lambda^j \gamma(R_{ij}) + \mu = \gamma(R_{i,S}) & i=1, n \\ \sum_{i=1}^m \lambda^i = 1 \end{cases}$$

où $R_{i,j}$ représente la distance entre les points x_i et x_j et $\gamma(R_{i,j})$ représente l'intégrale $\frac{1}{4} \int_0^1 \gamma(R_{i,j}) dx$. Lorsque le système (7) est vérifié, la variance d'estimation (4) prend la valeur suivante :

$$(8) \quad E(z_B^* - z_B)^2 = 2 \sum_{i=1}^n \lambda^i \gamma(R_{i,s}) - \gamma(R_{s,s}) - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda^i \lambda^j \gamma(R_{i,j})$$

qui constitue un bon indicateur de la précision que l'on peut attendre de l'estimateur utilisé.

Cette manière d'estimer les lames d'eau moyennes apparaît donc plus fiable que les méthodes traditionnellement utilisées en hydrologie dans la mesure où elle prend en compte la variabilité spatiale de la pluie au moyen de la fonction de structure ; elle apparaît également plus complète puisqu'elle donne une estimation de l'erreur commise.

2. Estimation des lames d'eau exceptionnelles

Lorsque l'on dispose pour un bassin versant d'une longue série de mesures de lames d'eau moyennes, l'analyse fréquentielle de cette série permet d'évaluer les lames d'eau de fréquence rare sous l'hypothèse que la distribution des valeurs estimées z_B^* par la formule (2) est une bonne approximation de la distribution des lames d'eau vraies z_B données par la formule (1).

Des méthodes, maintenant classiques en hydrologie, permettent d'estimer les débits de fréquence rare, en utilisant la connaissance de la distribution des lames d'eau pour compléter l'information limnimétrique dont l'extrapolation vers les fortes périodes de retour est souvent peu fiable : méthode du GRADEX (GUILLLOT, 1967 et 1981) pour les périodes de retour supérieures à 100 ans, méthode SOCOSE et CRUPEDIX (OBERLIN, 1980 et 1983) pour les périodes de 2 à 50 ans.

Comme l'on s'intéresse essentiellement aux valeurs fortes (exceptionnelles) on s'attache généralement à ne modéliser que la partie correspondante de la distribution. Somme de variables ponctuelles dont la distribution est asymptotiquement exponentielle, les lames d'eau extrêmes sont distribuées elles aussi exponentiellement (GUILLLOT, 1966 et vérification expérimentale dans LEBEL, 1984) sous réserve que le bassin versant soit de taille faible compte tenu de la variabilité de la pluviométrie au pas de temps considéré.

Le traitement statistique des valeurs extrêmes se fait généralement en sélectionnant les maxima des pluies ponctuelles mesurées sur un intervalle de temps donné (mois, saison etc...), pour une raison réputée homogène d'un point de vue pluviométrique.

On cherche alors à ajuster à la distribution expérimentale de ces maxima une loi de probabilité dont le comportement asymptotique soit identique à celui de la variable de base, "pluie ponctuelle".

C'est le cas de la loi de GUMBEL dont la fonction de répartition s'écrit :

$$(9) \quad F(z) = \exp\left(-\exp\left(-\frac{z_M - z_0}{a}\right)\right)$$

où z_M est le maximum calculé sur un intervalle de temps donné, et dont HERSHFIELD (1960) a montré qu'elle s'appliquait dans des régions de climat très différents les uns des autres.

Le même type de modélisation peut-être entrepris sur les lames d'eau lorsque ces dernières peuvent être estimées à l'aide d'un grand nombre de postes pluviométriques. Ceci est rarement le cas à l'heure actuelle pour les faibles pas de temps ($< 24h$), car il existe relativement peu de séries longues pluviographiques, et les études fréquentielles requièrent au moins 15 ans de données (mais de préférence le double) pour pouvoir extrapoler de façon fiable. Lorsque le nombre de postes diminue, la variance d'estimation

donnée par (8) devient forte, ce qui rend dangereux l'approximation de z_B par z_B^* .

Grâce à l'intensification récente des efforts entrepris pour équiper les bassins versants en mesure pluviométrique, on dispose par contre de réseaux assez denses spatialement, fonctionnant depuis quelques années seulement. C'est la raison pour laquelle une méthode a été proposée pour utiliser cette information spatiale en complément de l'information temporelle.

Les deux paramètres (Z_0 et α) de la loi de GUMBEL (9), sont classiquement estimés par la méthode des moments, méthode simple à mettre en oeuvre et robuste dès lors que le modèle est bien adapté à la distribution expérimentale ; les deux paramètres estimés Z_0^* et α^* sont obtenus de telle façon que :

$$(10) \quad E(Z_M) = \int Z_M \cdot f(Z_M; Z_0^*, \alpha^*) \cdot dZ_M = \bar{Z}_M$$

$$(11) \quad \text{Var}(Z_M) = \int Z_M^2 \cdot f(Z_M; Z_0^*, \alpha^*) \cdot dZ_M = S_{Z_M}^2$$

où \bar{Z}_M et $S_{Z_M}^2$ sont les deux premiers moments de la distribution des maxima expérimentaux.

L'inférence du modèle se ramène donc à la détermination de \bar{Z}_M et $S_{Z_M}^2$, sachant que ces deux moments ne peuvent être calculés directement à partir d'une série expérimentale de lames d'eau si le réseau n'est pas assez dense \bar{Z}_M et $S_{Z_M}^2$ risquant alors d'être des estimateurs très biaisés de $E(Z_M)$ et $\text{Var}(Z_M)$.

Si on dispose par contre d'un réseau dense ayant fonctionné sur une durée fiable, on aura un estimateur sans biais de la moyenne $E(Z_M)$ grâce à la formule (2), le problème de l'estimation de $\text{Var}(Z_M)$ restant entier puisque les moments d'ordre 2 possèdent une forte variance d'échantillonnage. On va donc utiliser le variogramme, préalablement identifié grâce au réseau dense.

En effet, $\text{Var}(z_B)$ peut être estimée par :

$$(12) \quad \hat{S}_{z_B}^2 = \text{Var} \left(\sum_{i=1}^n \lambda^i z(x_i) \right)$$

$$(13) \quad = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda^i \lambda^j \text{cov}(z(x_i), z(x_j))$$

Or nous avons une relation simple entre le variogramme et le corrélogramme :

$$\gamma(R) = \sigma^2 (1 - \rho(R)) \text{ qui se simplifie en :}$$

$$(14) \quad \gamma(R) = 1 - \rho(R)$$

si le variogramme est unitaire. D'où :

$$(15) \quad \text{cov}(z(x_i), z(x_j)) = \rho_{i,j} \cdot \hat{\sigma}_i \hat{\sigma}_j \\ = (1 - \gamma_{i,j}) \hat{\sigma}_i \hat{\sigma}_j$$

si le paramètre α de la loi de GUMBEL (que d'aucuns appellent le "Gradex") est estimé par la méthode des moments, nous avons :

$$(16) \quad \alpha_i^* = K \cdot \hat{\sigma}_i = K S_{i_M}$$

où S_{i_M} est l'écart type de la série climatologique ponctuelle des maxima et de même :

$$(17) \quad \alpha_B^* = K \cdot S_{Z_M}$$

En introduisant les relations 13, 15 et 16 étendues de Z_0 à Z_M dans (17), nous obtenons :

$$a_B^* = \left(\sum_i \sum_j \lambda^i \lambda^j (1 - \delta_{ij}) a_i^* a_j^* \right)^{1/2}$$

et
$$Z_{0B}^* = \bar{Z}_B^* - 0.577 \cdot a_B^*$$

Commentaires

Malgré les approximations successives effectuées lorsque l'on passe du problème initial (calcul direct de la distribution de Z_0) à la solution proposée (estimation de l'écart-type climatologique de la distribution des maxima sur un intervalle de temps donné de la variable Z_0^* , on a pu obtenir d'excellentes vérifications expérimentales de la méthode proposée en comparant les résultats avec les valeurs obtenues sur des distributions expérimentales là où des séries longues de pluies moyennes pouvaient être calculées (LEBEL, 1984).

On conçoit cependant que des précautions sont à prendre puisqu'aucune vérification graphique ne pourra être entreprise. La méthode est variable si les maxima suivent le mieux possible une loi de GUMBEL. En effet, lorsqu'il existe des "cassures" dans la distribution, l'estimation du paramètre a , par la méthode des moments peut-être fortement biaisée. Dans le cas limite d'indépendance entre les $Z(x)$, la loi de GUMBEL ne s'applique qu'à la partie supérieure des échantillons de valeurs moyennes. Pour pouvoir estimer ses paramètres par la méthode des moments, il faudrait alors sélectionner des maxima sur des intervalles de quelques années (au lieu de de 1 mois à 1 an), mais alors la taille des échantillons de pluies ponctuelles devient trop faible pour que l'inférence soit robuste.

D'une façon générale, il faudra donc veiller :

- à avoir des intercorrélations fortes entre les stations, c'est à dire notamment à travailler sur des bassins de taille relativement faible, comparée à la distance de décorrélation du phénomène.

- à ce que les distributions ponctuelles expérimentales soient-elles-mêmes très proches d'une distribution de GUMBEL.

En cas de cassure dans une distribution ponctuelle, il vaut mieux, soit éliminer la station concernée, soit augmenter l'intervalle de temps sur lequel sont calculés les maxima, jusqu'à ce que la cassure disparaisse et à condition que la taille de l'échantillon reste assez grande (> 30).

Lorsqu'elle est appliquée dans de bonnes conditions, la méthode proposée présente plusieurs avantages :

- elle a une validité régionale dont l'étendue est celle de l'aire de validité de la fonction de structure.
- les calculs à mettre en oeuvre ne sont pas longs, surtout si l'on a déjà procédé à l'inférence de la fonction de structure pour d'autres motifs (cartographie par exemple).
- l'information disponible est utilisée au mieux.

En effet, on combine une information temporelle ponctuellement bonne mais assez rare dans l'espace avec une information spatiale bien fournie mais qui s'étend sur de faibles durées.

III. UTILISATION DU RADAR METEOROLOGIQUE

1. Principe de la mesure

La mesure des intensités de précipitation à l'aide d'un radar météorologique est rendue possible par la forte influence que les gouttes de pluie exercent sur la propagation des ondes électromagnétiques dans l'atmosphère, pour des longueurs d'onde de 3 à 10 cm. Cette mesure, réalisée par analyse des ondes rétrodiffusées, permet la localisation spatiale de la pluie et sa caractérisation sachant que la puissance réfléchiée par les gouttes (le facteur de réflectivité R) est proportionnelle à la puissance sixième de leur diamètre :

$$(18) \quad R = \int_{D_{\min}}^{D_{\max}} N(D) \cdot D^6 \cdot dD \quad (\text{mm}^6/\text{m}^3)$$

où $N(D)$ est la distribution granulométrique des gouttes en fonction de leur diamètre D .

Mais ce facteur de réflectivité seul ne permet pas la détermination de l'intensité de pluie dont la valeur est donnée par l'expression :

$$(19) \quad Z = 3.6 \cdot 10^6 \frac{\pi}{6} \int_{D_{\min}}^{D_{\max}} N(D) \cdot D^3 \cdot (V_T(D) - W) \cdot dD \quad (\text{mm/R})$$

où $V_T(D)$ représente la vitesse terminale de chute des gouttes de diamètre D et W la composante verticale de la vitesse du vent. En effet seules les hypothèses sur les valeurs de $N(D)$, $V_T(D)$ et W permettent de rapprocher les formules (18) et (19). Dans la pratique on a recours à des relations réflectivité-intensité empiriques de type puissance, établies à l'aide de mesures radar, pluviographiques et/ou spectrogranulométriques :

$$(20) \quad R = a Z^b$$

On peut noter que la plupart des nombreuses relations $R-Z$ proposées dans la littérature (BATTAN, 1973) diffèrent assez peu pour des intensités comprises entre 10 et 100 mm/h. Cependant les ajustements obtenus présentent une forte dispersion due à la variabilité de la distribution granulométrique dans l'espace et dans le temps.

2. Validation des mesures radar :

Compte tenu des problèmes posés par la gestion de réseaux classiques les hydrologues ne peuvent rester indifférents aux possibilités offertes par le radar : acquisition en temps réel depuis un seul point de mesure d'une information concernant l'état des systèmes pluvieux sur une vaste région ($\sim 10^4 \text{ km}^2$), avec une haute résolution spatio-temporelle.

L'évaluation de la mesure radar à différentes échelles de temps et d'espace a donné lieu à des nombreuses recherches (résumées dans WILSON-BRANDES, 1979). Les mesures pluviographiques de réseaux très denses servent généralement à l'établissement d'une pluie de référence. Dans les meilleurs cas, les erreurs moyennes obtenues dans ces différentes études se situent dans une fourchette de 40 à 60%. Ces performances modestes peuvent se dégrader notablement dans des conditions locales défavorables. Ainsi l'utilisation du radar de Dammartin en Goelle (CREUTIN, DELRIEU, OBLED 198) a conduit à des erreurs de l'ordre de 100% au pas de temps journalier. Ces résultats médiocres sont imputables dans cette étude (voir illustration) :

- aux échos de sol qui affectent les 70 premiers kilomètres autour du radar
- aux masques qui occultent certains secteurs de l'image
- à l'éloignement du radar par rapport à la zone de travail : en effet

la qualité de la mesure se dégrade très sensiblement au delà de 100 km pour les systèmes précipitants à faible extension verticale (augmentation de la taille et élévation en altitude du faisceau).

3. Améliorations envisageables :

De nombreux autres facteurs peuvent affecter la mesure des réflectivités : bande brillante, propagation anormale, calibration électronique défectueuse etc..

Ces problèmes peuvent être partiellement résolus par :

- un choix judicieux du matériel radar et de son emplacement.
- le développement de logiciels permettant l'identification et la correction en temps réel des phénomènes parasites.

Deux possibilités sont, d'autre part, envisageables pour essayer de prendre en compte la variabilité spatiale et temporelle de la relation R-Z :

- développer des techniques de mesure radar permettant de caractériser la pluie par plus d'un paramètre ; la double polarisation est à priori la solution la plus prometteuse (DOVIK, 1983) ; la vulgarisation de ce type de matériel n'est cependant pas envisageable à court terme.
- utiliser l'information pluviographique pour corriger la mesure radar ; plusieurs méthodes ont été proposées ;

La plus simple consiste à définir à partir de N points de comparaison entre mesures radar et pluviographiques un facteur multiplicatif F qui sera appliqué à l'ensemble de l'image préalablement transformée par une relation R-Z choisie à priori (BARNSTON, THOMAS 1983 ; HAROLD et al. 1974) ; une méthode plus élaborée consiste à régionaliser le facteur de correction F (BRANDES, 1974) par interpolation des rapports Z_s/Z_r (Z_s mesure pluviométrique, Z_r mesure radar correspondante) ; Ces deux méthodes constituent en fait une modulation temporelle et spatiale du coefficient multiplicatif de la relation R-Z. La géostatistique a permis une approche différente de l'ajustement du radar (CREUTIN, DELRIEU, LEBEL 1985) ; l'estimation de la lame d'eau Z_0 sur un bassin versant est réalisée par combinaison linéaire de mesures radar et pluviographiques :

$$(21) \quad Z_0^* = \sum_{i=1}^n \lambda_s^i Z_s(x_i) + \sum_{k=1}^N \lambda_r^k Z_r(x_k)$$

On impose à cet estimateur de cokrigage les contraintes classiques de non biais (3) et d'optimalité (4). Mais le développement de ces équations conduit à un système de taille très importante qui compromet la mise en oeuvre pratique de la méthode.

Des simplifications sont donc nécessaires. On peut ainsi décomposer la pluie au sol Z_B en deux termes orthogonaux : \hat{Z}_B^r et E_B où \hat{Z}_B^r est une préestimation non biaisée de Z_B , reposant sur les mesures radar, et E_B un résidu d'espérance nulle. Les conditions (3) et (4), nous amènent à résoudre deux systèmes disjoints, du fait de l'orthogonalité des deux variables : krigeage de \hat{Z}_B^r :

$$(22) \quad \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda^j E(\hat{Z}_j^r \cdot \hat{Z}_i^r) + \mu E(\hat{Z}_i^r) = E(\hat{Z}_i^r \cdot \hat{Z}_B^r) & i=1, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda^i E(\hat{Z}_i^r) = E(\hat{Z}_B^r) \end{cases}$$

Minimisation du résidu par moindres carrés :

$$(23) \quad \sum_{j=1}^n \lambda^j E(E_i \cdot E_j) = E(E_i \cdot E_B) \quad i=1, n$$

La résolution du premier système est triviale si le maillage radar couvre le bassin versant. On utilise comme préestimation les données radar remises à niveau par un facteur F constant dans l'espace. Les résidus ϵ_i sont les différences entre cette surface radar corrigée et les mesures pluviographiques.

Les performances de ces différentes méthodes sont fonction de la densité du réseau d'étalonnage. Pour l'étude déjà citée, un réseau de un appareil pour 700 km² permet une réduction de l'erreur à 35% pour l'ajustement par un facteur F constant et à 20% pour la méthode du cokrigage simplifié. En outre, cette dernière méthode se révèle plus stable que l'ajustement par facteur F régionalisé pour tous les types de situations météorologiques.

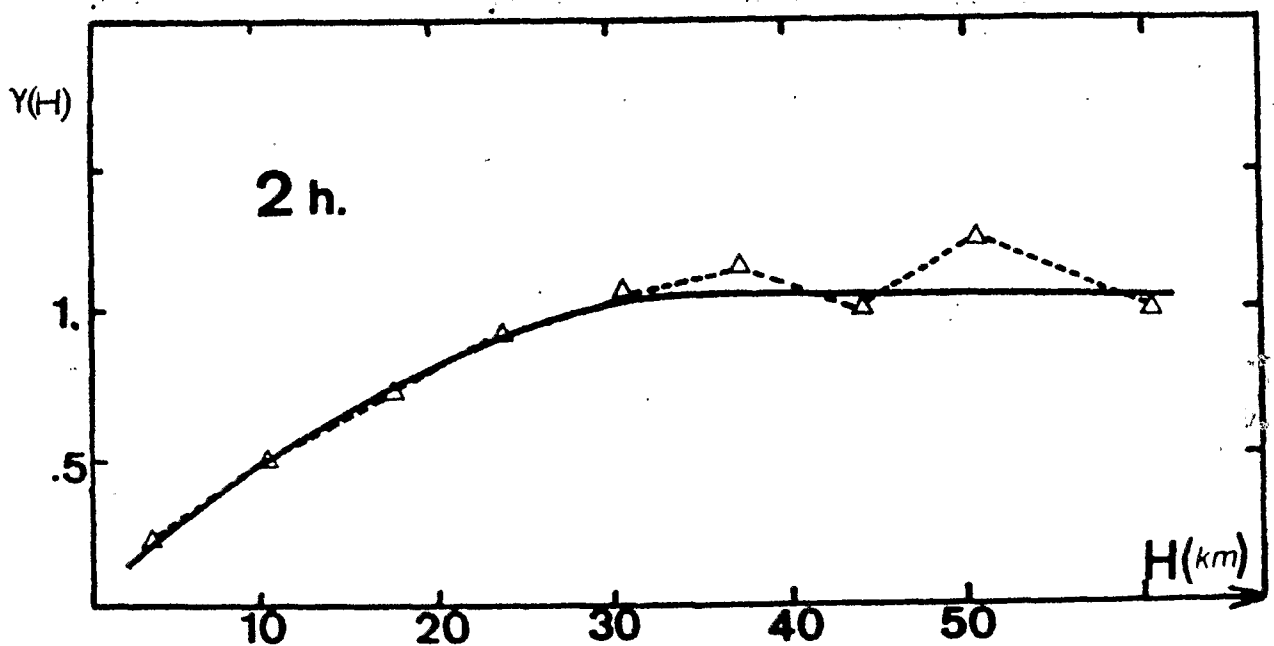
CONCLUSION

L'évolution des techniques de mesure pluviométrique conduit à la mise en place de dispositifs de plus en plus coûteux (réseaux pluviographiques télétransmis, radars météorologiques). L'utilisation des mesures qu'ils produisent mérite d'être aussi sophistiquée que possible afin d'utiliser au mieux l'information acquise.

La géostatistique paraît être un outil bien adapté au traitement de ces données dans la mesure où les résultats fournis présentent une certaine optimalité sans nécessiter le recours à une forte puissance de calcul (dans une phase d'exploitation les techniques proposées sont aisément mises en oeuvre sur microprocesseur pour des réseaux comprenant une centaine de stations); la possibilité de traiter conjointement des mesures de nature différente (radar et sol par exemple) en fait également un outil de traitement très souple.

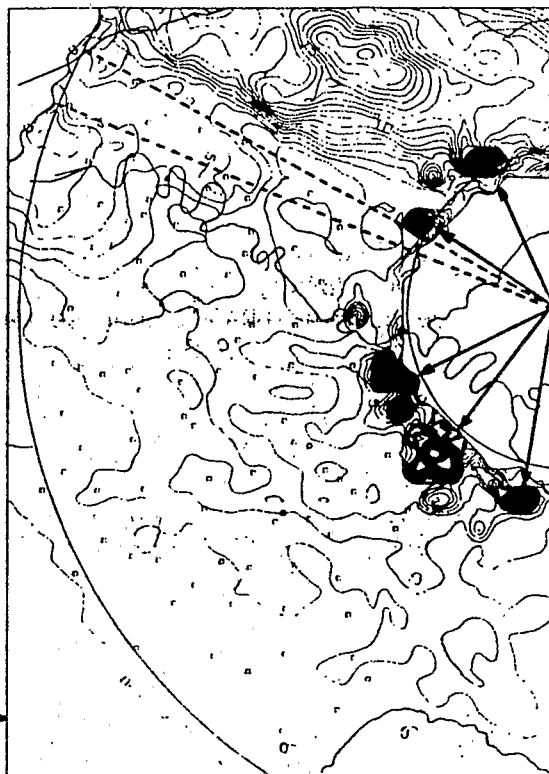
figure 1

Variogramme climatologique pour les pluies de 2 heures en région Cévenole





pluie de référence



pluie mesurée par le radar MELODI
(10 cm) de Dammartin en Goelle

0, 20,0 40,0 60,0 80,0 km



pluie radar après étalonnage
par cokrigage simplifié

0, 20,0 40,0 60,0 80,0 km

Figure 2 : pluie du 3/10/80 (Bassin Parisien)

- la pluie de référence a été obtenue par krigeage des mesures d'un réseau de 98 pluviomètres (un appareil pour 200 km² environ)
- Noter sur l'image de la pluie radar brute, les échos de sol qui affectent les premiers kilomètres, et la bonne ressemblance des cellules du Nord-Ouest de la zone si l'on fait abstraction du masque partiel de l'azimut N 210E.
- L'étalonnage du radar a été réalisé à l'aide de 29 stations pluviométriques. Il a permis une remise à niveau moyen correcte et une bonne compensation des effets du masque partiel.



Bibliographie:

- DISKIN, 1970:
On the computer evaluation of Thiessen weights.
Journal of Hydrology, 11, 69-78
- GANDIN, 1965:
Objective analysis of meteorological fields
Israel Program for Scientific Translation, Jerusalem, p 242
- MATHERON, 1970:
La théorie des variables régionalisées et ses applications.
Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique. Fontainebleau. fasc. 5, p 212
- GUILLOT, DUBAND, 1966:
Estimation des valeurs extrêmes de crues à partir des précipitations
Société Hydrotechnique de France
- GUILLOT, DUBAND, 1967:
La méthode du GRADEX pour le calcul de la probabilité des crues à partir
des pluies. Publication n°84 de l'AISH pp 560-569
- HERSHFIELD, 1960:
An empirical appraisal of the Gumbel extreme value procedure
Journal of Geophysical Research vol 65 n°6
- OBERLIN, 1980:
Estimation d'une crue décennale sur un petit bassin versant non jaugeé:
La méthode SOCOSE: Cahier n° 38, Informations Techniques C.T.G.R.E.F.
La méthode CRUPEDIX: Cahier n° 40, " " "
- LEBEL, 1984:
Moyenne spatiale de la pluie sur un bassin versant.
Thèse de docteur-Ingénieur I.N.P. Grenoble
- BATTAN, 1973:
Radar observation of the atmosphere; University of Chicago Press
- BRANDES, 1974:
Optimizing rainfall estimates with the aid of Radar.
Journal of Applied Meteorology n°14
- CREUTIN, DELRIEU, OBLED, 1983:
Calibration d'un radar météorologique pour la mesure des précipitations:
premiers résultats en région parisienne.
La Houille Blanche n°5, 6 Radar et Précipitations.
- CREUTIN, DELRIEU, LEBEL, 1985:
Rain measurement by radar-rain gauge combination: A geostatistical approach.
(non publié, soumis au Journal of Climate and Applied Meteorology)
- DOVIK, 1983:
A survey of radar measurement techniques; J.C.A.M. vol 22
- HARROLD et al, 1974:
The accuracy of radar derived rainfall measurement in hilly terrain
Quart. J. R. Met. Soc. 100 pp 331-350
- THOMAS, BARNSTON, 1983:
Rainfall measurement accuracy: a comparison of gage and radar rainfalls
J.C.A.M. Vol 22
- WILSON, BRANDES, 1979:
Radar measurement of rainfall: A summary
American Meteorological Society vol 60, n°9.