

# Variabilité spatiale de l'infiltrabilité d'un sol mesurée par la méthode du double anneau

Pascal BOIVIN (1) et Jaoudat TOUMA (2)

(1) Centre ORSTOM de Bondy, 70-74 route d'Aulnay, 93143 Bondy cédex

(2) Centre ORSTOM de Dakar, BP 1386, Dakar, Sénégal

## RÉSUMÉ

*La détermination de la conductivité hydraulique à saturation ( $K_s$ ) et de la sorptivité ( $S$ ), sur soixante essais d'infiltration sous charge constante par la méthode du double anneau, nous a permis d'étudier la variabilité spatiale de ces deux paramètres pour un sol sableux sulfaté acide de basse Casamance (Sénégal). Dans le cas étudié, la détermination de  $S$  est biaisée par les conditions expérimentales.  $K_s$  suit une loi de distribution lognormale, et possède une structure spatiale. Le semi-variogramme calculé à partir des valeurs de  $\log(K_s)$  correspond à un modèle sphérique de portée 40 m. Le coefficient de variation de  $K_s$  est de 30 %. Les variations de  $K_s$  n'ont pas pu être corrélées de façon simple à un paramètre de la description des sols concernés. Notamment il n'a pas été possible de mettre en évidence, à partir de la distribution spatiale de  $K_s$ , la présence d'un horizon superficiel argileux sur la moitié des sites.*

MOTS-CLÉS : Lois d'infiltration — Double anneau — Infiltrabilité — Sols sulfatés acides — Variabilité spatiale — Sorptivité — Conductivité à saturation.

## ABSTRACT

### SPATIAL VARIABILITY OF SOIL INFILTRABILITY USING DOUBLE-RING INFILTRMETER MEASUREMENTS

*The measurement of soil infiltrability and sorptivity on sixty experimental points, using double-ring infiltrmeters, allowed us to study spatial variability of those two parameters for a sandy acid-sulfate soil of Casamance (Senegal). In this case, sorptivity measurements were found to be biased by experimental conditions. Hydraulic conductivity ( $K_s$ ) is lognormally distributed and its values are spatially correlated. A spherical model can be fitted on computed semi-variogram of  $\log(K_s)$ , with an autocorrelation distance of 40 m. The coefficient of variation of  $K_s$  is about 30 %. Spatial variations of  $K_s$  are not correlated with simple soil parameters. Among others, it as not been possible to identify the instance of surface clay for 50 % of experimental sites.*

KEY WORDS : Infiltration equations — Double-ring infiltrmometer — Infiltration capacity — Acid sulfate soils — Spatial variability — Sorptivity — Saturated conductivity.

## 1. INTRODUCTION

L'étude des transferts de sels et d'acidité dans les sols du domaine fluvio-marin de basse Casamance nous a

conduits, dans le cadre d'un programme conjoint ORSTOM/ISRA (3), à réaliser diverses campagnes de mesures dans le but de définir les caractéristiques des transferts hydriques dans les sols de cette région. Parmi

(3) ISRA : Institut Sénégalais de la Recherche Agricole.

ces mesures nous avons réalisé, sur le site d'étude de Katouré, une série d'infiltrations par la méthode du double anneau, afin d'étudier la variabilité spatiale de l'infiltrabilité, pour les sols d'une vallée test équipée d'une digue anti-sel.

Dans une première partie (BOIVIN *et al.*, 1988), nous avons présenté le dépouillement des données et l'ajustement des modèles de PHILIP (1957) et de GREEN et AMPT (1911) aux courbes d'infiltration  $I(t)$  expérimentales.

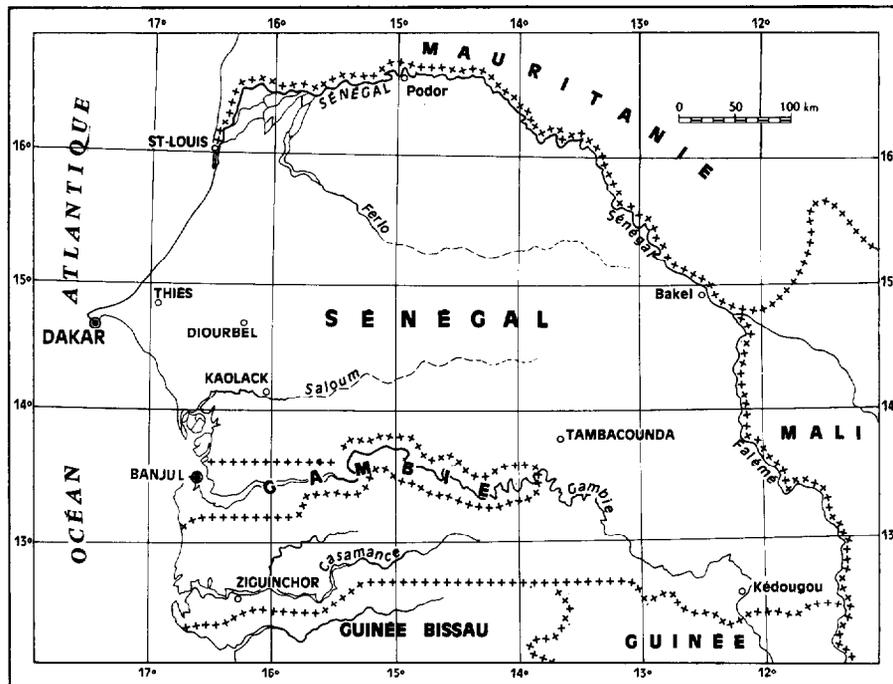


FIG. 1. — Carte de situation. *Situation map*

Les hypothèses sous-jacentes à l'application de ces modèles n'étant pas toujours respectées lors de la conduite de nos essais d'infiltration, nous avons fait appel à la simulation numérique dans une deuxième partie (TOUMA et BOIVIN, 1988), pour montrer que les paramètres obtenus lors de l'ajustement des modèles de PHILIP et de GREEN et AMPT estiment de manière satisfaisante les valeurs  $S$  et  $B$  (PHILIPP) ou  $S$  et  $K_s$  (GREEN et AMPT) pour chacun des essais d'infiltration ;  $S$  la sorptivité,  $K_s$  la conductivité hydraulique à saturation, et  $B$  un paramètre ayant les dimensions d'une vitesse et variant entre  $K_s/3$  et  $2K_s/3$  (PAR-LANGE, 1975).

A l'issue de ce travail, nous disposons donc d'une estimation des grandeurs  $S$  et  $K_s$  pour une cinquantaine de sites répartis sur une parcelle de 8Ha. Nous étudierons dans cette troisième partie les caractéristiques statistiques de ces grandeurs.

## 2. PLAN D'ÉCHANTILLONNAGE, RÉPARTITION DES DONNÉES

Le plan d'échantillonnage est représenté en figure 2. Soixante sites ont été extraits aléatoirement d'un maillage uniforme de 14 m de côté.

Nous avons travaillé avec les résultats de cinquante six des soixante courbes d'infiltration, quatre essais ayant été écartés en raison de problèmes expérimentaux.

La parcelle est orientée nord-sud sur son grand axe (fig.2). La partie sud de la parcelle, située à proximité du marigot de Katouré, est salée : la figure 3 présente une carte de salure de l'horizon de surface, la salure étant mesurée sur extrait 1/5 de sol et exprimée en  $\mu S/cm$ .

D'autre part, la moitié environ des essais d'infiltration se trouve sur des sols présentant une superposition argile/sable. La couche d'argile atteint alors en moyenne 30 cm d'épaisseur, elle est superposée à un horizon

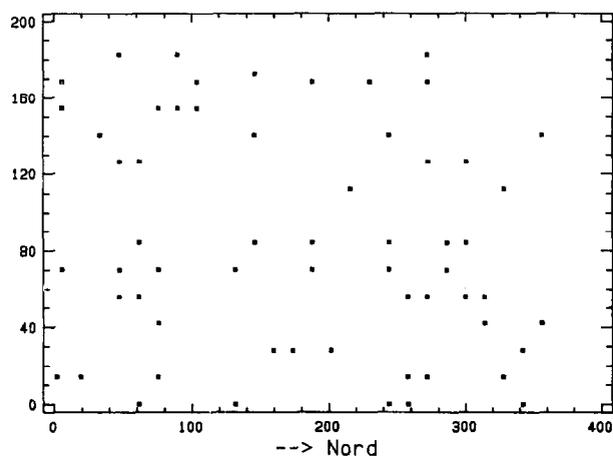


FIG. 2. — Plan d'échantillonnage (les distances sont exprimées en mètres). *Experimental design*

sableux sur plus de deux mètres, ce dernier apparaissant dès la surface dans le cas des profils entièrement sableux. Le tableau I donne les granulométries et densités moyennes des horizons sableux et argileux. La figure 4 représente la répartition de l'argile sur la parcelle.

### 3. LOI DE DISTRIBUTION DES GRANDEURS S ET Ks

Les figures 5 et 6 présentent les fonctions de répartition des grandeurs S et Ks respectivement.

Dans les deux cas, une loi lognormale ajustée est représentée. Le paramètre Ks s'ajuste parfaitement à la loi lognormale de moyenne 0.4 et d'écart type 0.33. Ks est exprimé en mm/mm.

En revanche, le paramètre S a un comportement

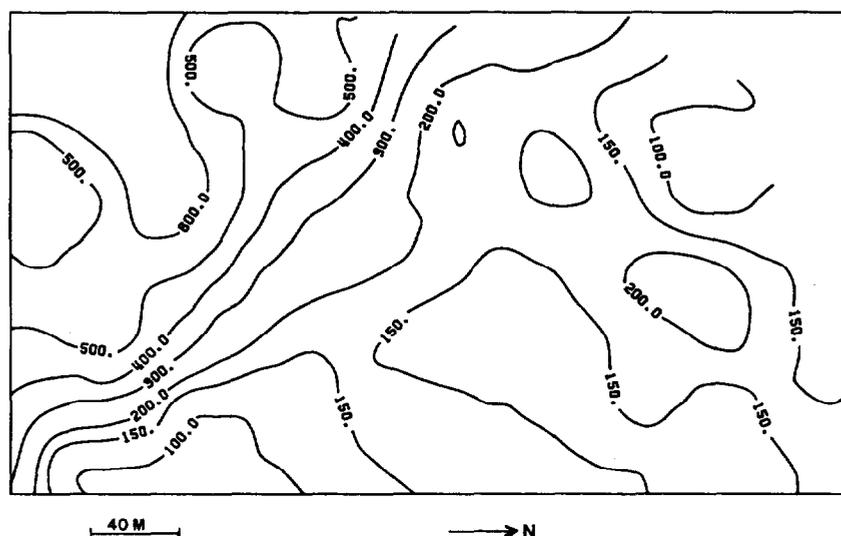


FIG. 3. — Salure de l'horizon de surface. Mesure effectuée sur extrait 1/5 de sol. Résultat exprimé en micro-Siemens/cm. *Mapping of soil surface salinity*

TABLEAU I  
Granulométries moyennes des horizons argileux (2) et sableux (4)

		A	LF	LG	GF	GG	Total	den.
(2)	Moy.	53.7	12.4	5.7	14.3	6.8	96.5	
	Ec.Type	10.7	2.4	9.1	8.3	4.2		1.4
(4)	Moy.	9.2	8.5	5.4	55.5	25.9	99.5	
	Ec.Type	3.9	1.3	2.9	8.9	10.1		1.67

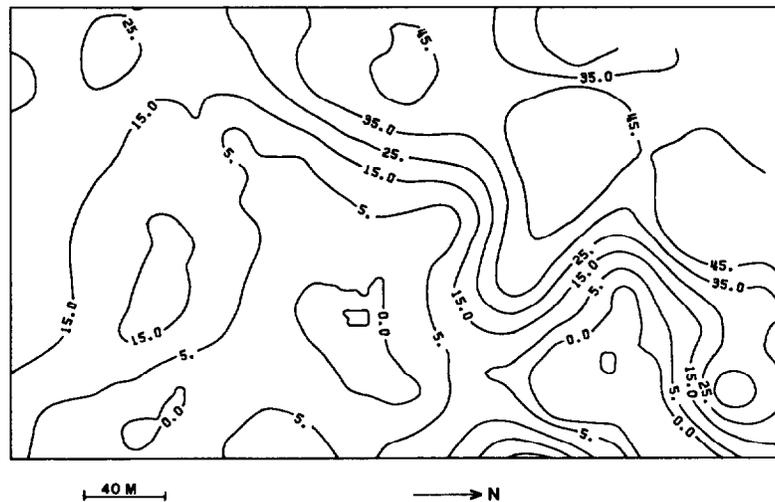


FIG. 4. — Carte d'épaisseur de l'horizon argileux de surface. *Mapping of surface clay thickness*

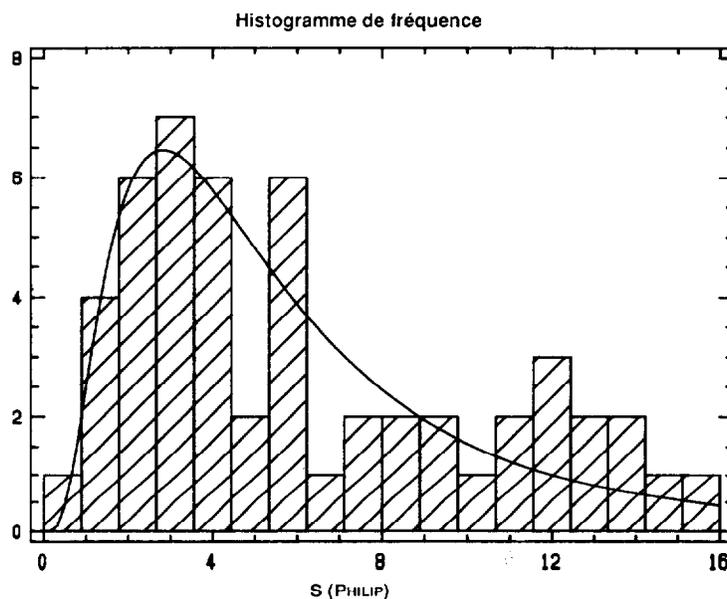


FIG. 5. S (Philip), Loi de distribution. *S (Philip) : distribution function*

plus particulier. Dans une première partie (BOIVIN *et al.*, 1988), nous avons mentionné un problème d'intervention de « macropores » en début d'infiltration. Pour s'affranchir de ce phénomène, nous avons soustrait de la lame infiltrée cumulée le « volume de macropores » identifié, sans préciser la nature exacte des « macropores ».

Si cette correction joue peu sur la détermination des valeurs de  $K_s$ , puisque ce paramètre dépend

essentiellement de la pente de la courbe  $I(t)$ , qui reste inchangée par une translation de l'origine, en revanche les valeurs de  $S$  sont fortement diminuées. Ceci explique l'aspect bimodal de la fonction de répartition de  $S$  : les valeurs les plus faibles correspondent, en général, aux essais d'infiltration pour lesquels une correction du volume de « macropores » a été opérée.

Pour  $K_s$ , il n'est pas possible de distinguer à partir de la fonction de répartition :

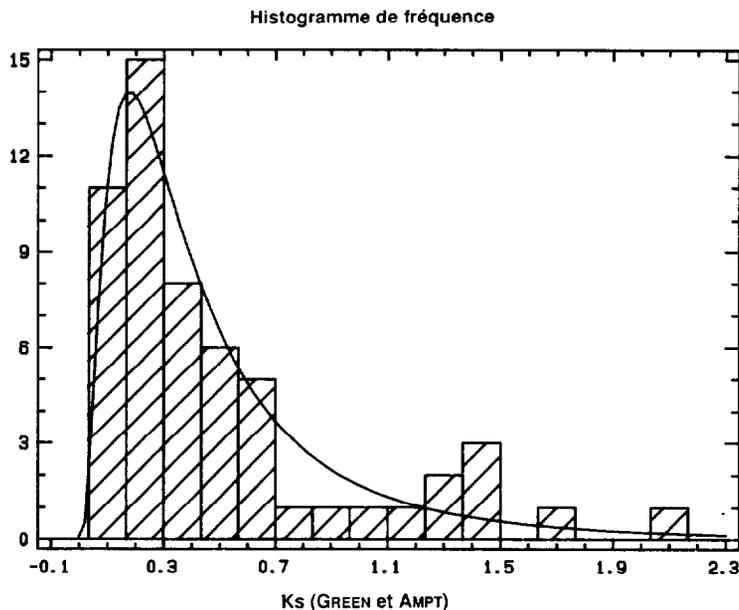


FIG. 6. — Ks (GREEN et AMPT), loi de distribution. Ks : en mm/mn. *Ks (GREEN et AMPT) : distribution function*

- les profils purement sableux des profils à couche argileuse de surface,
- les profils avec ou sans « macropores ».

En effet, en segmentant de cette façon le lot de données, on trouve des fonctions de répartition aux moyennes et écart types statistiquement identiques.

#### 4. VARIABILITÉ SPATIALE

Cette étude ne porte que sur Ks, la grandeur S étant biaisée dans sa détermination par la correction effectuée sur les données.

L'étude de la variabilité spatiale fait appel à la théorie des variables aléatoires régionalisées (MATHERON, G., 1965), dont les applications sont devenues d'un emploi courant en pédologie : une revue en a été récemment publiée par GASCUEL (1987) et GOULARD *et al.* (1987).

Les calculs et graphiques qui sont présentés ont été obtenus à partir du logiciel GEOSTAT-PC (BOIVIN, 1988).

Ks ayant une distribution lognormale, nous avons travaillé sur le logarithme de cette grandeur. Travailler sur la variable dont la distribution est lognormale pose en effet des problèmes numériques, les résultats, bien que similaires à ceux obtenus sur la variable transformée, étant plus difficiles à interpréter. L'estimation du variogramme, notamment, est plus sensible aux points extrêmes de la fonction de répartition (DOWD, P., 1984).

Le variogramme brut calculé sur les 56 valeurs de  $\ln(Ks)$  est présenté en figure 7.

Sur ce variogramme brut, un modèle sphérique a été ajusté. Le test de validation croisée donne les meilleurs résultats pour un modèle sphérique, de portée 42 mètres, de palier 0.8 et de pépité 0.3. Ces valeurs sont exprimées en fraction de la variance expérimentale.

Rappelons que le test de validation croisée a pour principe de recalculer chaque point expérimental connu à partir de ses voisins, par krigeage et en utilisant comme interpolateur le modèle de variogramme que l'on souhaite tester. A partir de la comparaison valeurs observées/valeurs calculées, on s'intéresse généralement à l'erreur moyenne d'interpolation, qui doit être aussi proche que possible de 0, et au rapport moyen « erreur d'interpolation/écart type d'estimation », qui doit être aussi proche que possible de 1.

Le test de validation croisée donne ici les résultats suivants :

- erreur moyenne : 0,01
- rapport moyen « erreur d'estimation/écart type d'estimation » : 1.02.

Cela signifie que l'erreur moyenne d'interpolation, pour estimer le logarithme du Ks par krigeage en un point non instrumenté, est de l'ordre de  $0.01 \cdot \ln(Ks)$ , a une valeur moyenne de l'ordre de  $-1$  et un écart type de l'ordre de 0.8. L'estimation par krigeage peut donc être considérée dans ce cas comme sans biais. L'écart type d'estimation est comparable à l'erreur

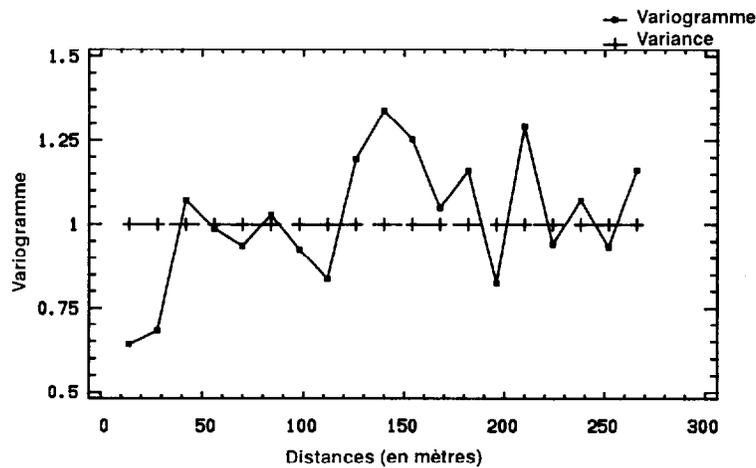


FIG. 7. — Variogramme brut des valeurs de  $\text{Ln}(K_s)$ . *Semi variogram computed on  $\text{Ln}(K_s)$  values*

d'estimation : la carte de variance d'estimation est fiable.

A titre de comparaison, une interpolation par pondération uniforme sur un voisinage glissant (même poids affecté à tous les voisins) provoque ici une surestimation moyenne des valeurs de l'ordre de 0,15.

Une pondération inversement proportionnelle à la distance provoque une erreur d'estimation comparable, et ces méthodes ne fournissent pas de carte de variance d'estimation : c'est-à-dire qu'il n'est pas possible d'apprécier la qualité de l'estimation réalisée.

On considère généralement qu'il faut de 80 à 100 points de mesure pour disposer d'une bonne évaluation du variogramme. Le faible nombre de points expérimentaux explique l'allure peu régulière du variogramme

brut obtenu. Toutefois, le plan d'échantillonnage adopté permet de disposer d'au minimum 33 couples de points par pas de distance, et de plus de 80 couples en général. De plus, ce variogramme reste très stable vis-à-vis de la suppression d'un point ou d'un groupe de points du lot de données, ce qui n'est pas le cas général.

Nous pensons donc, compte tenu du bon résultat du test de validation croisée, que le modèle ajusté est une estimation raisonnable de la structure spatiale de la grandeur étudiée.

Ce modèle a été utilisé pour calculer une carte des valeurs du logarithme de la conductivité hydraulique à saturation estimées par krigeage sur l'ensemble de la parcelle. Cette carte est présentée en figure 8.

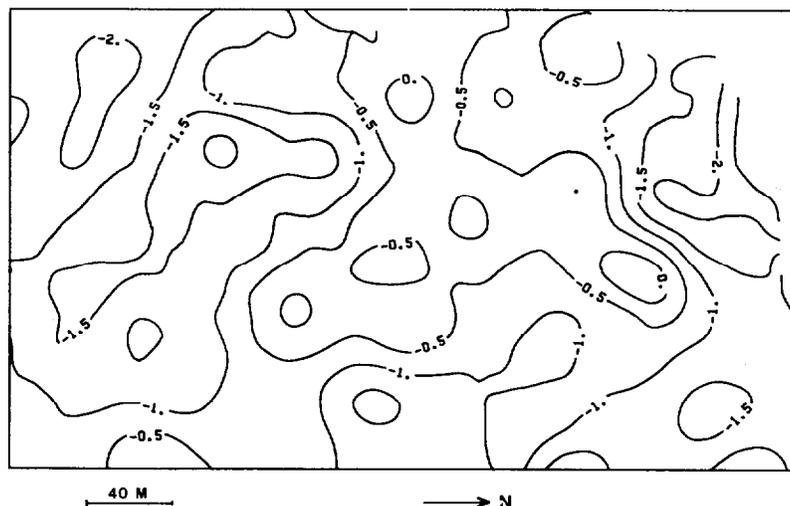


FIG. 8. — Carte des valeurs estimées par krigeage du logarithme de la conductivité hydraulique à saturation. *Kriging of logarithm values of saturated hydraulic conductivity*

## DISCUSSION

L'effet de pépite obtenu correspond à un écart type, à faible distance, de l'ordre de 0.4 pour  $\text{Ln}(K_s)$ .

Nous avons mentionné (TOUMA et BOIVIN, 1988) la possibilité d'introduction d'erreurs d'estimation de 20 % au maximum sur l'évaluation de  $K_s$ , erreurs dues à la non uniformité du profil initial d'humidité (BOIVIN *et al.*, 1988). Cet écart correspondrait à des erreurs de l'ordre de 0.2 sur la valeur  $\text{Ln}(K_s)$ . L'effet de pépite estimé ne peut donc pas être imputé uniquement à des variations du profil d'humidité initiale.

Il faut alors rechercher son origine :

— soit dans l'erreur de mesure due au protocole expérimental. Cependant, des essais répétés sur deux des sites, quelques mois après cette expérimentation, ont donné des résultats voisins pour l'estimation de  $K_s$ . Il est donc permis de penser que la détermination est relativement précise et que la première cause est peu vraisemblable. L'effort expérimental nécessaire pour déterminer l'origine de cet effet étant trop important, il n'a pas été entrepris dans le cadre de cette étude ;

— soit dans une variation à faible distance des caractéristiques physiques du sol ;

— soit dans le nombre insuffisant de couples de mesures à faible distance, introduisant éventuellement une incertitude sur la détermination de l'effet de pépite.

Le palier observé correspond à un écart type à grande distance (plus de 40 mètres) de l'ordre de 0.78 pour  $\text{Ln}(K_s)$ . Si l'on ramène ces résultats à  $K_s$ , on peut estimer le coefficient de variation au-delà de la distance d'autocorrélation à environ 30 %.

La portée observée, d'environ 40 m, signifie qu'au-delà de cette distance, et à cette échelle d'observation, deux mesures de  $K_s$  sont indépendantes statistiquement. La corrélation entre deux mesures augmente ensuite rapidement en-deçà de 40 mètres, d'autant plus forte que deux points de mesure sont proches. Elle nous permet d'affirmer que les essais d'infiltration donnent des résultats cohérents : si le « bruit de fond » de la mesure, ou erreur de mesure, était trop important, le variogramme aurait un aspect purement aléatoire.

La connaissance de cette portée peut également être utilisée par la suite lors d'une caractérisation de la conductivité hydraulique à saturation des sols de la vallée. Il devient inutile de réaliser des mesures à moins de 40 mètres de distance. En effet, ces mesures seraient auto-corrélées, et un effort expérimental serait donc gaspillé pour obtenir une information redondante.

La distribution lognormale de  $K_s$  a déjà été mentionnée par de nombreux auteurs : VAUCLIN (1982) et GASCUEL-ODOUX (1987) présentent une synthèse des connaissances acquises sur la variabilité spatiale de certains paramètres du sol. En revanche, la portée identifiée est relativement élevée. Des chiffres de 2 à 21 m sont cités, dans sa synthèse bibliographique, par C. GASCUEL (1987) qui conclut à une tendance à de très courtes distances d'autocorrélation pour  $K_s$ .

Il est en fait difficile de comparer des études réalisées à différentes échelles d'observation, avec des moyens de mesure différents. Cet aspect a conduit certains auteurs à décrire la variation des propriétés du sol comme un objet fractal (BURROUGH, 1983, a,b,c).

le coefficient de variation de 30 % est relativement faible au regard des chiffres cités dans la bibliographie. On peut y voir un effet du dispositif de mesure, dont la surface totale était de 1 m<sup>2</sup>. Cette surface, relativement importante, a pu absorber une variabilité à faible distance, qu'une détermination sur petit monolithe non perturbé aurait mis en évidence.

## CONCLUSION

L'étude de la variabilité spatiale de la conductivité hydraulique à saturation montre dans un premier temps que le dispositif expérimental a donné des résultats satisfaisants, faisant apparaître une structure spatiale de la grandeur  $K_s$ .

Les résultats obtenus sont cohérents par rapport à ceux rencontrés dans la bibliographie, avec toutefois un faible coefficient de variation.

La dimension du dispositif de mesure peut avoir ici joué un rôle, que nous tenterons de préciser ultérieurement.

Il n'est pas possible, à ce stade, de définir une relation entre l'un des paramètres de la description morphologique des sols et les variations spatiales du  $K_s$ . En particulier, la présence aléatoire d'une couche superficielle d'argile de 30 cm d'épaisseur en moyenne n'est pas détectable aux vu des résultats d'infiltrabilité des sols.

Il sera donc nécessaire de recourir aux paramètres analytiques et à l'analyse multivariable pour tenter de mettre en évidence le déterminisme de la variabilité spatiale de la conductivité hydraulique à saturation.

*Manuscrit accepté par le Comité de Rédaction le 10 mai 1989*

## BIBLIOGRAPHIE

- BOIVIN (P.), 1988. — Programmes conversationnels de calcul géostatistique pour micro-ordinateur, GEOSTAT-PC, Bull. GFHN, juin 1988.
- BOIVIN (P.), TOUMA (J.), ZANTE (P.), 1988. — Mesure de l'infiltrabilité des sols par la méthode du double anneau. I. Résultats expérimentaux. *Cah. ORSTOM, sér. Pédol.*, vol. XXIV, n° 1 : 17-25.
- BURROUGH (P.A.), 1983a. — Multiscale sources of spatial variation in soils. I. The application of fractal concepts to nested levels of soil variation, *J. of Soil Sci.*, 34 : 577-598.
- BURROUGH (P.A.), 1983b. — Multiscale sources of spatial variation in soils. II. A non brownian fractal model and its application in soil survey, *J. of Soil Sci.*, 34 : 599-620.
- BURROUGH (P.A.), 1983c. — Problems of superimposed effects in statistical study of the spatial variation in soil. *Agric. Water Manageme*, 6(2/3) : 123-143.
- DOWD (P.), 1984. — Lognormal geostatistic, *Sciences de la terre, série Informatique Géologique*, 18 : 49-68.
- GASCUEL-ODOUX (C.), 1987. — Variabilité spatiale des propriétés hydriques du sol, cas d'une seule variable : revue bibliographique, *Agronomie*, 7 (1) : 61-71.
- GOULARD (M.), VOLTZ (M.), MONESTIEZ (P.), 1987. — Comparaison d'approches multivariées pour l'étude de la variabilité spatiale des sols, *Agronomie*, 7 (9) : 657-665.
- GREEN (W.H.), AMPT (G.A.), 1911. — Studies on soil physics. 1 : The flow of air and water through soils. *J. Agric. Sci.*, 4 : 1-24.
- MATHERON (G.), 1965. — Les variables régionalisées et leur estimation, Editions MASSON, Paris.
- PARLANGE (J.Y.), 1975. — A note on the Green & Ampt equation, *Soil Sci.*, 119 : 466-467.
- PHILIP (J.R.), 1957. — The theory of infiltration : 4. Sorptivity and algebraic infiltration equations. *Soil Sci.*, 84 : 257-264.
- TOUMA (J.) et BOIVIN (P.), 1988. — Mesure de l'infiltrabilité des sols par la méthode du double anneau. II. Simulation numérique. *Cah. ORSTOM, sér. Pédol.*, vol. XXIV, n° 1 : 27-37.
- VAUCLIN (M.), 1982. — Méthodes d'étude de la variabilité spatiale des propriétés d'un sol. Colloque S.H.F.-I.N.R.A., Avignon, juin 1982 : 9-45.